

LA CONVERGENCIA DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

Begoña GARCIA GRECIANO
José Luis RAYMOND BARA
José VILLAVARDE CASTRO

I. INTRODUCCION

LOS intentos de implantación en la Europa comunitaria de una unión económica y monetaria han propiciado la aparición de un interés creciente —académico, político y profesional— por todo lo relacionado con el análisis de la convergencia, tanto en lo que se refiere a sus aspectos reales como a los estrictamente monetarios (1). Como consecuencia de este renovado interés por la materia, han proliferado en los últimos años los estudios correspondientes (en especial, los de naturaleza empírica), examinando, sobre todo, los procesos de convergencia (o divergencia) entre países, e incluso entre regiones; no obstante, para niveles de desagregación espacial más amplios —como es, por ejemplo, el caso de las provincias españolas—, los análisis realizados son, por el momento, mucho menos abundantes (2).

Tratando de mitigar un poco la escasa literatura existente sobre el particular, el objetivo de este artículo es indagar en el conocimiento de los rasgos básicos que presiden la evolución del proceso de convergencia provincial en España, lo que se hace para un horizonte temporal relativamente largo (el que va de 1955 a 1991), y utilizando como fuente de información estadística los informes sobre *Renta nacional de España y su distribución provincial* del actual BBV.

Así pues, de acuerdo con el objetivo genérico perseguido, el trabajo se estructura en torno a los siguientes aspectos: inicialmente (apartado II), se examina la dinámica de la convergencia sigma de las provincias españolas, y se compara ésta con la correspondiente a la de las regiones. A continuación, en el apartado III se plantea el problema de la sensibilidad de los resultados obtenidos a la variable utilizada (PIB per cápita o renta familiar disponible per cápita), para, seguidamente (apartado IV), ocuparse de los cambios en la posición relativa de las provincias españolas, examinando, pues, el grado de movilidad existente entre ellas y contrastando, también, en qué medida el PIB per

cápita provincial y la estructura productiva están correlacionados. En el apartado V, la preocupación se centra en desentrañar si es razonable esperar, o no, un aumento en el grado de convergencia provincial (reducción de las desigualdades interprovinciales), lo que implica analizar algunos aspectos de la llamada convergencia beta condicionada. Puesto que todo el análisis anterior se efectúa tomando como referencia la media nacional española, en el apartado VI se aborda el estudio de la convergencia de las provincias españolas con la media comunitaria, observándose que, en gran medida, ésta viene explicada por la convergencia de España (como país) con la Unión Europea. Por último, en el apartado VII se presentan las conclusiones más representativas.

II. LA CONVERGENCIA SIGMA DE LAS PROVINCIAS Y REGIONES ESPAÑOLAS

Tal y como han puesto de relieve numerosos autores, el modelo neoclásico de crecimiento sostiene la hipótesis de que la movilidad de factores y la existencia de rendimientos decrecientes a escala en factores de producción individuales propician, con el paso del tiempo, un proceso de convergencia entre los niveles de desarrollo de los pueblos; un buen número de trabajos empíricos, de los que el ya clásico de Barro y Sala i Martín (1991) es pionero, abogan por la existencia de estos procesos de convergencia en distintos ámbitos espaciales. Por el contrario, los modelos de crecimiento endógeno (tomando en cuenta la relativa falta de movilidad factorial, la existencia de rendimientos crecientes a escala en determinados factores productivos, etc.) consideran que tal proceso de convergencia no tiene por qué darse necesariamente, abriendo así la puerta a nuevas vías de explicación de los fenómenos de divergencia real que existen, en la actualidad, en muchos ámbitos territoriales.

Pues bien, sin ánimo de entrar en disquisiciones acerca de cuál de los dos modelos genéricos es más relevante (3), el carácter fundamentalmente descriptivo que tiene este estudio nos lleva a plantear, inicialmente, si, desde el punto de vista de las provincias españolas, ha existido o no un proceso de convergencia (sigma) a lo largo de las tres décadas y media últimas. Puesto que por convergencia sigma —lo que Baumol *et al.* (1994) denominan «homogeneización»— se entiende una reducción en el grado de dispersión de la variable objeto de estudio (en nuestro caso, el PIB per

cápita), la fórmula utilizada para su cómputo es la siguiente:

$$\text{sigma}_t = [\sum_i (\ln \text{PIBpc}_t - \ln \text{PIBpc}_i)^2 / 50]^{1/2}$$

donde $\ln \text{PIBpc}_t$ y $\ln \text{PIBpc}_i$ son, respectivamente, el logaritmo del PIB per cápita nacional y provincial (de la provincia i) en el año t . Calculado el valor de la expresión anterior para el período 1955-1991, se aprecia en el gráfico 1 que se ha producido un claro proceso de convergencia sigma entre las provincias españolas, proceso que ha sido particularmente intenso hasta finales de los años setenta, pero que, sin embargo, se ha moderado bastante (y, en cierto sentido, estabilizado o interrumpido) en los años siguientes (4). Además, habiendo computado también, a efectos meramente comparativos, la evolución de la convergencia sigma para las regiones españolas durante el mismo lapso temporal, se observan tres hechos de interés:

— En primer lugar (y difícilmente podría ser de otra forma), que existe una relación muy estrecha entre la evolución de la convergencia sigma provincial y la regional.

— En segundo lugar, que habiéndose debilitado bastante el proceso de convergencia sigma en los años ochenta, tal debilitamiento ha sido ligeramente más acusado en el ámbito regional que en el provincial.

— Por último, que el nivel de la dispersión en el PIB per cápita es algo mayor entre provincias que

GRAFICO 1
CONVERGENCIA SIGMA DEL LOGARITMO DEL PIB PER CÁPITA

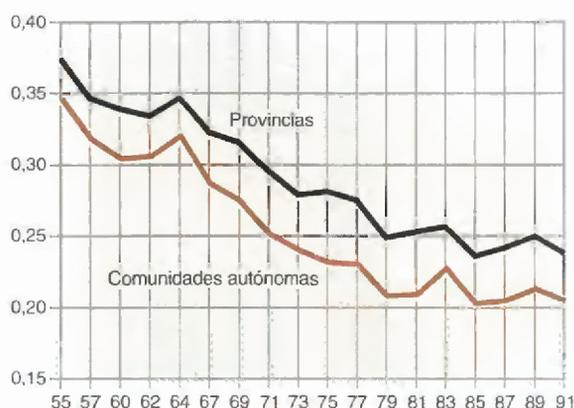
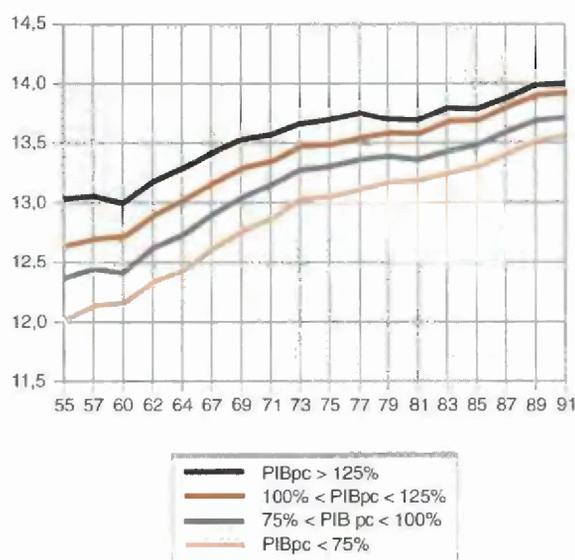


GRAFICO 2
EVOLUCION DEL LOG. PIB PER CÁPITA MEDIO. POR GRUPOS DE PROVINCIA



entre regiones, fenómeno que puede explicarse, parcialmente, por el mayor grado de desagregación utilizado en el análisis provincial que en el regional y, parcialmente también, por la existencia de una desigualdad intraprovincial importante dentro de cada región (Villaverde, 1995).

Ahora bien, en este proceso, más o menos sistemático y continuado, de reducción del grado de divergencia interprovincial (truncado en los años ochenta), no todas las provincias han jugado el mismo papel; algunas, en efecto, han contribuido considerablemente a la convergencia, mientras que otras, por el contrario, han operado en sentido inverso o, en el mejor de los casos, su aportación en una u otra dirección ha sido insignificante. En concreto, agrupando las provincias españolas en cuatro grandes bloques en función de su PIB per cápita relativo en 1955 (5), se observa (véase el gráfico 2) que son las provincias de nivel de desarrollo medio-alto las que, progresivamente, han ido reduciendo diferencias con las más avanzadas, al tiempo que los otros dos grupos también han acortado el *gap*, aunque lo han hecho de manera mucho más pausada. Asimismo, el mencionado gráfico 2 pone de relieve que, en los últimos años (desde 1985 en adelante), se frenó totalmente el

proceso de acercamiento entre los dos grupos de provincias más avanzadas, mientras que en los otros dos grupos se experimentó una cierta recuperación (iniciada ya en el bienio 1981-83), permitiendo así aproximar sus valores medios a los de las provincias más desarrolladas. Con todas las precauciones al uso, vale la pena recordar que este proceso es similar no sólo al experimentado a escala regional en nuestro país (aunque menos intenso), sino también al ocurrido a escala internacional (Raymond y García, 1994).

III. EL PAPEL REDISTRIBUTIVO DEL SECTOR PÚBLICO Y LA CONVERGENCIA SIGMA ENTRE PROVINCIAS

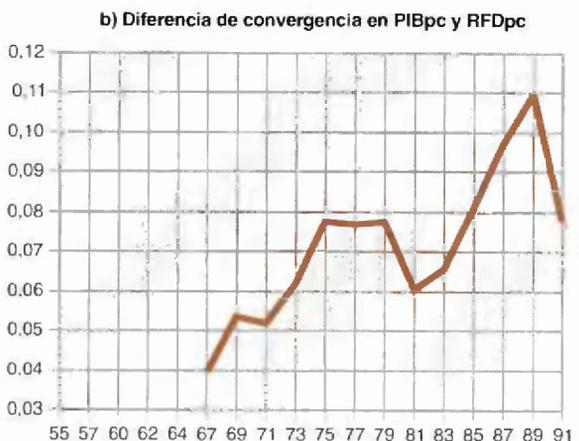
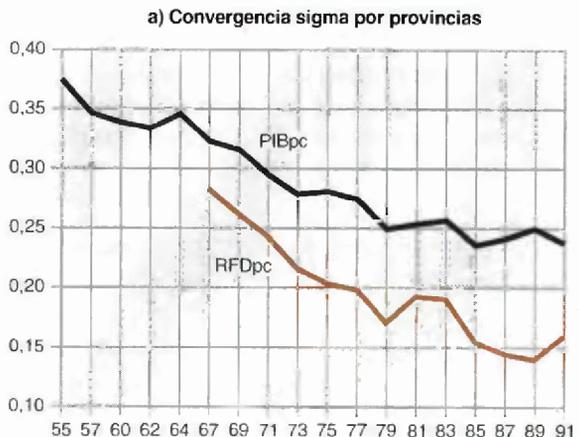
Tal y como se ha puesto de relieve en múltiples estudios empíricos, el nivel de las desigualdades espaciales de desarrollo es sensible (a veces mucho) a la variable que se utilice para medir tal concepto. Habitualmente, y éste es también nuestro caso, la variable utilizada como indicador del grado de desarrollo es el PIB per cápita, obteniéndose con la misma resultados del tipo de los reseñados en el apartado anterior. Ahora bien, si en lugar de emplear el PIB per cápita como índice de desarrollo (o bienestar) se utilizara la renta familiar disponible (RFD) per cápita, lo que muchos autores consideran más adecuado, ¿sería posible detectar modificaciones sensibles en el proceso de convergencia sigma interprovincial?

Teniendo en cuenta que la diferencia más importante entre el PIB y la RFD estriba en que esta última incluye las prestaciones sociales y las transferencias, y excluye los impuestos pagados por las familias y todas las cuotas cobradas por la seguridad social, es obvio que la conducta del sector público en los campos mencionados incide directamente sobre la evolución de la RFD, haciendo que tal magnitud siga una pauta temporal que puede diferir, a veces sensiblemente, de la exhibida por el PIB. En el caso español, se ha demostrado hasta la saciedad (véanse, por ejemplo, todos los trabajos de Alcaide publicados en distintos números de esta revista, y para un lapso temporal largo a escala regional, el de García Greciano, 1993) que, vía impuestos, cuotas y prestaciones sociales, el sector público estatal ha venido jugando un importante papel redistribuidor de la renta en favor de las provincias más atrasadas, haciendo así que las diferencias interprovinciales (e interregionales) de RFD por persona sean menos profundas que

las correspondientes al PIB per cápita. Como es obvio, este resultado no constituye más que la manifestación expresa del funcionamiento efectivo de determinados estabilizadores automáticos, estabilizadores que, por ejemplo, hacen que la presión fiscal sea mayor en las provincias más desarrolladas y que las prestaciones sociales sean más generosas en las provincias más deprimidas.

Este fenómeno (menor grado de desigualdad interprovincial en RFD per cápita que en PIB per cápita) aparece reflejado con toda nitidez en el gráfico 3, el cual, además, pone de relieve que también ha habido un claro proceso de convergencia sigma interprovincial en materia de RFD por habitante. Sin embargo, cuando se compara esta convergencia con la correspondiente a la del

GRAFICO 3



PIB por persona, además de la semejanza tendencial ya mencionada, se observan discrepancias de cierta consideración e interés, al menos en dos aspectos:

— En primer lugar, en que ha habido tres subperíodos de tiempo (los bienios 1973-75 y 1981-83, y el sexenio 1985-91) en los que la trayectoria de la convergencia sigma ha seguido una pauta opuesta para la RFD per cápita que para el PIB por habitante, ampliando (reduciendo) el *gap* entre ambas. Mientras se obtenía divergencia (convergencia) en PIB per cápita, el papel redistributivo del sector público jugaba a favor (en contra) de la convergencia en RFD per cápita.

— En segundo lugar, en que el proceso de convergencia sigma ha sido algo más intenso en la RFD per cápita que en el PIB per cápita, lo que significa que (con pequeñas oscilaciones) el diferencial de convergencia entre ambas variables ha aumentado (ver parte inferior del gráfico 3) a favor de la RFD per cápita. Naturalmente, este resultado avala la hipótesis de que el efecto redistribuidor del sector público ha ido teniendo, en términos relativos y tendenciales, una fuerza cada vez mayor.

IV. INDICES DE MOVILIDAD EN LA POSICION RELATIVA DE LAS PROVINCIAS Y ESTRUCTURA OCUPACIONAL

1. Movilidad provincial

Si bien el análisis de la convergencia sigma pone de manifiesto el proceso de acercamiento que ha tenido lugar entre los niveles de desarrollo de las distintas provincias españolas, no deja de ser cierto que no ofrece información alguna acerca de la posición relativa de cada una de ellas, y de cuál ha sido su evolución a lo largo del tiempo. Este, sin embargo, es un aspecto muy importante desde el punto de vista económico y social, ya que el fenómeno de la mayor o menor movilidad en la posición relativa de cada provincia en el contexto nacional constituye un elemento crucial para evaluar, éticamente, si el grado de desigualdad existente entre las provincias españolas es preocupante o no; en definitiva, y parafraseando a Esteban (1994), «para valorar el grado de desigualdad, es preciso tener una perspectiva temporal sobre cómo evoluciona la posición relativa de cada provincia». En efecto, si el nivel de desigualdad interprovincial (sea éste

cual sea) permanece inalterado con el transcurso del tiempo, su gravedad será mucho menor cuando el grado de movilidad en la posición relativa de las provincias sea muy alto que cuando sea muy bajo; en el primer caso, la necesidad de aplicar medidas que fomenten la convergencia real entre provincias es relativamente reducida; en el segundo, cuando las posiciones provinciales se han solidificado, tal necesidad es absolutamente imperiosa.

Al respecto, y como una primera aproximación al problema, una simple constatación del lugar ocupado por cada una de las provincias en el *ranking* del PIB per cápita nacional (cuadro n.º 1) pone de manifiesto la existencia de un cierto grado de movilidad interprovincial: así, por ejemplo, Guipúzcoa y Vizcaya, que ocupaban en 1955 la primera y segunda posición, habían pasado en 1991 a situarse, respectivamente, en los lugares decimo-cuarto y undécimo de la tabla nacional; en el otro extremo, por el contrario, la movilidad ha sido (aparentemente) menos intensa, pues los últimos puestos de la clasificación los siguen ocupando, en 1991 como en 1955, las provincias de Jaén, Badajoz y Granada.

Ahora bien, si estas referencias no tienen más que un carácter meramente puntual, que incluso podría quedar desmentido al examinar el comportamiento registrado por el resto de las provincias, el cómputo de algunas medidas de movilidad ayuda a esclarecer algo el panorama. En nuestro caso, los índices empleados para efectuar tal medición son los de Shorrocks y King (véase el recuadro adjunto), índices que, por su carácter relativamente complementario (6), ofrecen una perspectiva bastante ajustada del grado de movilidad experimentado en la posición relativa de las provincias españolas, tomando siempre como referencia el valor de su PIB per cápita relativo. En este sentido, el valor de los mencionados índices de movilidad de Shorrocks y King para los distintos subperíodos en los que hemos dividido el período de análisis 1955-1991, presentados en el cuadro n.º 2, dan pie a extraer las siguientes conclusiones:

1) Como norma general, se aprecia, especialmente con el índice de Shorrocks (gráfico 4a), que el paso del tiempo ha traído consigo una reducción bastante considerable en el grado de movilidad en la distribución de cada provincia en relación con la media nacional. Esto significa, claro está, que tales posiciones han tendido a cristalizar cada vez en mayor medida, lo que, como se apuntó previamente, hace aún más agudas las disparidades

CUADRO N.º 1

**ORDENACION DE LAS PROVINCIAS SEGUN SU PRODUCTO INTERIOR BRUTO PER CAPITA
A PRECIOS CONSTANTES**

PROVINCIAS	1955	1969	1979	1991
1. Alava	5	1	1	5
2. Albacete	45	42	41	38
3. Alicante	22	21	22	22
4. Almería	49	50	40	40
5. Asturias	7	14	20	26
6. Avila	43	44	44	42
7. Badajoz	44	45	50	50
8. Baleares	10	5	5	2
9. Barcelona	3	3	4	6
10. Burgos	23	18	21	16
11. Cáceres	46	47	46	33
12. Cádiz	31	36	39	46
13. Cantabria	6	10	17	23
14. Castellón	20	17	18	12
15. Ciudad Real	39	38	37	34
16. Córdoba	36	41	45	47
17. Coruña (La)	35	35	31	30
18. Cuenca	38	43	38	44
19. Girona	14	6	2	1
20. Granada	50	48	48	49
21. Guadalajara	28	24	19	8
22. Guipúzcoa	1	2	8	14
23. Huelva	24	31	24	41
24. Huesca	21	12	7	18
25. Jaén	48	49	49	48
26. León	26	28	30	36
27. Lleida	17	11	9	10
28. Lugo	42	40	42	45
29. Madrid	4	7	3	4
30. Málaga	40	39	36	35
31. Murcia	37	30	28	32
32. Navarra	8	8	11	7
33. Orense	47	46	47	39
34. Palencia	15	20	16	24
35. Palmas (Las)	25	23	23	21
36. Pontevedra	32	32	32	29
37. Rioja (La)	9	16	10	13
38. Salamanca	30	27	29	31
39. Santa Cruz de Tenerife	33	29	27	19
40. Segovia	18	26	26	25
41. Sevilla	19	34	34	37
42. Soria	27	25	33	28
43. Tarragona	11	9	6	3
44. Teruel	34	22	25	20
45. Toledo	41	33	35	27
46. Valencia	12	19	14	15
47. Valladolid	16	16	15	17
48. Vizcaya	2	4	12	11
49. Zamora	29	37	43	43
50. Zaragoza	13	13	13	9

INDICES DE MOVILIDAD DE SHORROCKS Y KING

El índice de movilidad de Shorrocks (S) viene dado por la expresión

$$S = 1 - I(x) / [\sum I(x_t) (\mu_t / \mu)]$$

donde I es el índice de desigualdad que se esté utilizando, x , son las rentas per cápita para cada período de tiempo, x es el vector de rentas per cápita (x_t) acumuladas para todas las provincias (y ponderadas por el peso que la población de cada provincia tiene en la población en el año que se tome como referencia), μ es la renta per cápita media del país (computada también a partir de las rentas acumuladas y ponderadas de nuevo por el peso poblacional antes mencionado) y μ_t es la renta (per cápita) media del país en el año t .

Por otro lado, el índice de movilidad de King (K) —que intenta poner de manifiesto de qué manera varían las posiciones relativas de las provincias cuando se elimina la sensibilidad respecto a las variaciones en la distribución— viene dado por la expresión

$$K = \sum k_i (\mu_i / \mu)$$

tal que

$$k = \sum_i p k_i$$

y

$$k_i = |y_i^2 - x_i^2| / \mu^2$$

donde i se refiere a las provincias, x^1 y x^2 se refieren a la distribución inicial (1) y final (2) de rentas per cápita provinciales, y donde y^2 es una distribución de rentas ficticia, en la que en las provincias que no han cambiado de posición entre el año inicial y final se cumple que $y_i^2 = x_i^1$, y en la que en las provincias que la han cambiado, pasando de la posición h a la posición j , se cumple que $y_h^2 = x_j^1$.

Para un análisis más detallado del significado, características y limitaciones de estos índices puede verse a Shorrocks (1978a y 1978b), King (1983) y Esteban (1994).

interprovinciales, sea cual sea el nivel absoluto de éstas, y, por lo tanto, la necesidad de insistir en la aplicación de políticas favorecedoras de la convergencia provincial.

2) Por el contrario, y pese a mostrar importantes fluctuaciones temporales, el índice de King (grá-

CUADRO N.º 2

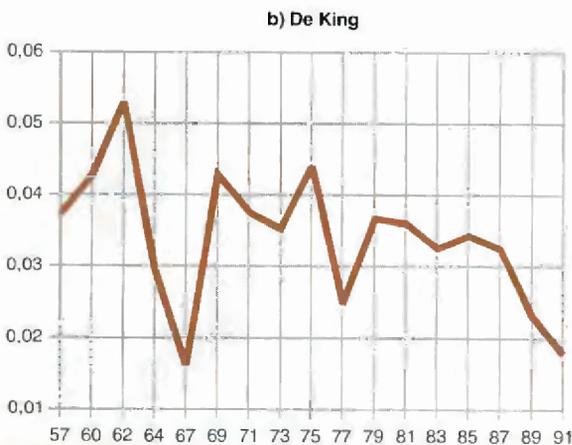
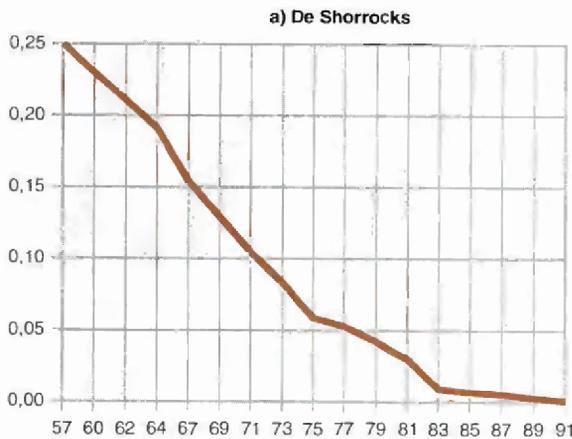
INDICES DE MOVILIDAD DE LA DISTRIBUCION POR PROVINCIAS

	Shorrocks	King
1957	0,24974	0,03714
1960	0,22984	0,04267
1962	0,21007	0,05298
1964	0,19071	0,02934
1967	0,15324	0,01599
1969	0,12916	0,04283
1971	0,10382	0,03746
1973	0,08284	0,03517
1975	0,05788	0,04400
1977	0,05242	0,02472
1979	0,04164	0,03665
1981	0,02951	0,03594
1983	0,00848	0,03254
1985	0,00641	0,03430
1987	0,00481	0,03246
1989	0,00243	0,02312
1991	0,00032	0,01772
1955-1969	0,18750	0,03597
1969-1979	0,07347	0,03643
1979-1991	0,01110	0,02956
1955-1991	0,08141	0,03225

fico 4b) revela una cierta constancia tendencial, lo que supone que, en último término, no ha variado sensiblemente el número de provincias que sobrepasaron a sus vecinas en la distribución del PIB per cápita, lo que no implica que se haya mantenido una constancia en la posición relativa de las provincias.

3) Por último, y en relación con los dos índices, se observa que el subperíodo en el que el grado de movilidad se ha visto más constreñido es el último (1979-91), subperíodo que coincide con un estancamiento notable en el grado de convergencia interprovincial. Sobre este particular, valga también señalar que, aun cuando, genéricamente, la existencia de una relación sistemática entre desigualdad y movilidad no está probada en absoluto, sí que existe un importante grado de asociación en el caso de las provincias españolas, tal y como ponen de manifiesto los valores alcanzados por el coeficiente de correlación entre el grado de desigualdad (medido por el índice de Shorrocks) y el de convergencia sigma (cuadro número 3).

GRAFICO 4
INDICES DE MOVILIDAD



2. PIB por habitante y estructura productiva

Si, con anterioridad, hemos visto que existe una cierta asociación entre grado de movilidad y grado de desigualdad, otra característica que interesa destacar es la medida en la que, en la esfera provincial, se produce una asociación positiva entre el nivel del PIB per cápita y el peso de los sectores industriales y de servicios, asociación que, por cierto, se observa de forma muy clara cuando la unidad territorial de referencia es la región en lugar de la provincia (véase Raymond y García, 1994).

Un marco conceptual sencillo, utilizable para justificar este tipo de asociación, es el que se manifiesta al tener en cuenta la distinta productividad

CUADRO N.º 3

COEFICIENTES DE CORRELACION ENTRE INDICE DE SHORROCKS Y CONVERGENCIA SIGMA

1955-1969	0,85582
1969-1979	0,92246
1979-1991	0,43704
1955-1991	0,97266

de la población ocupada que se localiza en los sectores agrícola, industrial, de servicios y de la construcción. Así, en un determinado año t , el PIB per cápita de la provincia i , Y_{it} , puede considerarse explicado por la población per cápita ocupada en la agricultura (NA_{it}), en la industria (NI_{it}), en los servicios (NS_{it}) y en la construcción (NC_{it}), a través de una relación lineal del tipo

$$Y_{it} = \alpha_1 (NA_{it}) + \alpha_2 (NI_{it}) + \alpha_3 (NS_{it}) + \alpha_4 (NC_{it}) + \mu_{it} \quad [1]$$

en donde los coeficientes α miden las productividades respectivas, y μ es el elemento de perturbación aleatoria.

Por otro lado, si la misma relación se satisface en el ámbito nacional, se tiene que

$$Y_t = \alpha_1 (NA_t) + \alpha_2 (NI_t) + \alpha_3 (NS_t) + \alpha_4 (NC_t) + \mu_t \quad [2]$$

en donde las medias nacionales se obtienen a través de la suma de las cincuenta provincias.

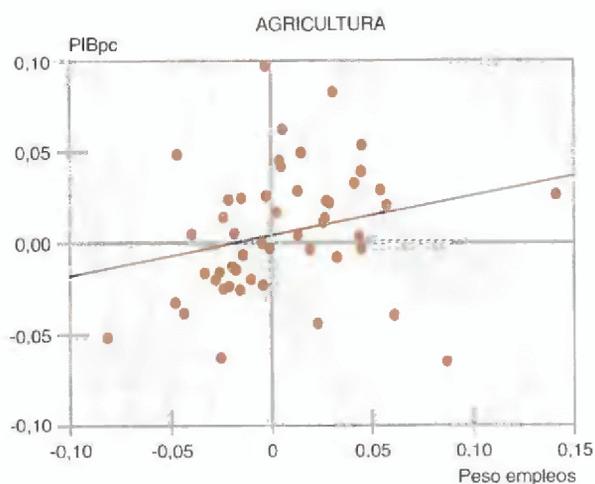
Estableciendo las diferencias entre [1] y [2] se obtiene que

$$Y_{it} - Y_t = \alpha_1 (NA_{it} - NA_t) + \alpha_2 (NI_{it} - NI_t) + \alpha_3 (NS_{it} - NS_t) + \alpha_4 (NC_{it} - NC_t) + (\mu_{it} - \mu_t) \quad [3]$$

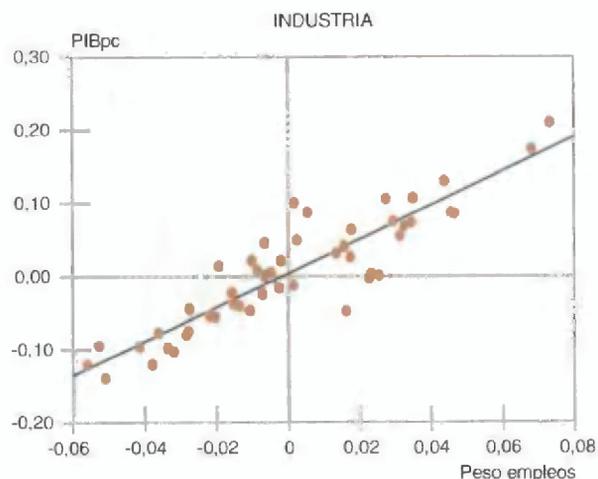
Esto es, la diferencia de PIB per cápita entre la provincia i y la media española tiene, según este planteamiento, su correspondencia en una diferencia en los empleos per cápita en los tradicionales cuatro grandes sectores productivos.

Por otro lado, los coeficientes α , en la medida en que se identifican con la productividad, no permanecerán estables en el tiempo, por lo que los resultados obtenidos al estimar la ecuación [3] variarán según cuál sea el año de referencia. Una solución de compromiso para hallar productividades medias puede ser la de «promediar» para la totalidad de los años disponibles, puesto que se trata, en definitiva, no de hallar estimaciones precisas, sino de justificar una regularidad empírica.

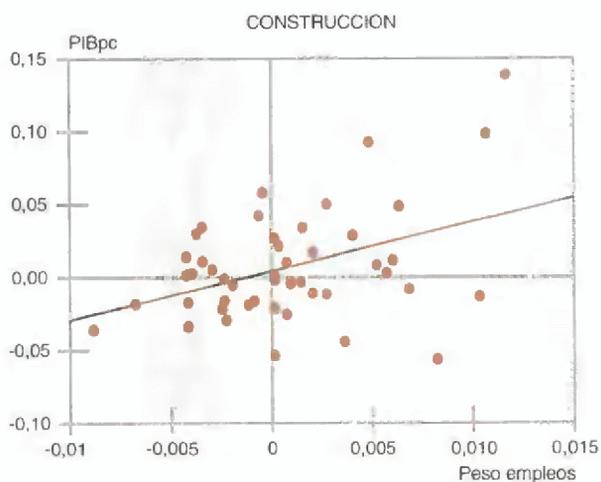
GRAFICO 5
CORRELACION PARCIAL ENTRE PIBpc Y ESTRUCTURA DEL EMPLEO



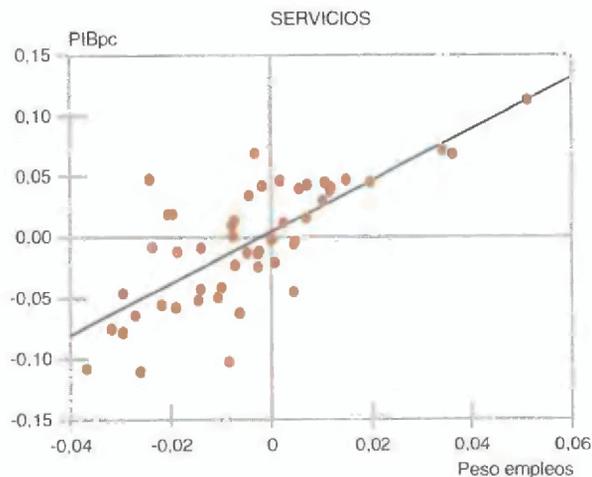
Correlación parcial = 0,21



Correlación parcial = 0,90



Correlación parcial = 0,39



Correlación parcial = 0,74

Utilizando como referencia la ecuación [3] descrita, el gráfico 5 muestra las correlaciones parciales entre PIB per cápita y estructura de la población ocupada. Así, por ejemplo, la correlación parcial entre el PIB per cápita y el peso del empleo industrial es la obtenida después de descontar la influencia del peso del empleo agrícola, de los servicios y de la construcción; ésta es la correlación más elevada de todas (0,90), indicativa de que un elevado peso del sector industrial está positiva-

mente asociado a mayores niveles de PIB por persona. Le sigue en importancia la correlación parcial hallada entre PIB per cápita y peso de los servicios; esta correlación, situada en 0,74, muestra también que la mejora en los niveles de PIB per cápita ha estado asociada al desarrollo del sector servicios. Finalmente, se halla una correlación baja entre PIB per cápita y población ocupada en el sector de la construcción (0,39) y, sobre todo, entre PIB per cápita y población ocupada en la agricultura (0,21);

de hecho, esta última correlación no es significativamente distinta de cero a un nivel de significación del 5 por 100 (el valor crítico del coeficiente de correlación es, a este nivel, de 0,28), por lo que no se precisa una asociación positiva entre el peso del sector primario y nivel del PIB por habitante.

Como es obvio, las correlaciones halladas no pretenden identificar nexos causales entre niveles de renta y estructura sectorial, ni tampoco sugerir estrategias de desarrollo provincial a través de la potenciación artificial de ciertos sectores en detrimento de otros. Se trata, únicamente, de mostrar una regularidad empírica indicativa de que, en la muestra contemplada, el desarrollo económico ha estado asociado a una expansión progresiva de los sectores industrial y de servicios. Esta es, en efecto, la evidencia disponible a escala internacional, que otros estudios documentan, y que también se verifica cuando el análisis desciende a los ámbitos geográficos de las regiones (véase Raymond y García, 1994) y, como observamos ahora, de las provincias españolas.

V. ¿CABE ESPERAR MAS CONVERGENCIA PROVINCIAL? ANALISIS DE LA CONVERGENCIA CONDICIONADA

El apartado II de este trabajo ha permitido comprobar que, en el caso de las provincias españolas lo mismo que en el de las regiones, se dio un acusado proceso de convergencia «sigma» en el período 1955-1979, interrumpiéndose, o atenuándose significativamente, a partir de esta fecha. El repaso de los datos induce a cuestionarse si los años setenta marcan el fin del proceso de convergencia observado en los niveles del PIB per cápita de los espacios económicos considerados o si, por el contrario, son previsibles nuevos avances en el mismo.

Tal y como se apunta con anterioridad, si se atiende a los modelos estándar de crecimiento, el modelo neoclásico prevé convergencia entre regiones o entre estados, convergencia que se fundamenta, básicamente, en dos hipótesis.

Por un lado, en que la movilidad de los recursos productivos debe provocar procesos migratorios de las zonas más deprimidas a las más prósperas, caracterizadas también por salarios reales más elevados, lo que es un factor de igualación de renta per cápita. Bajo ciertas condiciones, los flujos de inversión pueden también desplazarse de las zonas

ricas a las pobres, lo que constituye un factor adicional de igualación de rentas per cápita.

Por otro lado, en que el potencial de crecimiento de la productividad es también más elevado en las zonas deprimidas. La ventaja de ser rezagado estriba en la capacidad de imitar pautas productivas y organizativas de las zonas más desarrolladas a un coste más reducido que el aparejado a los procesos de invención o de innovación. Adicionalmente, cabe esperar también que la diferencia entre la tecnología promedio y la marginal del *stock* de capital sea más acusada en las zonas pobres que en las ricas. Por ello, dado que cuando el *stock* de capital se deprecia su sustitución puede potencialmente incorporar similar tecnología en zonas pobres que en zonas ricas, el proceso de inversión puede llevar asociado un mayor crecimiento de productividad en los espacios económicos más rezagados.

Frente a estas optimistas previsiones, enfoques más recientes, motivados por la necesidad de explicar un cierto agotamiento en la convergencia entre países, han subrayado la ventaja de ser «rico» cara al ulterior crecimiento de la renta. Se destacan posibles «sinergias» que operan en las zonas más prósperas, el papel del capital humano o el espíritu de empresa como factores que pueden contribuir al mantenimiento de disparidades de renta o, incluso, a su acentuación.

En el caso de las provincias españolas, y atendiendo a los dos paradigmas comentados, habría que concluir que el primero opera en el período 1955-1979, mientras que el segundo es relevante para explicar lo acontecido a partir de 1979. En esta tesitura, cabe ensayar la estimación de un simple modelo estadístico que justifique un proceso de convergencia cuando las diferencias provinciales de renta per cápita son muy elevadas, pero que conduzca a un grado de convergencia «sigma» que se estabiliza cuando las mayores divergencias interprovinciales de renta se han eliminado. El planteamiento es que ciertas diferencias interprovinciales de renta pueden perdurar indefinidamente, dado que, a partir de cierto grado de convergencia, el crecimiento esperado de la renta provincial es el mismo en todas las provincias.

En efecto, siendo Y_{it} el PIB per cápita de la provincia i en el período t , su crecimiento puede venir explicado por la siguiente ecuación de convergencia «beta»:

$$\Delta \ln Y_{it} = a - b \cdot \ln Y_{it-1} + d_i + u_{it} \quad [4]$$

en donde a_i son los efectos individuales específicos que captan el crecimiento provincial autónomo, d_i los efectos temporales específicos que recogen fenómenos tales como el crecimiento del PIB atribuible a la tecnología o al crecimiento global de la economía en la que se inserta la provincia, y u_{it} es el tradicional elemento de perturbación aleatoria que engloba la influencia del resto de variables omitidas. Se trata de una ecuación de convergencia «beta», dado que presupone, *ceteris paribus*, que a mayor nivel inicial de renta le debe corresponder un menor crecimiento.

Obsérvese que si, como es usual, la variable dependiente de la ecuación [4] es estacionaria, y la explicativa es no estacionaria, es forzosa la inclusión de los efectos temporales específicos para poder justificar la estacionariedad de la perturbación aleatoria. En otro caso, se trataría de un modelo de regresión no equilibrado.

Efectuando un promedio ponderado de la ecuación [4] para las cincuenta provincias españolas, se obtiene el crecimiento a escala nacional:

$$\Delta \ln \bar{Y}_t = \bar{a} - b \cdot \ln \bar{Y}_{t-1} + \bar{d}_t + \bar{u}_t \quad [5]$$

Finalmente, de la diferencia entre [4] y [5] se deduce la ecuación a estimar:

$$\Delta \ln Y_{it} - \Delta \ln \bar{Y}_t = a_i^* + b \cdot (\ln Y_{it-1} - \ln \bar{Y}_{t-1}) + u_{it}^* \quad [6]$$

en donde « $a_i^* = a_i - \bar{a}$ » mide el crecimiento diferencial autónomo a nivel provincial, y « $u_{it}^* = u_{it} - \bar{u}_t$ » es el nuevo elemento de perturbación aleatoria.

Dado que la ecuación [6] puede reparametrizarse como:

$$\ln Y_{it} - \ln \bar{Y}_t = a_i^* + (1 - b) \cdot (\ln Y_{it-1} - \ln \bar{Y}_{t-1}) + u_{it}^* \quad [6']$$

contrastar la hipótesis de que las diferencias interprovinciales de renta tienden a estabilizarse en el entorno de un nivel de equilibrio equivale a contrastar la hipótesis de estacionariedad de:

$$\ln Y_{it} - \ln \bar{Y}_t$$

lo que, a su vez, es equivalente a contrastar la hipótesis « $b \neq 0$ » en [6].

Los resultados derivados de la estimación de [6] para las cincuenta provincias españolas y datos bienales del período 1955-1991 se recogen en el cuadro n.º 4. A efectos comparativos, en el mismo cuadro se detallan también los resultados que se obtienen al eliminar los efectos individuales específicos.

Aunque la distribución normal no sea aplicable para el contraste de la hipótesis nula « $b \neq 0$ »

en [6], el coeficiente estimado y su error estándar inducen a pensar en un rechazo de la hipótesis nula y, por tanto, de la estacionariedad de las diferencias interprovinciales de renta; es decir, en la perpetuación de las diferencias interprovinciales de renta una vez que se ha agotado una fase inicial de convergencia.

Una característica adicional que se desprende del cuadro n.º 4 es la asociación positiva entre efectos individuales específicos y nivel de renta. Es decir, son las provincias más ricas las que tienden a mostrar un crecimiento autónomo más positivo, mientras que éste es menor en las más pobres. El gráfico 6 sintetiza esta información, al ofrecer, en su parte inferior, un diagrama de dispersión que liga los efectos individuales específicos con la media del logaritmo del PIB per cápita provincial. Esta asociación positiva puede considerarse como expresiva de las sinergias, en sentido amplio, antes aludidas. Dado que el efecto individual específico capta el crecimiento, una vez descontado el efecto derivado del nivel relativo de renta, del gráfico 6b) se desprende que son las provincias más prósperas las que, a su vez, tienen un mayor crecimiento autónomo, componente que puede estar recogiendo factores difícilmente medibles, tales como localización, capital humano de las provincias o espíritu de empresa. Esta asociación entre efectos individuales y nivel medio de PIB explica, a su vez, la diferencia que el cuadro n.º 4 recoge entre estimar la ecuación de convergencia «sin» o «con» efectos individuales.

A partir de la ecuación [6], existen dos vías para justificar una interrupción del proceso de convergencia desde 1979. Una vía es evaluar el PIB per cápita relativo de equilibrio y su comparación con el observado. Alternativamente, es posible determinar el nivel de convergencia «sigma» de equilibrio para constatar si el valor de este estadístico se halla próximo al valor observado. Ambas aproximaciones sugieren un agotamiento de la convergencia a escala provincial.

1) PIB per cápita relativo observado frente a PIB per cápita relativo de equilibrio.

A partir de la ecuación [6], cabe determinar los valores estimados del PIB per cápita relativo de equilibrio. Estos se obtienen igualando a «cero» la variable dependiente, de donde se deduce que

$$\text{PIB per cápita relativo de equilibrio de la provincia } i: \frac{a_i^*}{b}$$

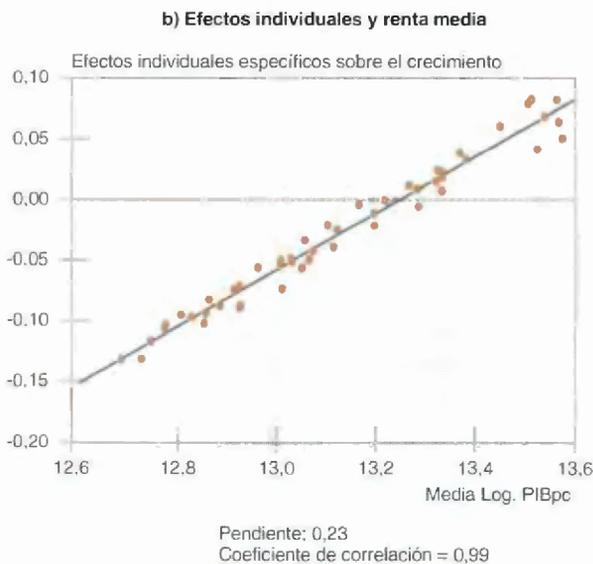
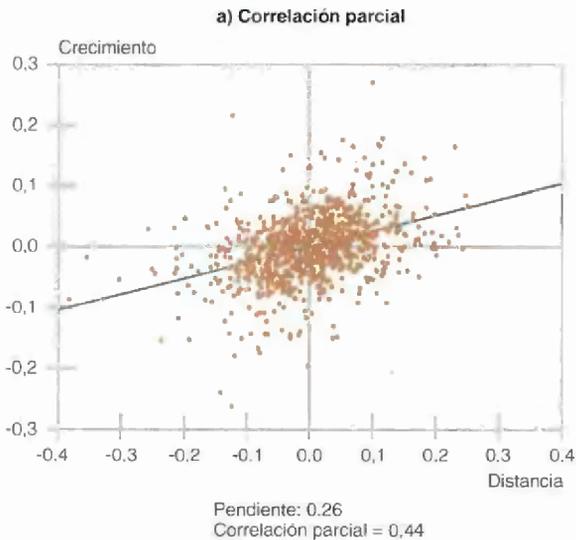
Cuando se alcanza este punto, el crecimiento esperado del PIB per cápita provincial se iguala

CUADRO N.º 4

ECUACION DE CONVERGENCIA «BETA»
Variable dependiente: Crecimiento PIB provincial

VARIABLE EXPLICATIVA	ECUACION 1		ECUACION 2	
	Coefficiente	Estadístico «t»	Coefficiente	Estadístico «t»
Distancia inicial del PIB pc. con respecto a la media..	0,259	11,83	0,048	7,20
Constante Alava	0,082	5,45	—	—
Constante Albacete	-0,083	-5,24	—	—
Constante Alicante	-0,012	-0,86	—	—
Constante Almería	-0,095	-5,76	—	—
Constante Asturias	-0,006	-0,43	—	—
Constante Avila	-0,097	-5,99	—	—
Constante Badajoz	-0,131	-7,48	—	—
Constante Baleares	0,078	5,46	—	—
Constante Barcelona	0,063	4,22	—	—
Constante Burgos	-0,0004	-0,03	—	—
Constante Cáceres	-0,103	-6,07	—	—
Constante Cádiz	-0,089	-5,96	—	—
Constante Cantabria	0,007	0,53	—	—
Constante Castellón	0,011	0,85	—	—
Constante Ciudad Real	-0,071	-4,75	—	—
Constante Córdoba	-0,102	-6,48	—	—
Constante La Coruña	-0,053	-3,68	—	—
Constante Cuenca	-0,088	-5,68	—	—
Constante Girona	0,082	5,68	—	—
Constante Granada	-0,131	-7,24	—	—
Constante Guadalajara	-0,004	-0,30	—	—
Constante Guipúzcoa	0,050	3,28	—	—
Constante Huelva	-0,056	-4,05	—	—
Constante Huesca	0,024	1,79	—	—
Constante Jaén	-0,117	-6,74	—	—
Constante León	-0,049	-3,59	—	—
Constante Lleida	0,038	2,82	—	—
Constante Lugo	-0,093	-5,92	—	—
Constante Madrid	0,068	4,62	—	—
Constante Málaga	-0,074	-4,88	—	—
Constante Murcia	-0,050	-3,52	—	—
Constante Navarra	0,032	2,41	—	—
Constante Orense	-0,107	-6,25	—	—
Constante Palencia	-0,021	-1,61	—	—
Constante Las Palmas	-0,025	-1,86	—	—
Constante Pontevedra	-0,049	-3,45	—	—
Constante La Rioja	0,018	1,33	—	—
Constante Salamanca	-0,052	-3,65	—	—
Constante Santa Cruz de Tenerife	-0,034	-2,41	—	—
Constante Segovia	-0,039	-2,91	—	—
Constante Sevilla	-0,073	-5,17	—	—
Constante Soria	-0,043	-3,10	—	—
Constante Tarragona	0,060	4,29	—	—
Constante Teruel	-0,021	-1,54	—	—
Constante Toledo	-0,056	-3,80	—	—
Constante Valencia	0,015	1,11	—	—
Constante Valladolid	0,008	0,63	—	—
Constante Vizcaya	0,041	2,82	—	—
Constante Zamora	-0,088	-5,85	—	—
Constante Zaragoza	0,022	1,65	—	—
Coefficiente determinación		0,19		0,06
Coefficiente autocorrelación residuos		-0,08		-0,40
Error estándar		0,055		0,058
N.º de observaciones		850		850

GRAFICO 6
CONVERGENCIA BETA CONDICIONADA



al crecimiento esperado del PIB per cápita a escala nacional. Para las provincias más rezagadas, este valor de equilibrio se alcanza cuando han reducido distancias, de suerte que la ventaja de ser rezagado se agota. El mismo razonamiento es aplicable a las provincias más prósperas, de forma que al haberse limado distancias, la prosperidad relativa no impide un crecimiento esperado igual a la media.

El gráfico 7a) refleja los resultados de este sencillo cálculo. Al comparar valores observados y predichos de los PIB per cápita relativos, se comprueba que los respectivos puntos se sitúan muy próximos a la bisectriz, lo que es expresivo de un agotamiento de las posibilidades de convergencia en 1991.

Asimismo, al estimar la ecuación de convergencia para distintos períodos de tiempo, resultados que no detallamos para no ser excesivamente prolijos, la conclusión cualitativa alcanzada es similar. En todos los casos, se deduce la idea de un agotamiento de las posibilidades de convergencia.

2) Divergencia «sigma» de equilibrio estimada frente a divergencia «sigma» observada

Partiendo de la ecuación [6], la divergencia «sigma» de equilibrio puede evaluarse a través de:

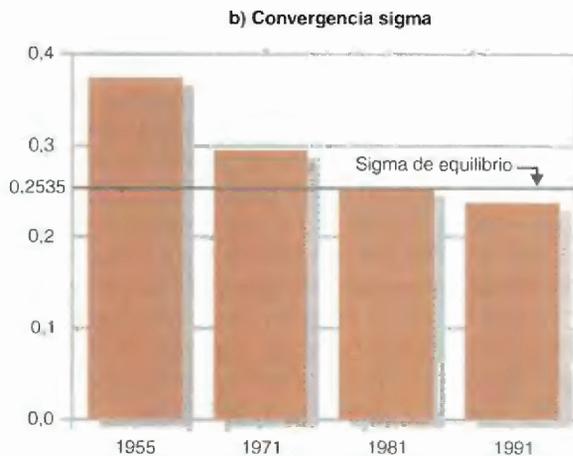
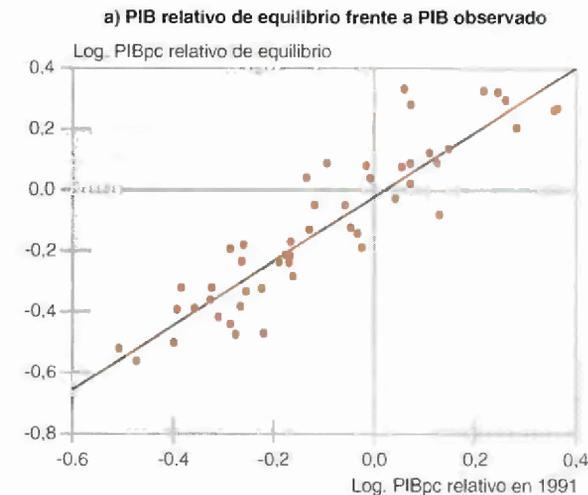
$$\text{Var}(\ln Y_n) = \frac{\text{var}(a^*) + \text{var}(u^*) + 2 \cdot (1 - b) \cdot \text{cov}(a^* \cdot \ln Y_n)}{1 - (1 - b)^2}$$

en donde todos los componentes de esta formulación son evaluables a partir de sus contrapartidas muestrales.

Los valores del índice de divergencia «sigma» observado para una serie de años seleccionados (1955, 1971, 1981 y 1991) frente al valor de equilibrio estimado se detallan en el gráfico 7b). Obsérvese que en 1955 la disparidad interprovincial en la distribución del PIB per cápita era muy elevada, y se disponía de un amplio margen para la convergencia. En 1971, seguía existiendo un margen para la convergencia. No obstante, a partir de 1981 las posibilidades de convergencia «sigma», según este sencillo ejercicio estadístico, se agotan.

Sería arriesgado, a partir de este enfoque estadístico, negar la posibilidad de un nuevo proceso de convergencia en los niveles de PIB per cápita de las provincias españolas. No obstante, como ya se ha indicado, se trata de un proceso que se dio con intensidad en el período 1955-1979, y que se interrumpió a partir de esta última fecha. Es decir, la convergencia provincial lleva unos quince años estancada. Por otro lado, acerca de la problemática de la convergencia en general, la literatura tiende a ser progresivamente más escéptica. De hecho, a escala regional, la convergencia también se interrumpe a partir de 1979, mientras que la convergencia entre países de la OCDE o entre países miembros de la Unión Europea se deja de verificar con posterioridad a la primera crisis del petróleo de 1973-1974. (Véase Dowrick y Nguyen, 1989,

GRAFICO 7
¿HACIA UN AGOTAMIENTO DEL PROCESO DE CONVERGENCIA?



para el caso de los países de la OCDE. Una aplicación al caso de los países de la Unión Europea se presenta en Raymond, 1993).

La ecuación de convergencia estimada a escala provincial, en consonancia con la evidencia disponible, trata de ofrecer un marco conceptual que permita dar cabida a un intenso proceso de convergencia que se interrumpe con posterioridad a una fecha. Ahora bien, los denominados «efectos individuales específicos», explicativos del fenómeno descrito, recogen multitud de factores que no tienen por qué permanecer estables en el tiempo, y cuya

modificación podría alterar, en alguna medida, las previsiones que del modelo se derivan.

VI. LA CONVERGENCIA CON EUROPA

En el apartado precedente hemos mostrado que las posibilidades de convergencia de las provincias españolas muestran síntomas de agotamiento. No obstante, es muy probable que esta convergencia pudiera forzarse a través de una intensificación de la política regional tendente a limar diferencias en los niveles de PIB per cápita.

En efecto, el crecimiento del PIB depende de multitud de factores, entre los que la literatura tiende a subrayar el papel de la inversión pública (véase Draper y Herce, 1995, para una visión panorámica). Al respecto, cabe que se plantee un *trade-off* entre los objetivos de eficiencia y equidad.

Así, en el contexto de una función de producción estándar, la productividad marginal del capital público depende positivamente de la relación «PIB-capital público». Algunos estudios señalan que esta relación tiende a ser más elevada en las regiones ricas que en las pobres (véase Esteban y Vives, 1994); por extensión, lo mismo cabría pensar que sucede a nivel provincial. Desde esta perspectiva, si el objetivo de eficiencia es el que prevalece, la nueva inversión pública probablemente no cumpla una función redistributiva. Es posible, por ejemplo, que las nuevas vías de comunicación (carreteras o autopistas, como ilustración) deban construirse por razones de eficiencia en las zonas en las que las existentes muestran un mayor grado de saturación (zonas ricas), frente a su construcción en zonas deprimidas. No obstante, estas últimas, al carecer de infraestructuras adecuadas, se verían abocadas, de seguirse esta política, a permanecer siempre en la pobreza relativa. Así pues, aunque por razones de eficiencia la inversión pública en estas zonas no esté plenamente justificada en el corto plazo, por razones de equidad es necesario dotar a las zonas deprimidas de los necesarios ingredientes para posibilitar su ulterior desarrollo. Cabría también glosar otros posibles ejemplos, en el campo fiscal o de las transferencias públicas, que sirvieran para mostrar las frecuentes incompatibilidades entre eficiencia y equidad.

En cualquier caso, hay que pensar que si el objetivo último de la política regional es la aproximación de rentas de las provincias españolas no con

la media nacional, sino con la media europea, una política regional activa, orientada a la consecución de objetivos redistributivos, tiene claras limitaciones si tal política compromete el crecimiento global de la economía española.

En efecto, el gráfico 8a) muestra el PIB per cápita relativo, en paridades de poder de compra, de la economía española con relación a Europa (se toma la Europa de los doce igual a 100) (7). Se puede comprobar la fase de intensa convergencia en el período 1960-1975, la fase de alejamiento de España con respecto a Europa en los años 1975-1985, y la nueva fase de aproximación en el período 1985-1991. Obsérvese que el gráfico sugiere una aproximación de España a Europa en las fases expansivas, a la vez que un alejamiento en las recesiones. Ello está en consonancia con la idea de que la economía española tiende a recoger de forma amplificada las expansiones y contracciones exteriores.

En el gráfico 8b), se muestra la evolución de la convergencia «sigma» de las provincias españolas, pero tomando como referencia el PIB per cápita promedio no a escala nacional, sino a escala europea, expresado también en paridades de poder de compra.

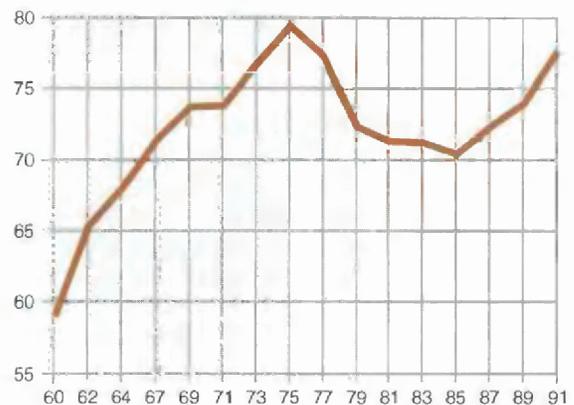
La idea que el gráfico transmite es muy simple, pero, en ocasiones, olvidada. El factor condicionante de la convergencia en PIB per cápita de las provincias españolas con relación a la media europea es la convergencia de la economía española con la europea. El coeficiente de correlación entre ambas series se sitúa en $-0,962$, valor expresivo de que una vía eficiente para que las zonas deprimidas españolas converjan con los niveles medios de renta europeos es lograr el crecimiento global de la economía española.

En otros términos, una política regional muy activa, que en su afán redistributivo olvidase la contemplación de las consideraciones de eficiencia, podría caer en la paradoja de lograr una renta internamente distribuida de forma más homogénea entre las distintas provincias españolas al tiempo que estas provincias, globalmente consideradas, podrían hallarse progresivamente más alejadas de los niveles medios de renta europeos. Al respecto, cabe señalar también que unas mismas diferencias interprovinciales de renta serán menos gravosas cuanto mayor sea el nivel medio de renta de la economía española.

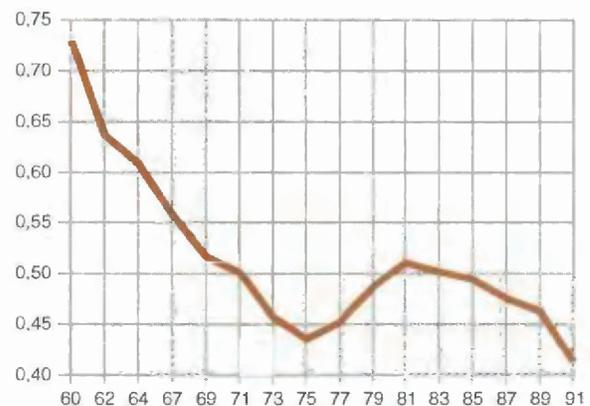
Naturalmente, estas consideraciones no implican negar la conveniencia de que la política regional

GRAFICO 8
CONVERGENCIA CON EUROPA

a) Evolución del PIBpc en ppc. España versus UE (UE=100)



b) Convergencia sigma de las provincias españolas con respecto a la media europea (UE=100)



Coefficiente de correlación entre ambas series: $-0,962$

contemple el objetivo de equidad como una de sus motivaciones. Pero, en cualquier caso, contribuyen a acotar el contenido de tal política, en el sentido de que debe quedar garantizado que el crecimiento global de la economía no resulte comprometido. En otro caso, y atendiendo a los espacios económicos que configuran España, el resultado podría ser una convergencia en la pobreza.

VII. COMENTARIOS FINALES

El examen realizado en las páginas precedentes ha puesto de relieve algunos aspectos de interés

relativos a la evolución temporal en el grado de convergencia de las provincias españolas. A modo de síntesis, y para cada uno de los apartados del trabajo, se pueden extraer las conclusiones siguientes:

1. Pese a la existencia de importantes disparidades interprovinciales en materia de PIB por habitante (superiores a las que se manifiestan en el ámbito regional), entre 1955 y 1991 se produjo un proceso de convergencia provincial que, en principio, puede calificarse de intenso, y que estuvo sustentado, fundamentalmente, en las provincias cuyo nivel de desarrollo relativo inicial era medio-alto. No obstante, el proceso se amortiguó o interrumpió en la década de los ochenta, lo que arroja dudas razonables acerca de las posibilidades de que la convergencia interprovincial siga avanzando en el futuro.

2. El avance global en la convergencia se aprecia también, incluso en mayor medida que en relación al PIB per cápita, en relación a la RFD per cápita, lo que evidencia el hecho de que el comportamiento del sector público (con sus estabilizadores automáticos) ha contribuido de forma notable, y creciente con el paso del tiempo, a la reducción de las disparidades interprovinciales.

3. Aun cuando desde una perspectiva teórica no existen argumentos suficientes que avalen la existencia de una correlación positiva entre grado de desigualdad interprovincial y grado de movilidad en la distribución de las provincias, la evidencia empírica española sugiere la existencia de un elevado nivel de asociación entre el índice de movilidad de Shorrocks y el grado de convergencia sigma.

4. Asimismo, y aunque el proceso de causalidad es, probablemente, de carácter bidireccional, el análisis efectuado pone de manifiesto que, como norma, existe un alto grado de asociación positiva entre el peso que la ocupación industrial y de servicios tiene en el empleo total de una provincia y el nivel de PIB per cápita relativo de ésta.

5. El análisis de la convergencia beta condicionada pone de relieve que, *ceteris paribus*, existen razones suficientes para apoyar el punto de vista de que se ha alcanzado un techo en el proceso de convergencia interprovincial. Esto es, el nivel de desarrollo de las provincias más atrasadas es, en términos comparativos, lo suficientemente elevado como para que ese retraso (distancia) no constituya un factor de crecimiento (relativo) más intenso.

Tanto el cómputo del que hemos denominado PIB per cápita relativo de equilibrio (y su comparación con el PIB per cápita observado) como el cálculo de nivel de convergencia sigma de equilibrio avalan esta hipótesis. Naturalmente, ello no implica que determinadas decisiones de política económica (potenciando fuertemente la política regional) no puedan modificar, en alguna medida, la conclusión arriba apuntada, avanzando aún más, por lo tanto, en el proceso de convergencia.

6. Por último, tomando como referencia la media comunitaria, en lugar de la media española, y evaluando la convergencia de las provincias españolas con los valores comunitarios medios de renta, se constata un resultado obvio, pero en ocasiones olvidado. La aproximación de los niveles de renta de las provincias españolas a los niveles medios de renta europeos, depende crucialmente de la convergencia real de la economía española con Europa. Cuando España acorta distancias con ésta en términos del valor medio de su PIB per cápita, similar patrón se observa a escala provincial —y cabría añadir regional, resultado, empero, que no se detalla por ser objeto de otro estudio (véase Raymond, 1995)—, y a la inversa en caso contrario. De aquí se desprende que toda política regional redistributiva debe tratar de evitar que el crecimiento global de la economía española resulte perjudicado, evaluando y ponderando cuidadosamente las inevitables contradicciones entre eficiencia y equidad a que se enfrentan las distintas opciones de política económica.

NOTAS

(1) Aun cuando, intuitivamente, es fácil comprender qué se entiende por convergencia, existen al menos siete interpretaciones diferentes del término que son empleadas de forma muy generalizada (BAUMOL *et al.*, 1994). En nuestro caso, no obstante, nos limitaremos a analizar los conceptos tradicionales de las llamadas convergencia sigma y beta.

(2) En el caso español, dos son los estudios que conocemos: el trabajo de DOLADO *et al.* (1994) y el más reciente, y con un planteamiento más centrado en el examen de las desigualdades que en el de la convergencia, de VILLAVEDE (1995).

(3) Como recuerdan HIGGINS y SAVOIE (1995), la evidencia empírica no es concluyente en favor de ninguno de los dos enfoques, existiendo casos y épocas en los que parece primar el modelo neoclásico (avance en la convergencia), y casos y épocas en los que los modelos de crecimiento endógeno (en cualquiera de sus variantes) parecen verse respaldados por los hechos (retroceso en la convergencia).

(4) En este sentido, tal y como evidencia RAYMOND (1993), existe una similitud casi plena entre lo sucedido en España y lo ocurrido en el ámbito de la Unión Europea.

(5) El primer grupo, el de las provincias más ricas, incluye a las provincias (cinco) con un PIB per cápita igual o superior al 125 por 100 de la media nacional; el segundo grupo aglutina a las provincias (once) cuyo PIB per cápita está comprendido entre el 100 y el 125 por 100 de la media española; el tercero comprende a las provincias (quince) que registraban un PIB por habitante situado entre el 75 y el 100 por 100 de la media del país; y, por último, el cuarto grupo reúne a las provincias (diecinueve) cuyo PIB per cápita en 1955 era inferior al 75 por 100 de la media nacional.

(6) El primero refleja en qué medida una provincia se acerca (aleja) de sus provincias limítrofes en el *raking* de rentas per cápita, mientras que el segundo pone el acento en el grado en que modifica su posición en el mencionado *ranking*.

(7) La Europa de los doce la integran Francia, Alemania, Italia, Dinamarca, Bélgica, Holanda, Luxemburgo, Reino Unido, Irlanda, Grecia, Portugal y España.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

BARRO, R., y SALA I MARTÍN, X. (1991), «Convergence across states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 1, págs. 108-182.

BAUMOL, W.; NELSON, R., y WOLFF, E. (1994), *Convergence on productivity. Cross national studies and historical evidence*, Oxford University Press, Oxford.

DOLADO, J. J.; GONZÁLEZ PÁRAMO, J. M., y ROLDÁN, J. M. (1994), «Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)», Banco de España, *Documentos de Trabajo*, número 9406.

DOWRICK, S., y NGUYEN, C. D. (1989), «OECD comparative economic growth 1950-1985. Catch-up and convergence», *American Economic Review*, 79, págs. 1010-1030.

DRAPER, M., y HERCE, J. A. (1995), «Infraestructuras y crecimiento económico», *Revista de Economía Aplicada*, n.º 5, págs. 129-168.

ESTEBAN, J. M. (1994), «La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis», en ESTEBAN y VIVES (eds.), *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Instituto de Análisis Económico, Barcelona.

— y VIVES, X. (dir.) (1994), *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Instituto de Análisis Económico, CSIC, Fundación de Economía Analítica.

GARCÍA GFRECIANO, B. (1993), «Índice de desigualdad por comunidades autónomas», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 55, págs. 57-59.

HIGGINS, B., y SAVOIE, D. (1995), *Regional development theories and their application*, Transaction Publishers, New Jersey.

KING, M. A. (1983), «An index of inequality with applications to horizontal equity and social mobility», *Econometrica*, 51, págs. 99-115.

RAYMOND, J. L. (1993), «Acortamiento de distancias, convergencia y competitividad en los países de la Europa de los doce», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 56, págs. 78-97.

— (1995), *Convergencia real de España con Europa y disparidades regionales en España*, Fundación FIES, mimeo.

— y GARCÍA, B. (1994), «Las disparidades en el PIB per cápita entre las comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 59, págs. 37-58.

SHORROCKS, A. F.. (1978a), «The measurement of mobility», *Econometrica*, 46, págs. 1013-1024.

— (1978b), «Income inequality and income mobility», *Journal of Economic Theory*, 19, págs. 376-393.

VILLAVARDE, J. (1955), «Desigualdades provinciales en España, 1955-1991», *Documentos de Trabajo*, n.º 5, Departamento de Economía, Universidad de Cantabria.

Resumen

En este artículo se analiza la convergencia de las provincias españolas en el período 1955-1991, constatándose un intenso proceso de convergencia en el subperíodo 1955-1979, y un estancamiento de la convergencia a partir de esta fecha. A través de la estimación de ecuaciones de convergencia, se sugiere la idea de un progresivo agotamiento de las posibilidades de convergencia futura.

Palabras clave: convergencia sigma y beta, crecimiento, movilidad, disparidades provinciales.

Abstract

This paper studies the convergence of Spanish provinces in the years 1955-1991. An intense convergence process is observed in the subperiod 1955-1979, followed by a period of stagnation. Through estimates based on convergence equations, the paper signals the gradual winding-down of the possibilities for convergence in the future.

Key words: Sigma and beta convergence, growth, mobility, provincial differences.

JEL classification: R110, R120, O420, O520.