

Aplicación de algunas técnicas para el análisis de la desigualdad y la convergencia de las regiones españolas: 1980-2001

José Daniel BUENDÍA AZORÍN

Profesor del Departamento de Economía Aplicada. Facultad de Economía y Empresa. Universidad de Murcia.

RESUMEN: En este trabajo se examina el tema de la convergencia-divergencia regional de la renta por habitante en España mediante una serie de técnicas que nos proporcionan una mejor comprensión de la evolución territorial de la renta por habitante durante los últimos 21 años. En una primera aproximación, se examina mediante el índice de desigualdad propuesto por THEIL (1967) la descomposición en factores de la renta por habitante estimando qué parte de la desigualdad es imputable a cada uno de los factores explicativos. Seguidamente, se aborda el problema de la convergencia sigma en los niveles de renta por habitante y productividad, así como la estimación de la ecuación de convergencia del tipo propuesto inicialmente por BARRO & al. (1991 y 1992) para analizar el comportamiento de cada una de las regiones y el proceso de convergencia.

Descriptores: Crecimiento económico. Análisis estadístico. Desigualdades sociales. Análisis territorial. Convergencia económica.

I. INTRODUCCIÓN

El objeto de este trabajo consiste en averiguar si se ha producido un proceso de convergencia o divergencia regional de la renta por habitante en España mediante una serie de técnicas estadísticas y econométricas durante el periodo para el que se dispone de información oficial. En un primer intento abordamos desde la perspectiva de la desigualdad¹ una de las posibles medidas de la dispersión de dicha variable y los determinantes de dicha evolución, es decir tratamos de conocer, qué factores han influido en que la dispersión haya aumentado o disminuido, mediante el análisis tradicional de la desigualdad propuesto por THEIL (1967) a

partir del concepto de entropía de la teoría de la información. A continuación, se aborda el análisis desde la perspectiva de la convergencia en sus dos acepciones, es decir, convergencia «sigma» en los niveles de PIB per cápita a través de la descomposición entre empleos per cápita y productividad y la convergencia «beta» no condicionada y condicionada siguiendo la reciente literatura sobre la convergencia económica expuesta, entre otros, por BARRO (1991), BARRO & al. (1991, 1992, 1995) y SALA-I-MARTÍN (1994), interesada en la convergencia o divergencia de la renta per capita o la productividad en los diferentes países o regiones.

La siguiente sección presenta la descripción de las diferencias de renta por

Recibido: 25.04.03; Revisado: 01.10.03
e-mail: jdbuen@um.es

El autor agradece a dos evaluadores anónimos sus valiosos comentarios y sugerencias que, sin duda, han contribuido a mejorar en gran medida el contenido de este trabajo. No obstante, los errores cometidos son responsabilidad exclusiva del autor.

¹ Aunque la literatura tradicional de la desigualdad se centra en el individuo y, concretamente, en la distribución

personal de la renta y la más reciente de la convergencia económica parte de la unidad espacial, para analizar la convergencia o divergencia de la renta per cápita o de la productividad de las diferentes unidades espaciales, es razonable combinar las dos vertientes en este contexto, puesto que las dos estudian la distribución de una variable económica en el tiempo. Véase a este respecto GOERLICH (1998).

habitante entre las regiones españolas en la actualidad, separando en una primera aproximación, la parte imputable a las distintas productividades regionales de aquella otra referida a las diferentes tasas de ocupación. En la sección 3 se desarrolla la metodología de las técnicas que van a ser utilizadas en este trabajo. En la sección 4 se aplican las técnicas descritas para analizar los determinantes de la desigualdad del PIB por habitante, el tema de la convergencia-sigma en los niveles de PIB por habitante, productividad y empleos *per cápita* y la convergencia-beta absoluta (no condicionada) y condicionada. Por último, se recogen un conjunto de conclusiones finales.

2. SITUACIÓN ACTUAL DE LAS DIFERENCIAS DE RENTA POR HABITANTE ENTRE LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Al igual que sucede con la distribución de otras variables, los niveles de renta por habitante de las regiones españolas muestran una distribución desigual. Tomando como referencia los datos de la Contabilidad Regional de España, que elabora el Instituto Nacional de Estadística² y para los años extremos del periodo considerado, 1980 y 2001³, se constata (FIG. 1) que la región de menor nivel de renta por habitante es Extremadura con una distancia respecto de la media de -33,7 puntos en el último año disponible (en 1980 es también la región de menor nivel de renta) mientras que la de mayor renta por habitante es Madrid que supera en 32,5 puntos la media nacional (en 1980 la región más rica era la del País Vasco). En términos de distancia respecto a la región más rica, se constata que Extremadura apenas alcanzaba el 45% de la renta de los habitantes del País Vasco en 1980 y actualmente se sitúa

en la mitad de la renta media de los habitantes de Madrid. Por tanto, se pone de manifiesto que si bien la desigualdad entre los extremos es elevada, ésta ha tendido a reducirse entre los años 1980 y 2001. Lógicamente será interesante verificar si considerando todo el periodo muestral el comportamiento de la distribución de la renta por habitante sigue el mismo patrón.

En cuanto al dinamismo mostrado por los diferentes territorios en el periodo contemplado (FIG. 1), observamos que las comunidades que han experimentado un mayor crecimiento del output son Baleares (4,5%) y Madrid (4,3%) y las que ha registrado peores resultados Asturias (2,3%), País Vasco (2,6%), Rioja (2,6%) y Cantabria (2,8%). No obstante, el comportamiento de la variable poblacional ha determinado, paradójicamente, que el mayor incremento de renta (medido en términos de VAB_{pc}) se produzca en las regiones con mayor y menor nivel de desarrollo económico, Madrid (3,6%) y Extremadura (3,6%), respectivamente.

En el extremo contrario, el caso de las regiones que han obtenido los resultados más desfavorables corresponde a las regiones de Murcia (2,2%) y la Rioja (2,3%) que son las regiones que han experimentado una mayor caída en sus niveles de renta relativa, en el primer caso, como consecuencia de un crecimiento similar en términos de producto pero muy superior en población respecto a los registros medios nacionales, y en el segundo, por un crecimiento de la población similar pero con un diferencial de crecimiento acumulativo de 0,8 puntos porcentuales respecto al crecimiento nacional (3,4%).

Si centramos nuestra atención en el año 2001, podemos abordar la disparidad en la distribución de la renta por habitante diferenciando qué parte es explicada por la productividad aparente del trabajo (π) y cuál

² Otras fuentes estadísticas reflejan resultados diferentes, como es el caso de los datos elaborados por la Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social (FIES), la Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA), etc. Un ejemplo clarificador de esta disparidad es que en el año 2001 la Región de Murcia alcanzaba una renta por habitante del 82% respecto a la media nacional con datos de la CRE, mientras que si los datos proceden de FIES la renta por habitante alcanza el 78,6% de la media nacional. Los resultados se invierten si la región de referencia es Extremadura, ahora en términos de CRE la renta por habitante es del 66,3% mientras que en términos de FIES el resultado es más favorable y alcanza el 71,2%. Hay que tener

en cuenta que en términos de CRE y a precios constantes de 1995 la renta por habitante en España en 2001 fue de 13.300 euros y en el caso de FIES la estimación es de 13.153 euros. Estos resultados ponen de manifiesto la necesidad de homogeneizar las bases de datos de las diferentes fuentes estadísticas regionales.

³ La elección del periodo contemplado en este trabajo, 1980-2001, obedece estrictamente a criterios de disponibilidad de información oficial así como a los de idoneidad y consistencia estadística que está muy relacionada con la utilización de series largas. Concretamente, para la contrastación que se lleva a cabo en este trabajo del concepto de largo plazo b-convergencia es preferible la existencia de series largas.

FIG. 1. Crecimiento y distribución regional del VABpc

	VABpc relativo			$\Delta(\text{tmaa})^{(1)}$			Distancia ⁽²⁾	
	1980	2001	Ranking 2001	Vabpc	VAB	Población	1980	2001
Andalucía	75,4	75,2	17 ^a	3,0	3,7	0,7	1,73	1,76
Aragón	107,5	107,2	7 ^a	3,0	3,0	0,0	1,22	1,24
Asturias (Principado de)	94,9	87,0	12 ^a	2,6	2,3	-0,2	1,38	1,52
Baleares (Illes)	111,5	112,0	5 ^a	3,0	4,5	1,4	1,17	1,18
Canarias	103,0	92,5	11 ^a	2,5	3,8	1,3	1,27	1,43
Cantabria	106,8	98,9	8 ^a	2,6	2,8	0,2	1,22	1,34
Castilla y León	90,6	94,8	10 ^a	3,2	3,0	-0,2	1,44	1,40
Castilla-La Mancha	82,6	81,3	14 ^a	2,9	3,2	0,3	1,58	1,63
Cataluña	120,0	120,6	4 ^a	3,0	3,3	0,3	1,09	1,10
Comunidad Valenciana	102,7	96,2	9 ^a	2,7	3,4	0,7	1,27	1,38
Extremadura	58,2	66,3	18 ^a	3,6	3,7	0,0	2,24	2,00
Galicia	80,1	79,8	15 ^a	3,0	2,8	-0,1	1,63	1,66
Madrid (Comunidad de)	117,2	132,5	1 ^a	3,6	4,3	0,7	1,11	1,00
Murcia (Región de)	96,2	82,0	13 ^a	2,2	3,3	1,1	1,36	1,62
Navarra (C. Foral de)	130,0	126,3	2 ^a	2,8	3,3	0,4	1,01	1,05
País Vasco	130,6	122,5	3 ^a	2,7	2,6	-0,1	1,00	1,08
Rioja (La)	128,9	111,4	6 ^a	2,3	2,6	0,3	1,01	1,19
Ceuta y Melilla	85,0	80,5	16 ^a	2,7	3,7	0,9	1,54	1,65
España	100,0	100,0		3,0	3,4	0,4	1,31	1,33

⁽¹⁾ $\Delta(\text{tmaa})$: Tasa de crecimiento media anual acumulativa de las variables expresada en %.

⁽²⁾ Expresada como el cociente entre el Vabpc de cada región respecto al Vabpc máximo en cada uno de los años.

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: Contabilidad Regional de España.

por el empleo⁴ per cápita (O_{pc}). Esta separación procede de la identidad contable

$$PIB_{pc} = \Pi \times O_{pc} \quad [1]$$

y como es lógico se cumple tanto a escala regional como nacional. Tomando logaritmos y haciendo la diferencia entre los dos ámbitos se obtiene la expresión:

$$\ln(PIB_{pc})_i - \ln(PIB_{pc}) = [\ln(\Pi)_i - \ln(\Pi)] + [\ln(O_{pc})_i - \ln(O_{pc})] \quad [2]$$

La expresión [2] nos muestra, para cada región i , que la diferencia en el logaritmo del PIB_{pc} respecto a la media nacional se

descompone en dos sumandos, la parte imputable a las diferencias de productividad aparente del trabajo (PAT) y la atribuida a las diferencias en los ocupados per cápita. En la FIG. 2A se ordenan las regiones en orden creciente de menor a mayor nivel de PIB_{pc} . Como puede observarse, la región más pobre Extremadura, registra una diferencia negativa de 0,43 puntos en términos del logaritmo del PIB_{pc} , de los cuales -0,27 puntos (casi las 2/3 partes) corresponden a las diferencias en el logaritmo de la productividad aparente del trabajo y -0,16 puntos a las diferencias en el logaritmo de los ocupados per cápita.

⁴ En esta investigación se han utilizado las estadísticas de personas ocupadas de la Encuesta de Población Activa (EPA) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística. Los datos se corresponden con las series enlazadas

y reponderadas realizada por el INE y que abarcan el periodo 1976-1992 y el periodo 1993-2001. Por tanto, se trata de una serie homogénea que no introduce sesgos imputables a metodologías diferentes.

De manera genérica las FIGS. 2A, 2B y 2C muestra que las regiones más pobres son las que tienen una menor productividad aparente del trabajo a la vez que una menor proporción de empleos por habitante (cociente entre ocupados y habitantes).

Con respecto a la productividad aparente del trabajo (FIG. 2B), los valores más negativos se registran en Extremadura y Galicia mientras que en el lado positivo destacan Baleares y Madrid. Por lo que se refiere a los niveles de los ocupados per cápita (FIG. 2C) los valores más negativos se obtienen en Andalucía, Ceuta y Melilla y Extremadura y en el lado positivo destacan las regiones de País Vasco y Madrid.

De este análisis preliminar en el que se considera la distribución de la renta per cápita en los dos años extremos del periodo muestral 1980 y 2001, cabe extraer dos primeras conclusiones: la primera es que la desigualdad de renta por habitante se ha reducido, aunque de forma tenue, al constatarse que la distancia entre la región más rica (País Vasco en 1980 y Madrid en 2001) y la más pobre (Extremadura) ha disminuido casi el 10%; la segunda que las regiones más pobres generalmente registran niveles de productividad aparente del trabajo y tasas de ocupación más bajas que las regiones más ricas.

3. MEDIDAS Y TÉCNICAS ELEGIDAS PARA EL ESTUDIO DE LA DESIGUALDAD Y LA CONVERGENCIA

Desde la perspectiva de la desigualdad, la elección del índice de Theil en relación con la amplia gama de indicadores disponibles (coeficientes de variación, Gini, Williamson, etc.) se debe a que tiene la propiedad de ser linealmente descomponible, es decir, permite diferenciar la influencia que tiene en la evolución de la desigualdad de la renta por habitante, la productividad aparente del trabajo, el nivel de ocupación y los factores demográficos (tasa de actividad), como veremos más adelante.

En nuestro contexto, contemplamos n regiones cuya renta por habitante es $x_i = Y_i/N_i$, donde Y_i es la renta y N_i la población de la región $i = 1, 2, \dots, n$. Asimismo, p_i es la población relativa, $p_i = N_i/N$, e y_i la proporción de renta de la región i , $y_i = Y_i/Y$. Por tanto, la renta por habitante media del conjunto de regiones es una media aritmética ponderada:

$$\mu = \frac{Y}{N} = \sum_{i=1}^n p_i x_i$$

El índice de THEIL (1967) como medida de desigualdad se plantea a partir del concepto de entropía de la teoría de la información⁵.

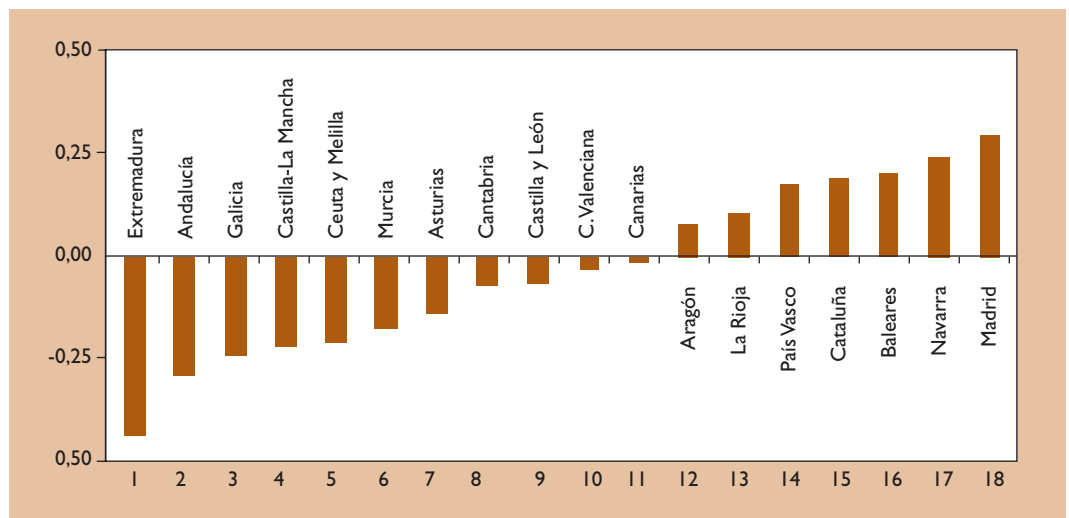


FIG. 2A. Diferencias con respecto a la medida del logaritmo del PIB_{pc}

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: CRE y EPA.

⁵ La idea que subyace es la siguiente: sea q la probabilidad de que ocurra un suceso, entonces el contenido informativo de que tal suceso haya ocurrido $h(q)$, es una función decreciente

de q , es decir, cuanto menos probable sea un suceso, más interesante será conocer que éste ha ocurrido. La función que se ajusta es $h(q) = \log(1/q)$.

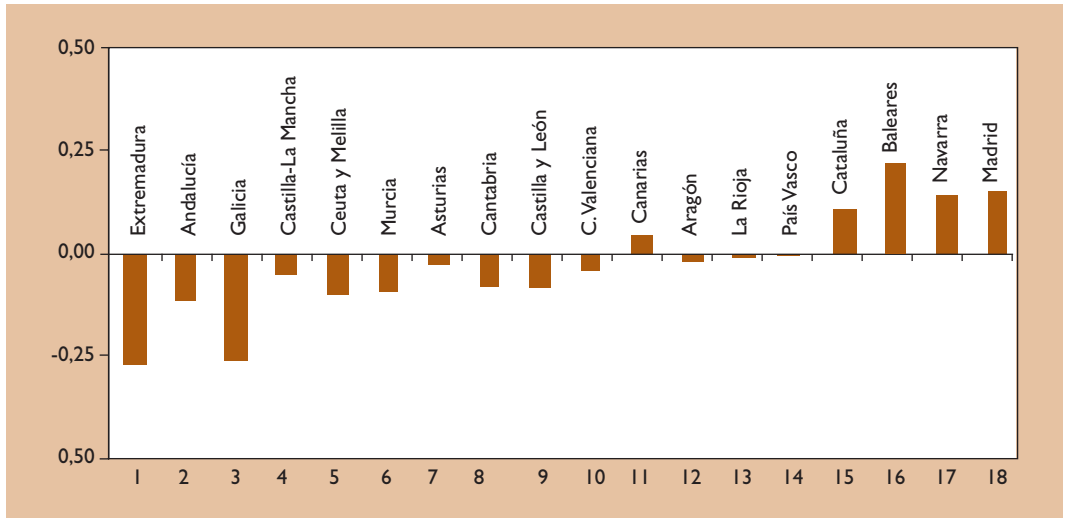


FIG. 2B. Diferencias con respecto a la medida del logaritmo de la productividad

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: CRE y EPA.

Puede observarse, que de la clase de medidas generalizadas de entropía y que viene dada por

$$T(\beta) = \frac{1}{\beta(\beta - 1)} \sum_i p_i \left[\left(\frac{x_i}{\mu} \right)^\beta - 1 \right] \quad \beta \neq 0, 1$$

donde $\mu = \sum_{i=1}^n p_i x_i$ [3]

se pueden considerar como casos particulares cuando $\beta \rightarrow 0, 1$, y que se conoce en la

literatura como la familia de índices de Theil. Mientras que el límite inferior de $T(\beta)$ es siempre 0, igualdad perfecta, el límite superior varía con el valor de β (máxima desigualdad).

Tal y como afirma GOERLICH, (1998) la familia de índices de Theil cumple las propiedades exigibles a los índices de desigualdad, como son la independencia de la escala y del tamaño de la población y el principio de las transferencias de Pigou-Dalton,

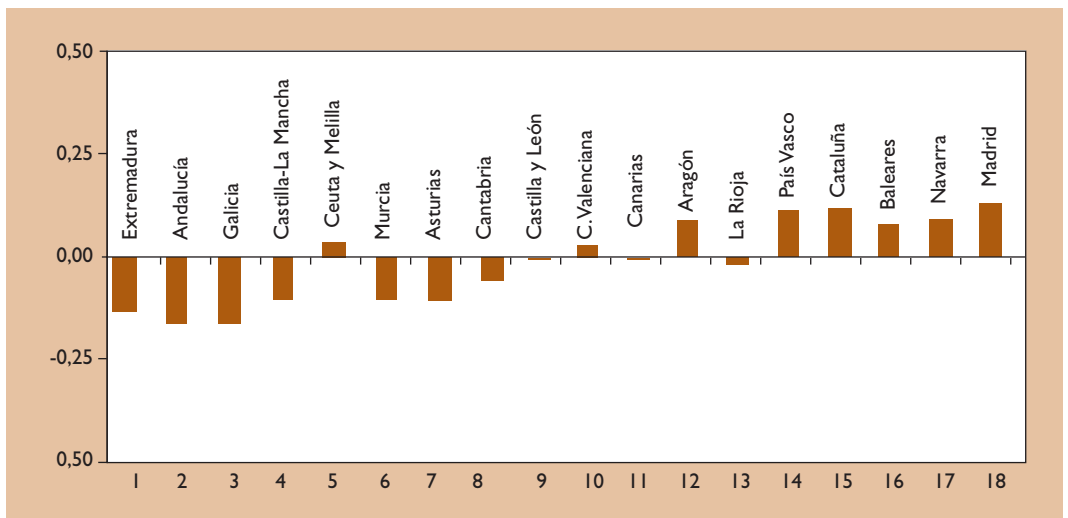


FIG. 2C. Diferencias con respecto a la medida del logaritmo del Empleo_{pc}

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: CRE y EPA.

además de la ya mencionada descomponibilidad⁶. Por otro lado, el parámetro β afecta a la sensibilidad del índice ante las transferencias entre ricos y pobres en función de en qué parte de la distribución se realicen. Está demostrado que, a medida que β disminuye el índice $T(\beta)$ es más sensible a las transferencias en la parte inferior de la distribución, mientras que cuando β aumenta el índice es más sensible a las transferencias en la parte superior de la distribución.

Las dos medidas del índice de Theil se obtienen aplicando la regla de L'Hopital en (3) cuando $\beta=1$ y $\beta=0$, y cuya interpretación es la comparación entre las proporciones de renta y población, de tal forma que, en el caso de $\beta=1$ la medida de la desigualdad se pondera por proporciones de renta, mientras que en el caso de $\beta=0$ la desigualdad se pondera por proporciones de población.

$$T(1) = \sum_i p_i \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \log \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \quad [4]$$

Los valores de $T(1)$ varían entre 0, igualdad perfecta, y $\log p_i$, que indica máxima desigualdad, que se corresponde con la situación en la que una región acapara toda la renta.

$$T(0) = -\sum_i p_i \log \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \quad [5]$$

En este caso, $T(0)$ alcanza el valor 0 cuando las proporciones de renta y de población de las diferentes regiones se igualan.

Retomando el argumento de la descomponibilidad como criterio principal para elegir como medida de la desigualdad el índice de Theil recordemos que la renta por habitante es el producto de una serie de factores⁷, a saber, la productividad aparente del trabajo, la tasa de ocupación, la tasa de actividad y la tasa de población en edad de trabajar. Obsérvese que el producto de las

tres últimas tasas se corresponde con la tasa de ocupados por habitante⁸.

En términos de identidad contable, la desagregación es la siguiente:

$$x_i = \frac{Y_i}{N_i} = \frac{Y_i}{E_i} \cdot \frac{E_i}{A_i} \cdot \frac{A_i}{PET_i} \cdot \frac{PET_i}{N_i} \quad [6]$$

donde x_i es la renta por habitante, Y_i es la renta⁹, E_i la población ocupada, A_i la población activa, PET_i la población en edad de trabajar y N_i la población de la región $i=1,2,\dots,n$.

La descomposición del índice se puede expresar en los siguientes términos: utilizamos en este caso el índice de Theil

$$T(0) = -\sum_i p_i \log \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \text{ que satisface la}$$

propiedad de ser aditivamente separable en sus factores, al igual que el índice $T(1)$. Teniendo en cuenta la expresión (4) podemos reescribir la identidad $x_i = y_i \cdot e_i \cdot a_i$, [4'] donde $y_i = Y_i/E_i$ es la productividad aparente del trabajo; $e_i = E_i/A_i$ es la tasa de ocupación, y $a_i = A_i/N_i$ es la tasa de actividad. Teniendo en cuenta (4') obtenemos

$$T(0) = \sum_i p_i \log \left(\frac{y_i \cdot e_i \cdot a_i}{\mu} \right) \text{ y como}$$

$\mu = y \cdot e \cdot a$, en donde $y = \sum p_i y_i$; $e = \sum p_i e_i$; $a = \sum p_i a_i$, lo que permite formular que,

$$\begin{aligned} I(x) &= -\sum p_i [\log y_i/y + \log e_i/e + \log a_i/a] = \\ &= -[\sum p_i \sum \log y_i/y] + [-\sum p_i \sum \log e_i/e] + \\ &\quad + [-\sum p_i \sum \log a_i/a] \end{aligned}$$

Finalmente, teniendo en cuenta la definición del índice $T(0)$, podemos escribir:

$$I(x) = I(y) + I(e) + I(a)$$

La utilidad del índice es que nos proporciona una información sobre los

⁶ Las propiedades básicas se refieren a la independencia de la escala, es decir, el índice no varía cuando la renta per cápita de cada región se modifica en la misma proporción. Bajo esta propiedad el índice es insensible al nivel de renta medio, lo que implica que la desigualdad es considerada como un problema relativo. También es independiente del tamaño de la población, es decir, el índice no varía cuando el número de personas en cada región se modifica en la misma proporción. El índice es sensible a los cambios en la población relativa de las regiones. Finalmente, el índice cumple el principio de las transferencias de Pigou -Dalton, es decir, cualquier transferencia de una región rica a una más pobre que no modifique sus posiciones relativas reduce el índice.

⁷ En el apartado anterior hemos descompuesto la renta por habitante en el producto de dos factores, la productividad del trabajo y los ocupados por habitante. Es inmediato contemplar que esta última variable se puede descomponer a su vez en el producto de la tasa de ocupación, la tasa de actividad y proporción de población mayor de 16 años.

⁸ En la aplicación práctica que realizamos del índice de Theil, la descomposición de la renta por habitante es el producto de la productividad, la tasa de ocupación y los activos por habitante o tasa de actividad en sentido amplio.

⁹ Y_i es la renta a precios constantes.

factores de la desigualdad y la importancia relativa de cada una de ellos. No obstante, una de las limitaciones más importantes de este índice radica en la existencia de una asimetría implícita de tal forma que cuando se pretende evaluar el grado de uniformidad con que se reparten dos variables, población y PIB en el territorio, la separación entre p e y (T^{py}) no es la misma que de y a p (T^{yp}). Esta asimetría impide saber realmente cuál es la separación entre dos distribuciones, por lo que será obligado señalar cuál es la distribución de partida y cuál la de llegada, lo que resuelve el problema en cada sección transversal. No obstante, en estática comparada el problema no se resuelve ya que aquí pueden aparecer discrepancias no sólo de magnitud sino también de sentido de evolución, de forma que, por ejemplo, resulte que y se aproxima a p , a la vez que p se aleja de y .

Desde la óptica de la convergencia, por lo que se refiere a la «convergencia- σ » esta es una medida de dispersión que nos informa de la evolución en el tiempo de la desviación standard del logaritmo del PIB por habitante entre las regiones. Por tanto, su interpretación es que cuando se reduce la desviación de las rentas per cápita del conjunto de regiones, éstas muestran una tendencia a aproximarse en el tiempo.

Su planteamiento formal es:

$$\sigma_t \left[\frac{\sum (\ln PIBpc_{it} - \ln PIBpc_t)^2}{n} \right]^{1/2} \quad [7]$$

donde $\ln PIBpc_t$ es el logaritmo del PIB por habitante del conjunto de la economía española y « n » es el número de regiones españolas que en nuestra aplicación contemplamos 18.

En el caso de la convergencia- β , partimos de un modelo de convergencia¹⁰ en el que la renta relativa de una región r evoluciona según el proceso de la siguiente ecuación

$$\Delta \tilde{y}_{rt} = \alpha_r - \beta \tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt} \quad [8]$$

donde $\Delta \tilde{y}_{rt} = \tilde{y}_{rt+1} - \tilde{y}_{rt}$ es la tasa de crecimiento de la renta relativa expresada como diferencial de crecimiento con la media nacional.

Como puede observarse, el parámetro β es el coeficiente de pendiente y es el que nos mide la velocidad de convergencia (divergencia) de la distribución de la renta. En el caso que $\beta > 0$, la tasa de crecimiento es una función decreciente del nivel de renta y por tanto las regiones pobres crecen más rápidamente que las ricas. Asimismo, cuanto mayor sea β mayor será el ritmo al que se reducen las diferencias regionales y menor la dispersión de las rentas relativas. Sin embargo, cuando $\beta < 0$ las regiones ricas crecen más rápidamente que las pobres y la desigualdad aumenta en el tiempo.

El que las regiones pobres tiendan a crecer más rápidamente que las ricas se puede justificar por la existencia de tres mecanismos¹¹ que operan de la siguiente manera: a) rendimientos decrecientes de los factores, y en el caso de la inversión su rentabilidad es decreciente del stock de capital acumulado; b) la difusión tecnológica, de forma que existe capacidad para adoptar las técnicas de las regiones ricas a bajo coste; c) la estructura sectorial de la producción y del empleo, en la que las regiones pobres tienen un mayor peso del sector agrícola y esto permite un mayor transvase de mano de obra del sector hacia el resto donde la productividad es más elevada.

No obstante, han proliferado también argumentos que plantean mecanismos de divergencia en tanto en cuanto en la realidad no se cumplen las hipótesis de la teoría neoclásica. Estos se identifican con: a) existencia de rendimientos crecientes del capital físico que implica que su retribución no se iguale a su productividad marginal. La existencia de economías de escala y aglomeración contribuyen al aumento de los rendimientos de las inversiones realizadas en las regiones más ricas por lo que el capital no fluirá hacia las regiones atrasadas. Al contrario, se generará un proceso acumulativo en las regiones más prósperas con el resultado de divergencia acumulativa entre las mismas (KALDOR, 1970). Asimismo, existen rendimientos crecientes del capital humano, en las zonas más desarrolladas, con un nivel educativo más alto y por tanto con un trabajo

¹⁰ Para nuestro propósito utilizamos en este trabajo el seguido por FUENTE, (1998) ya que permite adoptar diversas variantes de la ecuación de convergencia. Asimismo,

se utiliza el PIB por habitante relativo expresado en desviaciones logarítmicas sobre el promedio nacional, esto es, $\tilde{y}_{rt} = \ln Y_{rt} - \ln Y_t$.

¹¹ Para mayor detalle véase FUENTE, (1996, 1998).

más productivo; b) existencia de costes de traslado (transporte y comunicación), riesgo e incertidumbre asociados a la calidad de los *inputs* y factores locales de producción suponen un obstáculo a la movilidad interregional; c) existencia de funciones de producción no idénticas en las regiones ricas y atrasadas, que conllevan distintos tipos de producciones con factores y tecnologías muy distintas, imposibilitan la movilidad y sustituibilidad de los factores de producción.

En el marco del modelo de convergencia es posible plantear tres conceptos de convergencia¹²: en primer lugar, la denominada *convergencia- σ* que plantea si la dispersión de la distribución de la renta por habitante tiende a reducirse en el tiempo. En segundo lugar, se plantea la *convergencia- β* en su doble acepción, de *convergencia- β absoluta* que nos indica si las regiones pobres tienden alcanzar la renta de las regiones ricas y alcanzar el mismo nivel de renta por habitante en todas las regiones; y de *convergencia- β condicional* que se produce cuando cada región converge a su propio estado estacionario. Los tres conceptos anteriores están relacionados pero no son equivalentes, ya que la *convergencia- β* es condición necesaria pero no suficiente para la de *convergencia- σ* ¹³. Asimismo, la interpretación de ambas acepciones es muy diferente ya que en el caso de la *convergencia- β absoluta o incondicionada* implica la tendencia a la igualación de las rentas por habitante, siendo el nivel esperado de renta independiente de su valor inicial, permitiendo un fuerte dinamismo en las posiciones relativas de las regiones. Por su lado, la *convergencia- β condicional* implica que cada región tiende a alcanzar su propio estado estacionario y éstos pueden ser muy diferentes entre regiones lo que generaría una fuerte tendencia a que prevalezcan las mismas posiciones relativas de las regiones.

Seguidamente aplicaremos éstos conceptos a los datos de las regiones españolas para el periodo 1980-2001¹⁴ elaborados por el

Instituto Nacional de Estadística y contenidos en la publicación Contabilidad Regional de España.

4. RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE LA DESIGUALDAD Y SUS FACTORES EXPLICATIVOS, LA HIPÓTESIS DE CONVERGENCIA- σ Y LA HIPÓTESIS DE CONVERGENCIA- β NO CONDICIONADA Y CONDICIONADA

La descomposición del índice de Theil permite cuantificar las contribuciones de sus factores a la evolución de la desigualdad. Los resultados de su aplicación para el periodo 1980-2001 se muestran en la FIG. 3 y de él se desprenden tres conclusiones importantes:

1ª. Las desigualdades regionales en PIB por habitante se han reducido en los últimos 21 años, básicamente por la reducción de las disparidades interregionales de productividad aparente del trabajo.

2ª. Durante la década de los ochenta las diferencias interregionales de productividad aparente del trabajo han explicado más del 70% de las desigualdades observadas en España. En la primera mitad de los años noventa este porcentaje ha descendido hasta el 60%, mientras que en la segunda mitad de los noventa ha vuelto a alcanzar valores superiores al 70%. Esto significa que, si se eliminasen las diferencias de productividad aparente del trabajo se habrían reducido las desigualdades interregionales de renta por habitante en más de las 2/3 partes. El resto viene explicado, por las diferencias en las tasas de ocupación (en un % creciente hasta mediados de los noventa) que han llegado a explicar casi 1/4 parte de la desigualdad total del PIB por habitante y por las diferencias en las tasas de actividad (alrededor del 18%), que han tenido un comportamiento prácticamente estabilizado.

3ª. En la segunda mitad de los noventa, la causa exclusiva de la convergencia en PIB

¹² Originariamente planteados por BARRO & al (1991,1992).

¹³ Efectivamente cuando $\beta < 0$ la dispersión de las rentas por habitante tenderá a aumentar con el tiempo, al crecer más rápidamente las regiones ricas. Sin embargo, cuando $\beta > 0$ no necesariamente la dispersión tiende a reducirse ya que depende de sí el valor inicial de la dispersión es mayor o menor que el existente en la distribución del estado estacionario de la renta. Para un mayor detalle véase de la FUENTE.(1998).

¹⁴ La variable utilizada es el PIB a precios constantes.

Como los datos originales de la CRE están estimados para el periodo 1980-1995 en base 1986 y los del periodo 1995-2001 en base 1995, para trabajar con datos homogéneos hemos aplicado las tasas de variación reales del periodo 1995-2001 para obtener los niveles de la variable en la base 1986. Así, obtenemos una serie expresada en la misma base. No cabe duda, que los datos del periodo se verán sometidos a variaciones de mayor o menor alcance cuando el INE estime y reelabore la serie completa en base 1995.

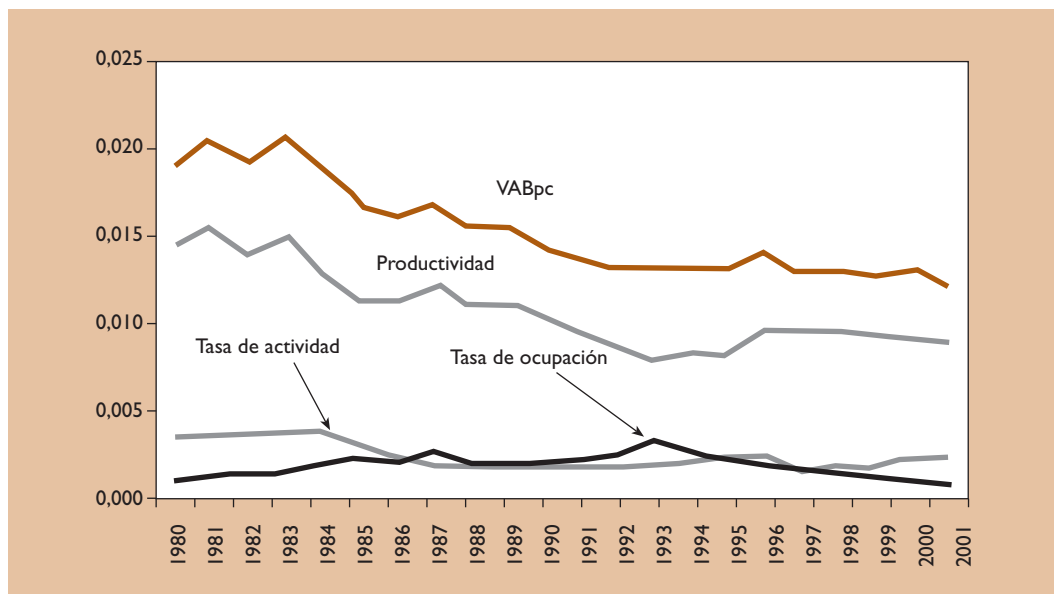


FIG. 3. Índice de Theil

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: CRE y EPA.

por habitante ha sido la notable reducción de las disparidades regionales en las tasas de ocupación puesto que se reactivan las diferencias interregionales de productividad aparente del trabajo y aumentan ligeramente las diferencias en tasas de actividad. Concretamente, la desigualdad observada en la renta por habitante en el año 2001 viene explicada en un 72,5% en las diferencias interregionales de productividad aparente del trabajo, en un 8% atribuible a las disparidades en las tasas de ocupación y el resto (19,5%) por las diferencias interregionales en tasas de actividad.

De la aplicación de la hipótesis de convergencia- σ , se obtiene la confirmación de un proceso de convergencia en el logaritmo del PIB por habitante en el periodo 1980-2001. Es decir la distancia entre los niveles de PIB por habitante es cada vez más reducida. Estos resultados se recogen en la FIG. 4 que muestra una mayor intensidad en la reducción de la dispersión de las rentas por habitante en la década de los ochenta. Este proceso se interrumpe durante la primera mitad de los noventa manteniéndose

el nivel de la disparidad y, posteriormente, se produce un proceso de divergencia en el último quinquenio. No obstante, durante el periodo considerado la reducción de la disparidad se aproxima al 10%.

Para obtener una justificación¹⁵ precisa del por qué el proceso de convergencia se interrumpe a finales de los años ochenta y en la segunda mitad de los noventa se inicia un proceso de divergencia, se presenta en la FIG. 5 la convergencia- σ en los niveles de productividad y en la FIG. 6 la convergencia- σ en ocupados por habitante. Lo que indican estas dos figuras es que a partir de 1989 se inicia un proceso de divergencia en los niveles de las tasas de ocupación, es decir, aumenta la dispersión en la distribución de las mismas en el ámbito regional y al mismo tiempo se agota el proceso de convergencia en los niveles de productividad, e incluso en los últimos años aumenta la dispersión en la distribución de la productividad a escala regional. La explicación en el caso de las productividades regionales hay que buscarlas precisamente en que las disparidades se han reducido de forma notable, no esperándose mejoras sustanciales

¹⁵ De la FIG. 4 se desprende también la existencia de una relación estrecha entre el ciclo económico y el proceso de convergencia, de tal forma, que en los periodos de expansión se

tiende a la reducción de la dispersión de las rentas por habitante mientras que en los periodos recesivos se producen aumentos de la dispersión.

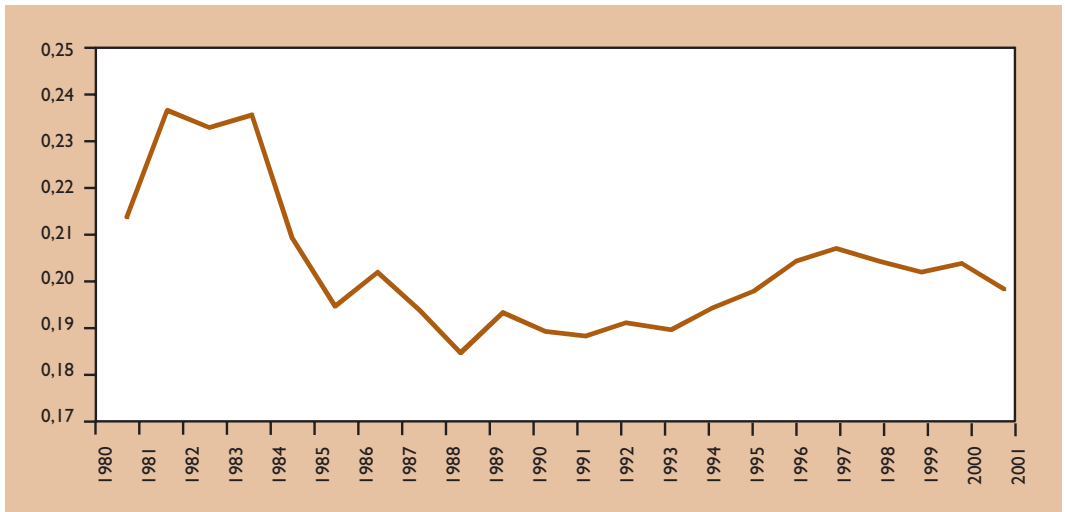


FIG. 4. Desviación estándar del logaritmo del PIBpc

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: CRE y EPA.

en este proceso. No obstante, la tendencia a elevar ligeramente las diferencias proviene de las diferentes estructuras ocupacionales que se han acentuado en los últimos años.

En el caso de la convergencia- β la hipótesis a contrastar es si el crecimiento de la renta por habitante relativa está relacionada con la brecha o distancia inicial de renta por habitante relativa. Es decir, si las regiones que

partían de unos niveles más reducidos de renta por habitante son las que experimentan un mayor crecimiento de sus rentas relativas¹⁶. En la FIG. 7 se recogen los resultados de la regresión de convergencia no condicionada en la que la variable dependiente es la tasa promedio de crecimiento de la renta relativa.

Ecuación de convergencia beta no condicionada en PIB_{pc} relativo:

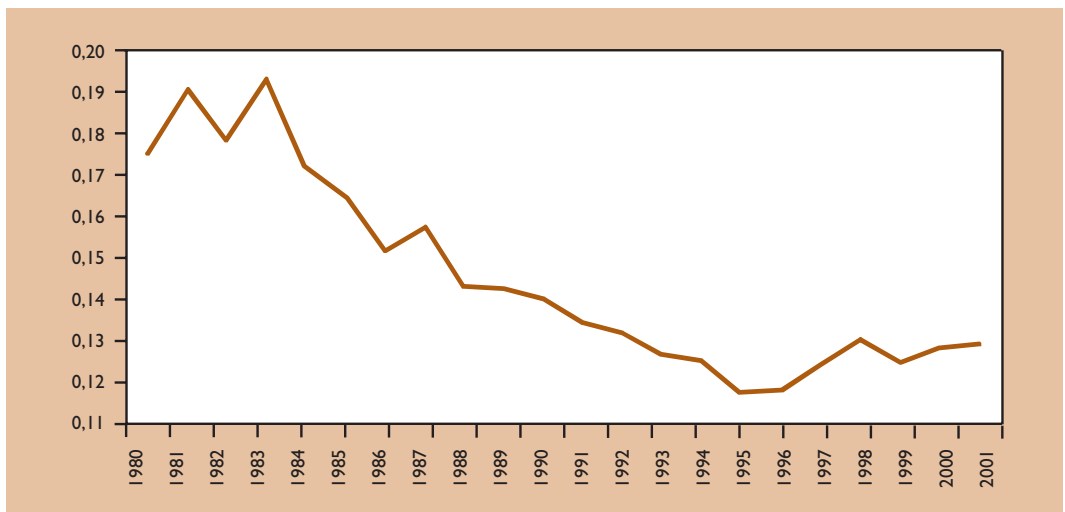


FIG. 5. Desviación estándar del logaritmo de la Productividad

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: CRE y EPA.

¹⁶ Algunos autores, entre ellos J.L. Raymond, denominan este proceso la «ventaja de ser pobre cara al crecimiento».

Obsérvese que en el caso de $\beta > 0$ cuanto mayor sea la brecha inicial mayor es el diferencial de crecimiento.

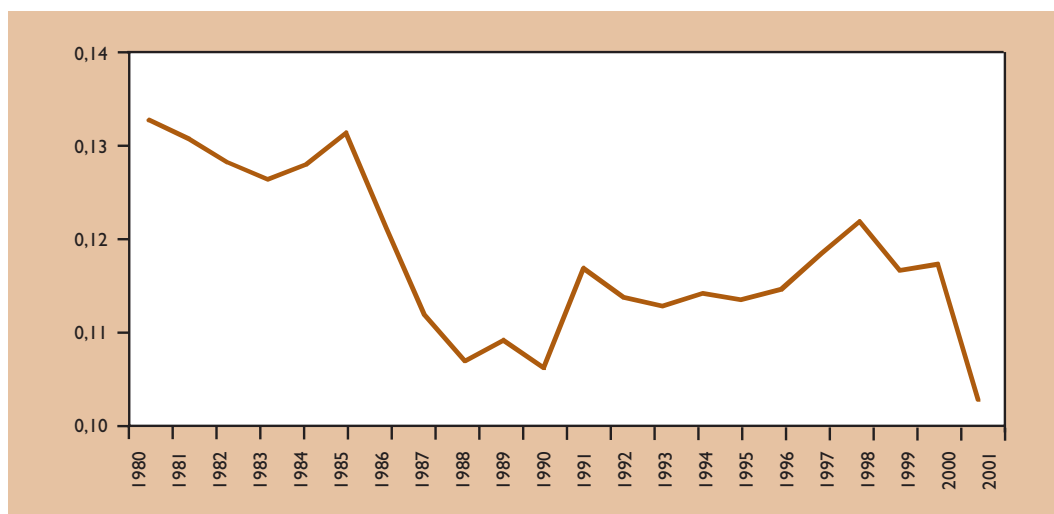


FIG. 6. Desviación estándar del logaritmo de los Ocupadospc

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: CRE y EPA.

$$\Delta \tilde{y}_r = -0,000243 - 0,008 \tilde{y}_{r1980} \quad R^2 = 0,5537$$

(−3,561) (−2,332)

(las cifras entre paréntesis representan el valor del estadístico «t» y R^2 es el coeficiente de determinación).

De la ecuación anterior se deduce que el ritmo de crecimiento ha sido mayor en las regiones que en 1980 eran más pobres como indica la pendiente negativa de la recta de regresión. El coeficiente (0,008) indica que el proceso de igualación de las rentas es muy lento ya que cada año se elimina sólo el 0,8% del diferencial de renta con el promedio nacional.

En este contexto, puede resultar útil realizar un ejercicio que nos permita conocer cuál es el crecimiento de las diferentes regiones no considerando el efecto convergencia (que consiste en que las regiones pobres tienen una ventaja de cara al crecimiento relativo como consecuencia de su posición inicial más desfavorable). Para aislar el comportamiento de cada región del efecto de la convergencia se puede calcular la desviación de cada región con respecto a la recta de regresión ajustada. Así, obtendríamos las tasas de crecimiento corregidas del efecto convergencia. En la FIG. 8 se recogen las tasas de crecimiento relativo reales y corregidas de las regiones

españolas en el periodo 1980-2001. Se observa que una vez corregido el efecto convergencia, las regiones que han tenido un comportamiento mejor que el promedio han sido Baleares, Madrid, Cataluña, Aragón, Castilla La Mancha, Extremadura y la Rioja. En el lado opuesto, se encuentran las regiones de Cantabria, Asturias, Galicia, Andalucía, Castilla y León, Comunidad Valenciana, Navarra y Ceuta y Melilla. Por último, las regiones que han obtenido el peor resultado, tanto real como corregido, son Canarias, Castilla y León, Cantabria y Asturias que han registrado tasas de crecimiento entre medio punto y un punto anual por debajo del promedio.

Finalmente, se plantea la hipótesis de la convergencia «beta» condicionada mediante la estimación del modelo de efectos fijos en el que estos últimos se interpretan como factores (diferencias) determinantes que condicionan la convergencia y que definen las características fundamentales de cada región como la estructura productiva, dotación de factores, etc. Un procedimiento para estimar los efectos fijos consiste en obtener dieciocho términos constantes individuales específicos de cada región. Para ello se estima la ecuación de convergencia [8] de forma individual para cada región y se introducen los respectivos términos constantes en el modelo de efectos fijos. Al estimar dicho modelo la tasa de convergencia condicionada β_c , refleja el ritmo

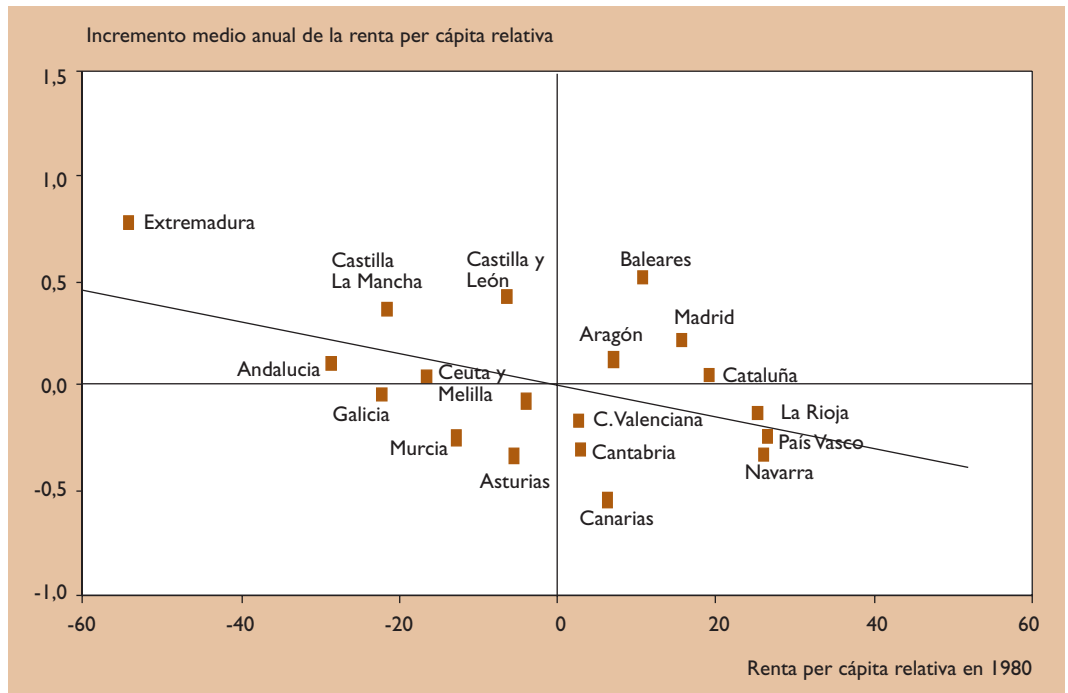


FIG. 7. Convergencia beta en renta por habitante relativa, 1980-2001

Fuente: Elaboración propia a partir de INE: CRE y EPA.

medio al que las regiones se aproximan a sus propios estados estacionarios o equilibrios a largo plazo. En este caso la tasa de convergencia se ve incrementada considerablemente respecto de la obtenida en la convergencia no condicionada. En la FIG. 7 se reflejan los resultados de la convergencia β_c en renta por habitante relativa en las regiones españolas. Se constata que la tasa de convergencia aumenta de forma notable $\beta_c = 6,9\%$ y que la mayoría de las constantes regionales resultan significativas, poniendo de manifiesto que para las regiones pobres, aunque su posición relativa desfavorable puede convertirse en una ventaja para crecer más deprisa, ésta se puede ver más que compensada por otros factores que dificultan el crecimiento relativo. A modo de ejemplo, los términos constantes más negativos corresponden a las regiones con menor nivel de desarrollo como Andalucía, Galicia y Extremadura. Por el contrario, los términos constantes positivos más elevados corresponden a las regiones con mayor nivel de desarrollo como País Vasco, Navarra, Cataluña, Baleares y Madrid.

En definitiva, los resultados obtenidos confirman la hipótesis de convergencia beta, en el sentido, de que una menor renta relativa por habitante se traduce en una ventaja de cara al crecimiento relativo. No obstante, la hipótesis de convergencia beta condicionada matiza que la existencia de otros factores específicos (implícitos en los términos constantes) como la estructura productiva, dotación de factores, nivel de cualificación, etc., pueden contrarrestar el potencial de crecimiento de las regiones más pobres.

En este sentido, los resultados de la ecuación de convergencia condicionada constatan la existencia de importantes disparidades en la renta por habitante de las regiones españolas y que, muy posiblemente, tienen un carácter persistente ya que como muestra la FIG. 8 las diferentes regiones españolas están muy próximas a sus respectivos estados estacionarios por lo que no cabe esperar cambios importantes en sus posiciones relativas. Por tanto, no es probable que se produzca una reducción significativa del nivel de desigualdad regional, sino más bien una tendencia al mantenimiento de la

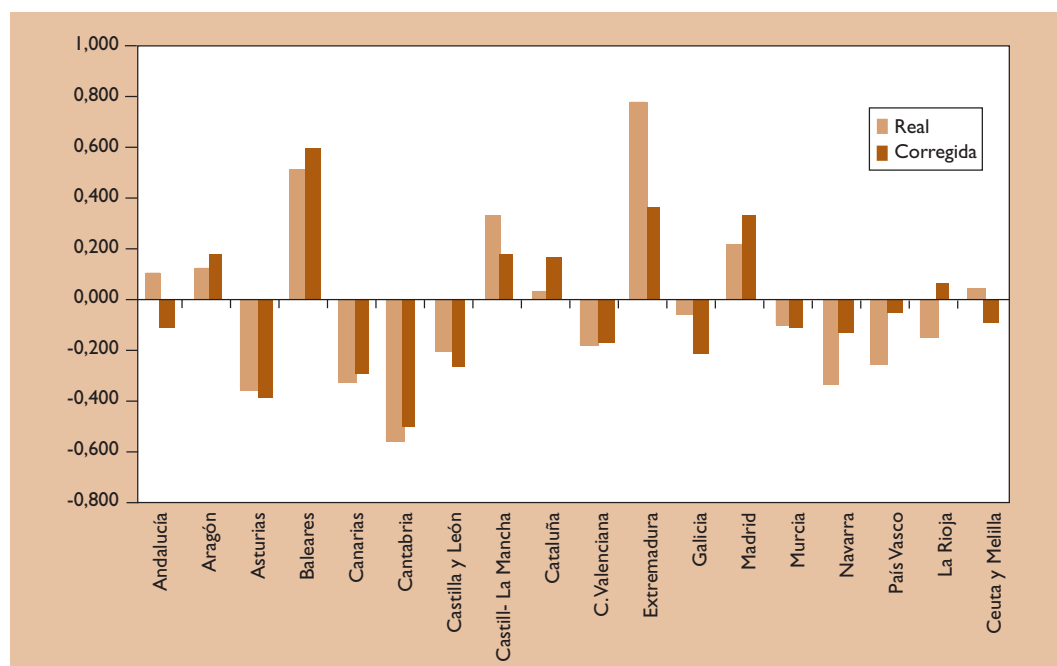


FIG. 8. Crecimiento relativo real y corregido del efecto convergencia, 1980-2001

Fuente: Elaboración propia.

FIG. 9. Convergencia beta en renta por habitante relativa

Variables explicativas \tilde{y}_{rt}	Coefficiente β 0,069	Estadístico t 3,484
Variable dependiente $\Delta^{t+h} = \tilde{y}_{rt}$		
Constantes		
Andalucía	-0,136	2,44
Aragón	0,032	2,03
Asturias	-0,014	1,30
Baleares	0,035	1,36
Canarias	-0,006	1,38
Cantabria	-0,006	1,16
Castilla y León	-0,023	2,41
Castilla-La Mancha	-0,036	2,39
Cataluña	0,024	2,16
C. Valenciana	-0,004	1,26
Extremadura	-0,108	1,82
Galicia	-0,099	2,36
Madrid	0,020	2,02
Murcia	-0,016	1,21
Navarra	0,081	2,17
País Vasco	0,034	2,38
Rioja (La)	0,020	0,56
Ceuta y Melilla	-0,077	2,31

Fuente: Elaboración propia.

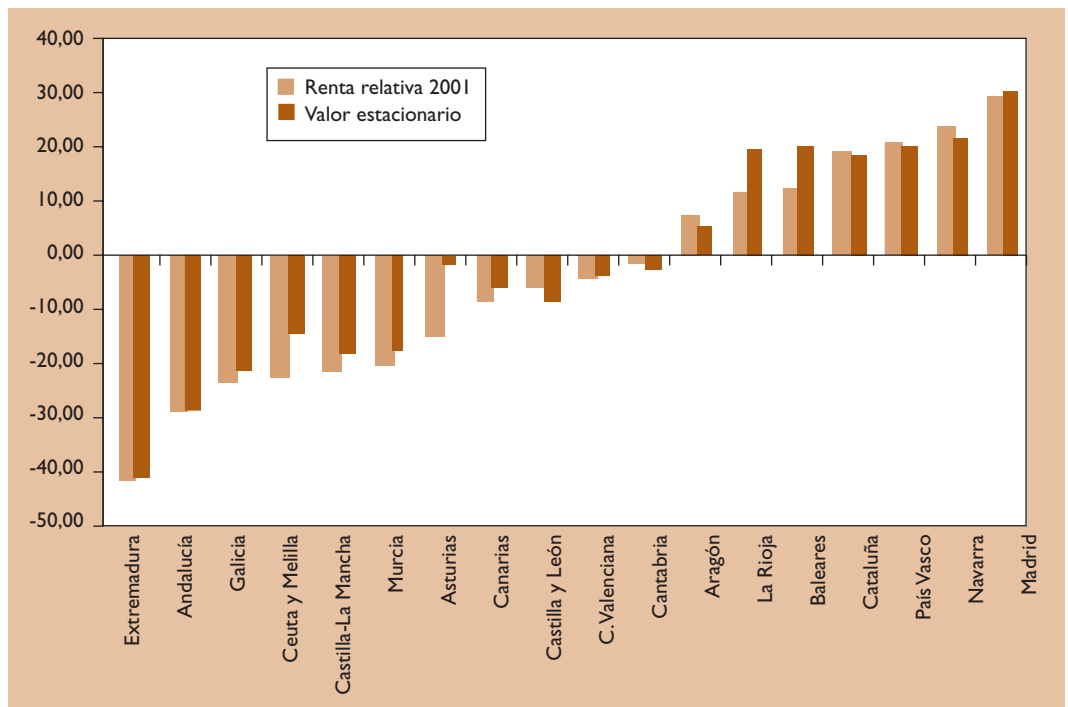


FIG. 10. Renta relativa regional en 2001 y valor estacionario estimado

Fuente: Elaboración propia.

misma o incluso aumentos de la desigualdad en función del impacto de perturbaciones aleatorias (influencia conjunta de los factores específicos, rendimientos crecientes del capital físico y humano y las economías de escala y aglomeración).

5. CONCLUSIONES FINALES

Los principales resultados obtenidos en este trabajo en el que se han utilizado algunas técnicas descriptivas (habituales en la literatura empírica sobre el tema) y que han sido aplicadas al caso de las regiones españolas para analizar la desigualdad y la convergencia se pueden resumir en los siguientes puntos:

1º. La distribución de la renta entre las diferentes comunidades autónomas muestra disparidades notables. Para calibrar el alcance de dicha disparidad baste constatar que en el año 2001 la renta por habitante de la comunidad de Madrid es el doble que la existente en la comunidad de Extremadura.

No obstante, la desigualdad de renta por habitante se ha reducido ligeramente por encima del 10% si contemplamos los años extremos del periodo 1980-2001. Por otro lado, y de forma generalizada se constata que las regiones más pobres registran niveles de productividad aparente del trabajo y ocupados por habitante inferiores a los alcanzados en las regiones más ricas.

2º. Las desigualdades interregionales en PIB por habitante se han reducido en los últimos 21 años tal y como indica la reducción del valor del índice de Theil, básicamente por la reducción de las disparidades interregionales de productividad aparente del trabajo. Durante la década de los ochenta las diferencias interregionales de productividad aparente del trabajo han explicado más del 70% de las desigualdades observadas en España. En la primera mitad de los años noventa este porcentaje ha descendido hasta el 60%, mientras que en la segunda mitad de los noventa ha vuelto a alcanzar valores superiores al 70%. Esto significa que, si se eliminasen las diferencias de productividad

aparente del trabajo se habrían reducido las desigualdades interregionales de renta por habitante en más de las 2/3 partes. El resto viene explicado, por las diferencias en las tasas de ocupación (en un % creciente hasta mediados de los noventa) que han llegado a explicar casi 1/4 parte de la desigualdad total del PIB por habitante y por las diferencias en las tasas de actividad (alrededor del 18%) que han tenido un comportamiento prácticamente estabilizado. En la segunda mitad de los noventa, la causa exclusiva de la convergencia en PIB por habitante ha sido la notable reducción de las disparidades regionales en las tasas de ocupación puesto que se reactivan las diferencias interregionales de productividad aparente del trabajo y aumentan ligeramente las diferencias en tasas de actividad. Concretamente, la desigualdad observada en la renta por habitante en el año 2001 viene explicada en un 72,5% en las diferencias interregionales de productividad, en un 8% atribuible a las disparidades en las tasas de ocupación y el resto (19,5%) por las diferencias interregionales en tasas de actividad.

3°. Aunque la distancia entre los niveles de PIB por habitante se ha reducido durante el periodo contemplado, el proceso de convergencia se interrumpe a finales de los años ochenta y en la segunda mitad de los noventa se inicia un proceso de divergencia. Este punto de inflexión es consecuencia del inicio de un proceso de divergencia en los niveles de las tasas de ocupación a partir de 1989, es decir, aumenta la dispersión en la distribución de las mismas en el ámbito regional y al mismo tiempo se agota el proceso de convergencia en los niveles de productividad aparente del trabajo, e incluso en los últimos años aumenta la dispersión en

la distribución de la productividad aparente del trabajo a escala regional.

4°. Del análisis de la hipótesis de convergencia beta absoluta (no condicionada) se constata la pendiente negativa de la recta de regresión y por tanto la ventaja de ser pobre. No obstante, el valor del coeficiente sugiere que el proceso de igualación de las rentas es muy lento ya que cada año se elimina solo el 0,8% del diferencial de renta con el promedio nacional. Por otro lado, una vez corregido el efecto convergencia, entre las regiones que han tenido un comportamiento mejor que el promedio se encuentran las más desarrolladas como es el caso de Baleares, Madrid, Cataluña y La Rioja. Las regiones con un comportamiento más desfavorable, tanto real como corregido, son Canarias, Castilla y León, Cantabria y Asturias que han registrado tasas de crecimiento entre medio punto y un punto anual por debajo del promedio.

5°. Del análisis de la hipótesis de la convergencia beta condicionada se desprende la existencia de importantes disparidades en la renta por habitante de las regiones españolas y que, muy posiblemente, éstas tienen un carácter persistente ya que las diferentes regiones españolas están muy próximas a sus respectivos estados estacionarios lo que se interpreta como un cierto inmovilismo en sus posiciones relativas. Los resultados anteriores apuntan mas bien en la dirección de baja probabilidad de que se produzca una reducción notable del nivel de desigualdad regional y antes al contrario se refuerza el escenario con un estancamiento en los niveles de desigualdad, o incluso una tendencia a la divergencia en función del impacto de los factores específicos, rendimientos crecientes del capital físico y humano y las economías de escala y aglomeración.

BIBLIOGRAFÍA

- BARRO, R. J. (1991): «Economic growth in a cross section of countries», *Quarterly Journal of Economics*, 106, (May): 407-443.
- & X. SALA-I-MARTIN, (1991): «Convergence across the states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 107-182.
- (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100, 2, 223-251.
- (1995): *Economic Growth*, McGraw Hill, New York.
- COWELL, F. (1995): *Measuring Inequality*, 2nd Edition, LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, London. (1st. Edition 1977, Phillip Alan Publishers Limited, London).
- DE LA FUENTE, A. (1996): «Convergencia y otras historias: economía regional desde una perspectiva neoclásica». *Revista de Economía Aplicada*, 10: 5-64.

- (1998): «Algunas técnicas para el análisis de la convergencia con una aplicación a las regiones españolas. *Documento de Trabajo*, 98007. Ministerio de Economía y Hacienda.
- DOLADO, J. & J.M. GONZÁLEZ PÁRAMO & J.M. ROLDAN, (1994): «Convergencia económica entre las regiones españolas: evidencia empírica (1955-89)», *Moneda y Crédito*, 198, 81-119.
- ESTEBAN, J. M. (1994): «La desigualdad interregional en Europa y en España: Descripción y análisis», en J.M. ESTEBAN & X. VIVES (Eds.) *Crecimiento y Convergencia Regional en España y en Europa*, 2 volúmenes, Vol 2, Cap.-1: 13-84.
- (1996): «Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España», *Revista de Economía Aplicada*, 4, 11, (Otoño), 5-26.
- GOERLICH, F. J. (1998): *Desigualdad, diversidad y convergencia: (algunos) instrumentos de medida*, I.V.I.E.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (varios años): *Contabilidad Regional de España*.
- KALDOR, N.(1970): «The case for regional policies». *Scottish Journal of Political Economy*, 17: 337-347.
- LORENZ, M. C. (1905): «Methods of measuring the concentration of wealth», *Publications of the American Statistical Association*, 9: 209-219.
- MARCET, A (1994): «Los pobres siguen siendo pobres: convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel», en J.M. ESTEBAN, & X. VIVES, (Eds.) *Crecimiento y Convergencia Regional en España y en Europa*, 2 volúmenes, Vol 2: 249-270.
- MAS, M. & J. MAUDOS, & F. PÉREZ, & E. URIEL, (1995): «Disparidades regionales y convergencia de las Comunidades Autónomas», *Revista de Economía Aplicada*, 4, 129-148.
- PIGOU, A. C. (1912): *The Economic of Welfare*, London. (Editado por MacMillan, New York en 1952).
- RAYMOND, J.L. & B. GARCÍA, (1994):»Las disparidades en el PIB per cápita entre Comunidades Autónomas y la hipótesis de convergencia». *Papeles de Economía Española*, n° 59, 37-58.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1986): «Problemas conceptuales en la medición de la desigualdad», *Hacienda Pública Española*, 101: 17-31.
- SALA-I-MARTIN, X. (1994a): «Cross-sectional regressions and the empirics of economic growth», *European Economic Review*, 38: 739-747.
- (1994b): «La riqueza de la regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia. *Moneda y Crédito*, 198: 13-80.
- THEIL, H. (1967): *Economics and Information Theory*, Amsterdam, North-Holland.