

# LA RELACIÓN ENTRE EL CRECIMIENTO Y LA DESIGUALDAD ESPACIAL EN CASTILLA Y LEÓN: ¿HACIA LA COHESIÓN INTERNA?

**M<sup>a</sup> Mercedes MOLPECERES ABELLA**  
**Departamento de Economía Aplicada**  
**Universidad de Valladolid**

## RESUMEN

Durante los últimos años se ha asistido a una gran proliferación de trabajos empíricos relacionados con la convergencia real. La mayor parte de ellos se centran en el estudio de los procesos de acercamiento económico entre las distintas regiones de un país y, más recientemente, entre los territorios integrados en la Unión Europea. Sin embargo, son relativamente escasas las ocasiones en que se destacan los avances logrados en este campo dentro de aquellas unidades territoriales de ámbito menor, como el protagonizado por las Comunidades Autónomas en aras del acercamiento de los niveles de renta por habitante para las provincias que las conforman.

Este trabajo pretende detectar la existencia o no de procesos de convergencia real en el seno de nuestra región, Castilla y León, ligados al crecimiento económico y comparar estos fenómenos con los acaecidos entre las comunidades autónomas que componen el territorio español. En el desarrollo de esta tarea surgen dos cuestiones fundamentales: ¿cómo medir las disparidades? y ¿hasta qué punto una elección metodológica como ésta puede mediatizar los resultados obtenidos?.

En este caso se ha seleccionado como indicador del grado de disparidad la Medida de Entropía Generalizada. Su carácter “polivalente” permitirá obtener visiones distintas para un mismo reparto espacial de la renta explicitando los juicios normativos que rigen dichas valoraciones. Ésta será nuestra “vara” a la hora de calibrar y comparar los procesos de convergencia, en términos de renta *per capita*, entre las distintas regiones españolas y el experimentado dentro de una de ellas: Castilla y León.

## Palabras clave:

*Medida de Entropía Generalizada,  $\beta$ -convergencia,  $\sigma$ -convergencia, disparidades espaciales, crecimiento económico.*

## 1. INTRODUCCIÓN

Desde que en 1965 Williamson, basándose en los trabajos previos de Kuznets (1955) sobre la distribución personal de la renta, obtuviera empíricamente una relación en forma de “U invertida” entre el crecimiento económico y la desigualdad espacial han corrido ríos de tinta tratando de racionalizar y sistematizar argumentos que confirmen o echen por tierra dicho vínculo. En este campo, como en muchos otros dentro de la ciencia económica, existen posiciones encontradas. Por un lado están quienes, decantándose por una postura esencialmente clásica o neoclásica, defienden la progresiva autoeliminación de las diferencias espaciales de renta. Frente a ellos se sitúan quienes consideran que el funcionamiento del mercado intensifica los procesos de concentración geográfica de la renta y la riqueza.

Mientras para unos el libre fluir de las mercancías y los factores productivos entre distintas áreas geográficas (en busca de mayores beneficios y salarios) y la existencia de rendimientos decrecientes conducen inexorablemente a la convergencia<sup>(1)</sup>, para otros la existencia de economías de aglomeración, externalidades y economías de escala (que atraen la actividad y los recursos económicos desde las áreas más atrasadas hacia las más dinámicas) son razones suficientes para augurar un futuro de divergencia. En los últimos años, el alto grado de sofisticación alcanzado por todos estos modelos, la creciente disponibilidad de información estadística, las mejoras logradas en su tratamiento y el gran interés suscitado por los efectos espaciales de la integración económica, han hecho resurgir con fuerza los estudios relacionados con la convergencia. Entre todos ellos destacan los llevados a cabo por Robert J. Barro y Xavier Sala-i-Martin (1990, 1991, 1992). Estos autores utilizan tres conceptos de convergencia: la  $\beta$ -convergencia, la  $\sigma$ -convergencia y la convergencia condicionada.

A través de la  $\beta$ -convergencia se intenta detectar el acercamiento económico producido cuando las áreas relativamente más pobres protagonizan un crecimiento económico superior al de aquellas comparativamente más ricas generándose, *caeteris paribus*, una igualación al alza de sus rentas por habitante. La  $\sigma$ -convergencia, por su parte, aparece definida como la reducción continuada de la dispersión en la distribución espacial de la renta (en la línea de los trabajos presentados por Williamson en los sesenta). Finalmente, en vista de las exiguas evidencias obtenidas en favor de la existencia de ambos tipos de convergencia, estos autores incorporaron la convergencia condicionada. Esta convergencia se produce cuando las disparidades espaciales iniciales caen hasta unos niveles “estacionarios”. Estas diferencias estables, que se mantienen en el largo plazo, serán mayores cuanto más difieran las variables estructurales que definan a cada una de las áreas englobadas en el estudio. ¿Cómo puede aplicarse ese condicionamiento? Limitando el estudio a grupos de economías homogéneas o utilizando regresiones múltiples.

En este análisis de las disparidades interregionales en España o las interprovinciales en Castilla y León se ha utilizado básicamente el concepto de  $\sigma$ -convergencia.

## 2. LA MEDICIÓN DE LA DESIGUALDAD

Analizar la existencia o no de convergencia requiere evaluar el grado de desigualdad que encierra la distribución de la renta a nivel espacial, para ello puede recurrirse a un conjunto muy variado de indicadores. Todos ellos aíslan este tipo de disparidades utilizando la hipótesis de que los individuos en cada subdivisión territorial considerada disponen de la misma renta (la renta *per capita* del área). Valores altos de estas medidas indican la existencia de niveles fuertes de desigualdad y su reducción el paso hacia un reparto más igualitario. Ante esta pluralidad de indicadores parece razonable estudiar hasta qué punto pueden ofrecer resultados distintos y si elegir u otro, predeterminará la evaluación finalmente obtenida sobre la distribución espacial de la renta.

Para responder a las dos cuestiones anteriores se ha seleccionado como indicador genérico la Medida de Entropía Generalizada cuya expresión es la siguiente:

$$I_{\alpha} = \frac{1}{P(\alpha^2 - \alpha)} \sum_{i=1}^P \left[ \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^{\alpha} - 1 \right] \quad \alpha \neq 0,1$$

$$I_1 = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^P \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) \log_e \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) \quad \alpha = 1$$

$$I_0 = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^P \log_e \left( \frac{\bar{y}}{y_i} \right) \quad \alpha = 0$$

Donde  $\bar{y}$  es la renta media total;  $y_i$  la renta del individuo  $i$ -ésimo y  $P$  el número total de individuos.

La principal ventaja que presenta esta medida es que, para ciertos valores del parámetro " $\alpha$ ", se corresponde con algunos de los indicadores de las disparidades habitualmente más utilizados: el Coeficiente de Variación, la Desviación Media de los Logaritmos, el Índice de Theil o la familia de Medidas de Atkinson. Dicho parámetro recoge, explícitamente, el grado de aversión a la desigualdad entre los agentes con menores rentas. Valores altos y positivos de  $\alpha$  confieren mayor importancia a las diferencias entre los más ricos, sensibilidad que se reduce con  $\alpha$  pasando a considerar más importantes las diferencias entre los agentes peor situados. Modificando este parámetro se logran visiones alternativas para una misma distribución según diversos criterios sociales, éticos, morales, etc.. En cualquier caso, se tenga o no constancia de

ello, la mera elección de un indicador supone asumir (aunque sea implícitamente) todo un conjunto de juicios de valor a la hora de medir las desigualdades. En nuestro caso esos juicios normativos se hacen explícitos a través de  $\alpha$ . Adicionalmente presenta otras propiedades deseables como la independencia de la escala o el principio de transferencia de Pigou-Dalton entre otras.

Para poder obtener las expresiones a utilizar se deben otorgar valores a  $\alpha$  y, puesto que se trata de calibrar la desigualdad espacial, incorporar la hipótesis de reparto igualitario de la renta entre la población en cada unidad territorial de base.

Sean  $Y, P$  la renta y la población total considerada;  $\bar{y}$  la renta *per capita* global; y  $N$  el número de unidades territoriales objeto de estudio. Para cada unidad espacial:  $Y_n, P_n$  serán su renta y su población;  $y_n$  su renta *per capita*;  $p_n$  la proporción que su renta *per capita* representa sobre la renta *per capita* global y, finalmente,  $S_n$  la relación entre su población y la población total.

Utilizando un  $\alpha = 2$  se obtiene I[2]. Este indicador se corresponde con la mitad del Coeficiente de Variación al cuadrado.

$$\begin{aligned} I[2] &= \frac{1}{P(2^2 - 2)} \sum_{i=1}^P \left[ \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^2 - 1 \right] = \frac{1}{2P} \sum_{n=1}^N P_n \left( \frac{y_n}{\bar{y}} \right)^2 - \frac{1}{2P} \sum_{i=1}^P 1 = \frac{1}{2P} \sum_{n=1}^N P_n \left( \frac{Y_n/P_n}{\bar{y}} \right)^2 - \frac{1}{2P} P = \\ &= \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \left[ \frac{P_n}{P} \left( \frac{Y_n/P_n}{Y/P} \right)^2 \right] - \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \left[ \left( \sum_{n=1}^N \frac{P_n}{P} \left( \frac{Y_n/P_n}{Y/P} \right)^2 \right) - 1 \right] = \frac{1}{2} \left[ \left( \sum_{n=1}^N p_n \left( \frac{S_n}{p_n} \right)^2 \right) - 1 \right] \end{aligned}$$

Si  $\alpha = 1$  se obtiene I[1] que coincide con el Índice de Theil.

$$\begin{aligned} I[1] &= \frac{1}{P} \sum_{i=1}^P \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) \log_e \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) = \frac{1}{P} \sum_{n=1}^N P_n \left( \frac{Y_n/P_n}{Y/P} \right) \log_e \left( \frac{Y_n/P_n}{Y/P} \right) = \sum_{n=1}^N p_n \left( \frac{S_n}{p_n} \right) \log_e \left( \frac{S_n}{p_n} \right) = \\ &= \sum_{n=1}^N s_n \log_e \left( \frac{S_n}{p_n} \right) \end{aligned}$$

Si  $\alpha = 0$  se obtiene  $I[0]$  que es igual a la Desviación Media de los Logaritmos.

$$I[0] = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^P \log_e \left( \frac{\bar{y}}{y_i} \right) = \frac{1}{P} \sum_{n=1}^N P_n \log_e \left( \frac{\bar{y}}{y_n} \right) = \frac{1}{P} \sum_{n=1}^N P_n \log_e \left( \frac{Y/P}{Y_n/P_n} \right) = - \sum_{n=1}^N p_n \log_e \left( \frac{S_n}{p_n} \right)$$

Si  $\alpha$  toma cualquier otro valor el indicador resultante se corresponde ordinalmente con la familia de Medidas de Atkinson:  $A[\varepsilon]$ . En concreto, la ordenación de un conjunto de distribuciones según su desigualdad espacial obtenida utilizando  $I[\alpha]$  será la misma que si se hubiera utilizado  $A[\varepsilon]$  con  $\varepsilon = 1 - \alpha$ . Teniendo en cuenta la relación numérica existente entre ambos indicadores  $A[\varepsilon] = 1 - [(\alpha^2 - \alpha) I(\alpha) + 1]^{1/\alpha}$  para  $\varepsilon = 1 - \alpha$  y sustituyendo  $I[\alpha]$  por su valor:

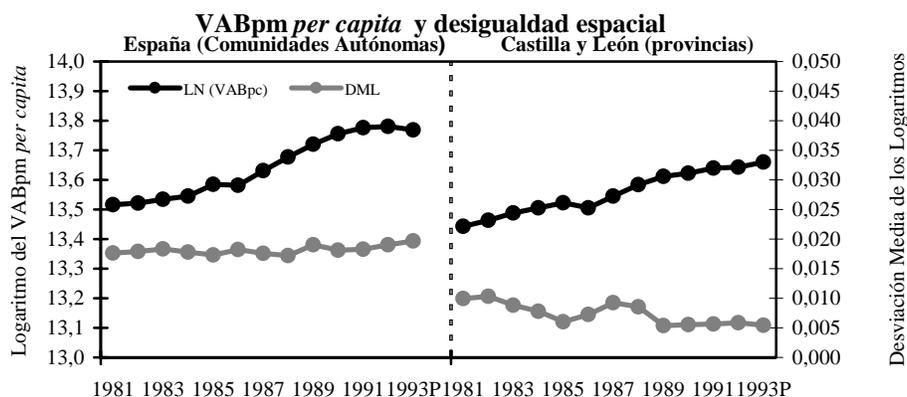
$$\begin{aligned} A[\varepsilon] &= 1 - [(\alpha^2 - \alpha) I(\alpha) + 1]^{1/\alpha} = 1 - \left\{ \frac{(\alpha^2 - \alpha)}{P(\alpha^2 - \alpha)} \sum_{i=1}^P \left[ \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right] + 1 \right\}^{1/\alpha} = \\ &= 1 - \left[ \sum_{n=1}^N \frac{P_n}{P} \left( \frac{S_n}{p_n} \right)^\alpha - \sum_{n=1}^N \frac{P_n}{P} + 1 \right]^{1/\alpha} = 1 - \left[ \sum_{n=1}^N p_n \left( \frac{S_n}{p_n} \right)^\alpha - 1 + 1 \right]^{1/\alpha} = 1 - \left[ \sum_{n=1}^N p_n \left( \frac{S_n}{p_n} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)} \\ \text{luego: } I[\alpha] &= I[1 - \varepsilon] = \frac{1}{\varepsilon^2 - \varepsilon} \left[ \left( \sum_{n=1}^N p_n \left( \frac{S_n}{p_n} \right)^{1-\varepsilon} \right) - 1 \right] \end{aligned}$$

### 3. LA CONVERGENCIA: ESPAÑA *VERSUS* CASTILLA Y LEÓN

En este apartado se comparan las relaciones entre el crecimiento económico y la desigualdad en su distribución territorial en España (a nivel autonómico), y en Castilla y León (a nivel provincial)<sup>(2)</sup>.

El gráfico 1 muestra una primera aproximación a dichos vínculos. En general, parece que el crecimiento económico español ha venido acompañado de un ligero incremento en las disparidades espaciales interregionales. En Castilla y León los aumentos en el VABpm por habitante, pese a ser más modestos, sí han supuesto una reducción apreciable en los niveles de desigualdad entre las provincias que la integran.

Gráfico 1



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos disponibles en la Contabilidad Regional publicada por el I.N.E..

Sin embargo, puede que estas conclusiones sean precipitadas. ¿Por qué asumir que la Desviación Media de los Logaritmos, una de las muchas formas de medir la desigualdad interterritorial, es el indicador que refleja la verdadera cara de las disparidades? ¿Se alterarían estas afirmaciones si se utilizaran otros indicadores? Y si es así ¿En qué sentido? ¿Por qué razón? ¿Qué utilidad tendría esta información?.

Para responder a las cuestiones anteriores se han seleccionado cinco formulaciones concretas de la Medida de Entropía Generalizada:  $I[2]$ ,  $I[1]$ ,  $I[0]$ ,  $I[-1]$  e  $I[-2]$ . Todas ellas incorporan ópticas diferentes a la hora de cuantificar el nivel de desigualdad y su evolución utilizando valores distintos para  $\alpha$ . Cuanto mayor sea este parámetro mayor peso se confiere a las diferencias de renta entre los territorios más ricos. La selección llevada a cabo responde a la sencillez operativa y a las correspondencias que, como ya se ha comentado, mantienen con las medidas de la desigualdad más utilizadas. La tabla 1 resume estas relaciones y presenta las expresiones adoptadas en cada caso.

**Tabla 1**  
**La Medida de Entropía Generalizada y otros indicadores de desigualdad.**

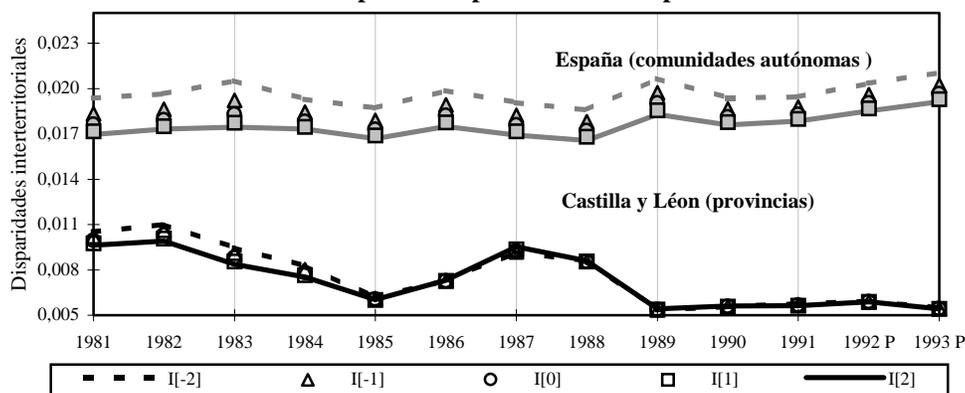
$\alpha$	EXPRESIÓN	CORRESPONDENCIA
2	$\frac{1}{2} \left[ \left( \sum_{n=1}^N p_n \left( \frac{s_n}{p_n} \right)^2 \right) - 1 \right]$	$\frac{1}{2}$ Coeficiente de Variación al cuadrado
1	$\sum_{n=1}^N s_n \log_e \left( \frac{s_n}{p_n} \right)$	Índice de Theil
0	$-\sum_{n=1}^N p_n \log_e \left( \frac{s_n}{p_n} \right)$	Desviación Media de los Logaritmos
-1	$\frac{1}{2} \left[ \left( \sum_{n=1}^N p_n \left( \frac{s_n}{p_n} \right)^{-1} \right) - 1 \right]$	Correspondencia ordinal con A[2]
-2	$\frac{1}{6} \left[ \left( \sum_{n=1}^N p_n \left( \frac{s_n}{p_n} \right)^{-2} \right) - 1 \right]$	Correspondencia ordinal con A[3]

Fuente: Elaboración propia.

Los niveles de desigualdad espacial obtenidos en base a estas cinco medidas entre 1981 y 1993 están representados en el gráfico 2.

**Gráfico 2**

**Evolución temporal comparada de las disparidades**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos disponibles en la Contabilidad Regional publicada por el I.N.E..

Todos los indicadores coinciden en diagnosticar un ligero aumento (que ronda el 10%) de la desigualdad entre las Comunidades Autónomas junto con una acelerada reducción de la desigualdad interprovincial en Castilla y León (que cae en torno a un 45%). Del mismo modo, y con independencia del valor asignado a  $\alpha$ , las diferencias de renta entre las provincias castellanas y leonesas se estabilizan cerca del 0,0055 desde 1989. También el signo de la variación de los indicadores, y por tanto de las disparidades espaciales, es el mismo para cada año en España o en Castilla y León (aunque su evolución temporal no sea idéntica en las dos áreas geográficas).

Ante todas estas coincidencias parece razonable cuestionarse sobre la utilidad de usar conjuntamente varios indicadores. La respuesta surge de las valoraciones concretas que cada uno de ellos hace de los cambios experimentados en la distribución espacial de la renta.

En el caso de las **regiones españolas** los mayores niveles de desigualdad se obtienen siempre utilizando los menores valores de  $\alpha$ . Es decir, las cinco series representadas en la parte superior del gráfico 2 no se entrecruzan, manteniéndose inalterado el orden decreciente en  $\alpha$  (sensibilidad ante las disparidades entre las áreas más ricas) de los valores computados. De lo anterior se deduce que las disparidades son mayores entre las regiones con menores niveles de renta por habitante para todo el período comprendido entre 1981 y 1993.

Comparando los valores iniciales y finales de cada una de las medidas de desigualdad se detecta un aumento ligeramente mayor de las disparidades cuanto más elevado es  $\alpha$ . Como resultado de ello las diferencias entre los indicadores se reducen ligeramente respecto a 1981 aunque sin llegar a alterar, en ningún momento, el orden entre ellos. En concreto, I[2] experimenta un crecimiento del 12,7% entre 1981 y 1993 frente al 8,7% correspondiente a I[-2]. Este hecho refleja una elevación algo más rápida de las diferencias de renta dentro de las regiones más ricas, aunque sigan centrándose fundamentalmente en el grupo de las menos desarrolladas.

Respecto a **Castilla y León**, la valoración es diferente. Como ya se ha comentado las disparidades interterritoriales disminuyen respecto a 1981. Éstas reducciones son mayores si se valoran especialmente las diferencias, en renta por habitante, dentro del grupo de las provincias menos favorecidas (I[-2] se reduce en un 47,8% mientras que I[2] lo hace en un 43,7%).

Durante los primeros cinco años las disparidades se centran en el grupo de las provincias más pobres aunque a lo largo de estos años son ellas las que llevan a cabo el

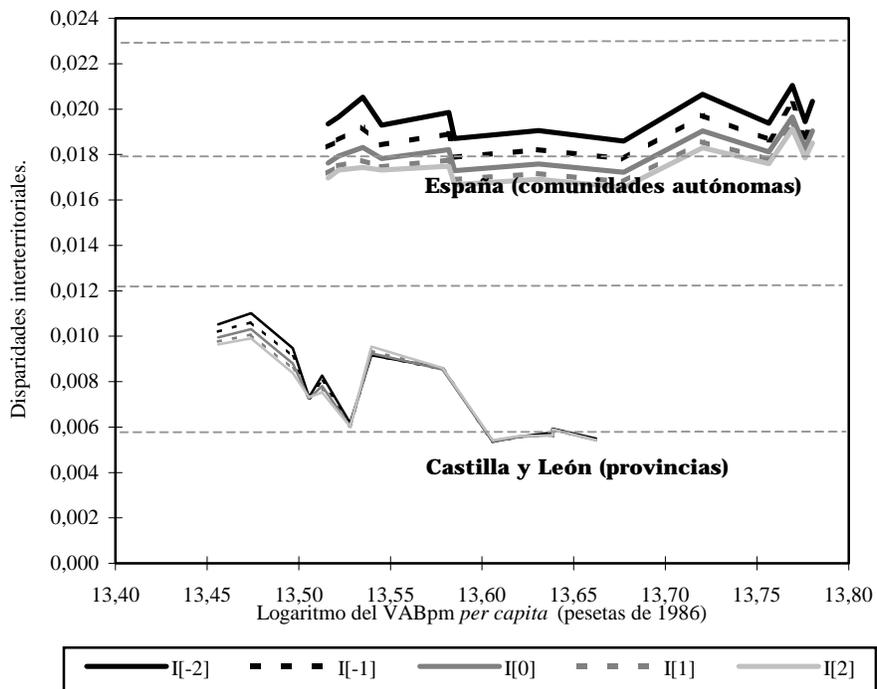
mayor acercamiento a la renta media *per capita*. Su especial evolución hace posible que todos los indicadores prácticamente coincidan desde 1985.

Se produce, de este modo, una acercamiento económico entre las provincias castellanas y leonesas basado en una recuperación de los niveles de renta *per capita* de aquellas peor situadas en 1981 que, siendo especialmente intenso hasta 1985, se ve frenado por la desaceleración económica de los noventa.

Si se incorpora a este análisis, meramente temporal, la evolución del VABpm por habitante el resultado obtenido será el gráfico 3.

**Gráfico 3**

**Crecimiento y convergencia: evolución comparada. 1981-1993**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos disponibles en la Contabilidad Regional publicada por el I.N.E..

Se observa que el crecimiento económico parece generar una ligera elevación de la desigualdad entre las comunidades autónomas que toma cuerpo a partir de 1989 afectando más a las regiones más ricas.

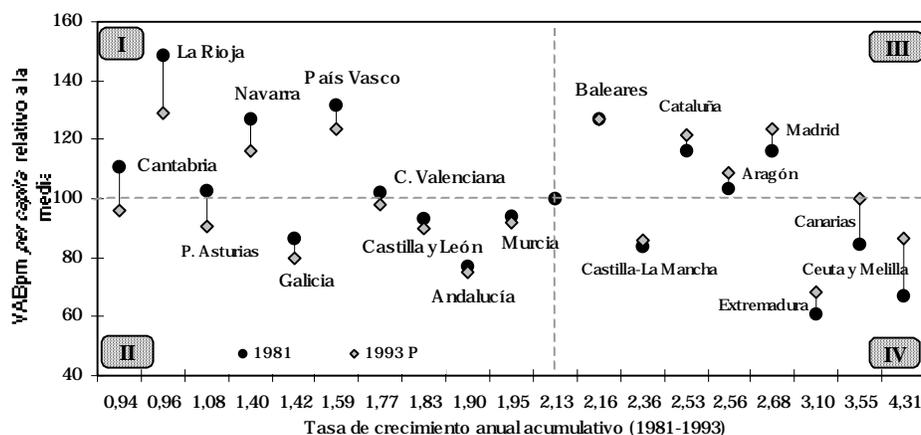
Para Castilla y León se obtiene, en cambio, una relación mayoritariamente decreciente entre desigualdad y crecimiento que sólo se rompe ocasionalmente y que hasta 1985 afecta especialmente a las áreas más atrasadas.

¿Cómo explicar estos comportamientos aparentemente contradictorios? Probablemente las diferencias de renta por habitante entre las comunidades autónomas no han sido lo suficientemente elevadas como para compensar a la población de los costes asociados al cambio de residencia, frenándose los flujos de mano de obra que hubieran contribuido a reducir estas disparidades. Este razonamiento se vería reforzado por la aparición de una relación positiva cuando, a comienzos de los noventa, las tasas de crecimiento se reducen. Sin embargo, dentro de un ámbito geográfico menor, como Castilla y León, las diferencias de renta que inducen a la población a moverse desde unas provincias a otras son considerablemente menores. Posiblemente sea ésta una de las razones que expliquen la progresiva reducción de los diferenciales de renta *per capita* durante los ochenta. Las menores tasas de crecimiento desde 1990 y la similitud de las disparidades entre las provincias más pobres y las mejor situadas hacen que el proceso de convergencia prácticamente se paralice.

Un examen más detallado de la información utilizada permite matizar estas conclusiones. Los gráficos 4 y 5 recogen la posición respecto al nivel medio de renta por habitante inicial y final de las unidades territoriales incluidas (regiones o provincias) ordenadas en base a su tasa de crecimiento anual acumulativo entre 1981 y 1993<sup>(3)</sup>. En ambos gráficos se configuran cuatro zonas claramente diferenciadas. Los territorios situados en las zonas I y III son los que contribuyen al acercamiento de las rentas *per cápita* combinando rentas por habitante iniciales superiores (inferiores) a la media con tasas acumulativas de crecimiento menores (mayores) a las globales. En cambio, quienes se localizan en las otras dos zonas favorecen el aumento de las disparidades al reforzar su posición o alejarse aún más de la media en 1993.

Dentro del grupo de las comunidades autónomas (gráfico 4) que contribuyen a la convergencia mejorando su situación inicial están Ceuta y Melilla, Canarias, Castilla-La Mancha y Extremadura. De entre ellas las dos primeras logran aunar crecimiento económico y poblacional mientras que el resto gana posiciones debido en parte al estancamiento de su población (Castilla-La Mancha) o incluso a su ligera reducción (Extremadura). Evidentemente, la moderación en el crecimiento de las regiones más dinámicas también reduce las disparidades. Es el caso de Cantabria, el País Vasco, Navarra, La Rioja o la Comunidad Valenciana. Todas ellas presentan tasas de crecimiento de la renta total en torno a la mitad de la media nacional salvo la última que se sitúa muy cerca de ella, aunque el rápido crecimiento de su población la haga perder posiciones.

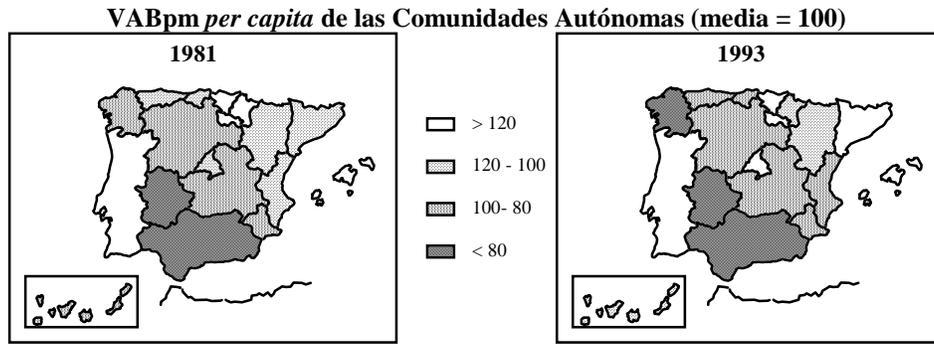
**Gráfico 4**  
**Comunidades Autónomas**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos disponibles en la Contabilidad Regional publicada por el I.N.E..

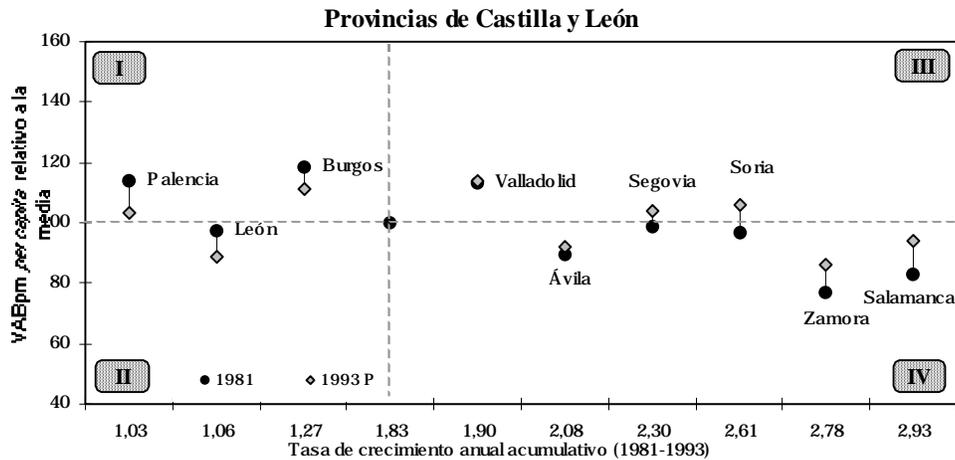
Entre las regiones divergentes destacan el Principado de Asturias, Castilla y León y Galicia que sufren bajas tasas de crecimiento económico junto a pérdidas importantes de población que, pese a ello, no pueden evitar el empeoramiento, en términos relativos, de sus rentas por habitante. Finalmente, alejándose hacia posiciones aún más altas que las de 1981 aparecen comunidades como Madrid, Cataluña y Aragón gracias a su rápido crecimiento acompañado en algunos casos, como el madrileño, de aumentos fuertes en su población.

Como resultado de las evoluciones individuales de las dieciocho regiones en 1993 son mayores las desigualdades especialmente entre las áreas más dinámicas. Los mapas siguientes muestran cómo junto al declive de la cornisa cantábrica se produce un relanzamiento de los focos tradicionales de crecimiento: Cataluña, Madrid, Aragón y los archipiélagos canario y balear. La mayoría de éstos últimos ven aumentar considerablemente su población contribuyendo doblemente a elevar las disparidades.



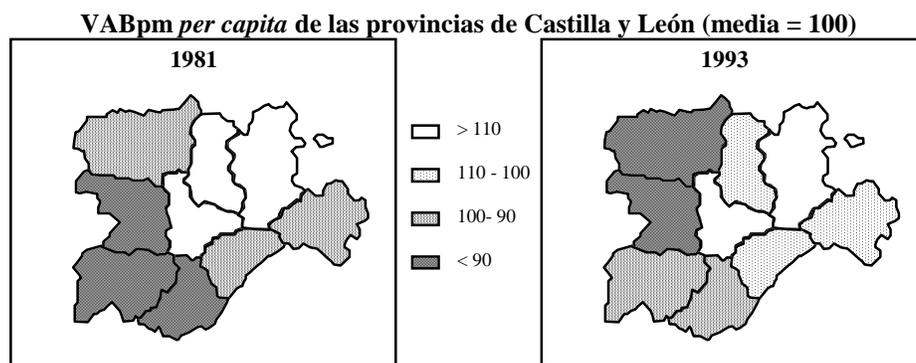
Un estudio similar para Castilla y León ratifica las reducciones de las diferencias de renta por habitante entre sus provincias. En este caso (gráfico 5), son las menores tasas de crecimiento de Burgos y Palencia, junto a la recuperación de la renta *per capita* de Zamora y Salamanca las razones de dicha mejora.

**Gráfico 5**



Sin embargo, también existen presiones hacia la divergencia, aunque de baja intensidad, lideradas por la baja tasa de crecimiento de León o los renovados impulsos económicos de Segovia o Soria.

Finalmente comentar la peculiar dinámica demográfica de Castilla y León, donde todas las provincias, excepto Valladolid, ven cómo su población se reduce respecto a 1981. Las mayores pérdidas se producen en las provincias con menores niveles de renta por habitante dentro de la región (Zamora, Soria o Ávila) fenómeno que facilita la mejora en la distribución espacial que caracteriza el período estudiado.



## NOTAS

- (1) En principio, la persistencia de disparidades espaciales únicamente respondería a los retardos temporales que todo ajuste conlleva o a la vigencia de imperfecciones que obstaculicen el libre funcionamiento de los mercados. Sin embargo, ampliaciones posteriores del modelo neoclásico incorporan la hipótesis de rendimientos constantes que permiten la existencia de disparidades espaciales en el largo plazo (Romer 1986 y Lucas 1988).
- (2) Con el fin de disponer de información homogénea relativa a la evolución de la población y el Valor Añadido Bruto a precios de mercado (VABpm) se han utilizado los datos de la Contabilidad Regional ofrecidos por el I.N.E. para el período 1981-1993 (los dos últimos son previsiones). El efecto distorsionador que sobre esta variable ejerce la evolución de los precios ha sido descontado utilizando el deflactor del VABpm nacional. Dicho deflactor ha tomado como base la Contabilidad Nacional.
- (3) En el anexo aparecen los datos tomados como base para elaborar estos gráficos y los mapas basados en ellos.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- ALCAIDE INCHAUSTI, J.; CUADRADO ROURA, J.R. y FUENTES QUINTANA, E.:** El Desarrollo Económico Español y la España de las Autonomías. Papeles de Economía Española, núm. 45. FIES. Madrid. 1990. Pp. 2-50.
- ANAND, S. y KANBUR, S.M.R.:** The Kuznets process and the inequality-development relationship. Journal of Development Economics, núm. 40. Elsevier Science. Amsterdam. 1993. Pp. 25-52.
- ATKINSON, A.B.:** The Economics of Inequality. Oxford University Press. 1975.
- ATKINSON, A.B.:** On the Measurement of Inequality. Journal of Economic Theory, vol. 2, núm. 3. Academic Press. New York. 1970. Pp. 244-263.
- BAJO RUBIO, O.:** Integración Regional, Crecimiento y Convergencia. Papeles de Trabajo, núm. 4/95. Instituto de Estudios Fiscales. Madrid. 1997.
- BARRO R.J. y SALA-I-MARTÍN, X.:** Convergence across States and Regions. Brookings Papers on Economic Activity, núm. 1. Brookings Institution. Washington. 1991. Pp. 107-182.
- BARRO R.J. y SALA-I-MARTÍN, X.:** Economic Growth. Mc graw Hill. New York. 1995.
- CASETTI, E. y FAN C.C.:** The Spatial and Temporal Dynamics of US Regional Income Inequality, 1950-1989. The Annals of Regional Science, núm. 28. An International Journal of Urban, Regional and Environmental Research and Policy. Springer. Berlín. 1994. Pp. 177-196.
- COULTER, F.A.E.; COWELL, F.A. y JENKINS S.P.:** Differences in Needs and Assessment of Income Distributions. Bulletin of Economic Research, núm. 44, vol.2. Department of Economics. University of Essex. England. 1992. Pp. 77-124.
- COWELL, F.A.:** Measuring inequality. Bocardo & Church Army Press Ltd. Oxford. 1977.
- COWELL, F.A. y K. KUGA:** Inequality Measurement: An Axiomatic Approach. European Economic Review, núm. 15. Journal of the European Economic Association. Elsevier Science. Amsterdam. 1981. Pp. 287-305.
- CUADRADO ROURA, J.R.; MANCHA NAVARRO, T. y GARRIDO YSERTE, R.:** Convergencia Regional en España. Hechos, Tendencias y Perspectivas. Fundación Argentaria. Madrid. 1998
- CUADRADO ROURA, J.R. y SUÁREZ-VILLA, L.:** Integración Económica y Evolución de las Disparidades Regionales. Papeles de Economía Española, núm. 51. FIES. Madrid. 1992. Pp. 69-82.
- ESTEBAN, J.M.:** Desigualdad y Polarización. Una Aplicación a la Distribución Interprovincial de la Renta. Revista de Economía Aplicada, núm.11, vol. IV. Zaragoza. 1996. Pp. 5-26.
- GARCÍA GRECIANO, B.:** Índice de desigualdad por Comunidades Autónomas. Papeles de Economía Española, núm. 55. FIES. Madrid. 1993. Pp. 57-59.

- GARCÍA GRECIANO, B.; RAYMOND BARA, J.L. y VILLAVERDE CASTRO, J.:** La Convergencia de las Provincias Españolas. Papeles de Economía Española, núm. 64. FIES. Madrid. 1995. Pp. 38-53.
- IZRAELI, O. Y MURPHY, K.:** Convergence in State Nominal and Real per capita Income: Empirical Evidence. Public Finance Review, vol. 25, núm. 6. (Noviembre). 1997. Pp. 555-571.
- JONES, C.I.:** On the Evolution of the World Income Distribution. Journal of Economic Perspectives, vol.11, núm. 3. (Verano). Journal of American Economic Association. American Economic Association. Nashville. Tennessee. 1997. Pp. 19-36.
- KUZNETS, S.:** Economic Growth and Income Inequality. The American Economic Review, vol. XLV, núm. 1. (Marzo). American Economic Association. Nashville. Tennessee. 1955. Pp. 1-28.
- PRITCHETT, I.:** Divergence, Big Time. Journal of Economic Perspectives, vol. 11, núm. 3. (Verano). Journal of American Economic Association. American Economic Association. Nashville. Tennessee. 1997. Pp. 3-17.
- RAYMOND, J.L. y GARCÍA GRECIANO, B.:** Distribución Regional de la Renta y Movimientos Migratorios. Papeles de Economía Española, núm. 67. FIES. Madrid. 1996. Pp. 185-201.
- SÁEZ DE BUROAGA, G.:** Teorías del Crecimiento Regional (un resumen). Información Comercial Española, junio/julio. Ministerio de Economía y Hacienda. 1997. Pp. 45-67.
- SALA-I-MARTÍN, X.:** Apuntes de Crecimiento Económico. Antoni Bosch. Barcelona. 1994.
- SALAS, R. y RABADÁN I.:** Convergencia y Redistribución Interterritorial en España: Efecto de los Impuestos Directos, Cotizaciones Sociales y Transferencias. Documentos de Trabajo de la Fundación BBV. Septiembre. Fundación BBV. Bilbao. 1996.
- SEN, A.:** On Economic Inequality. Oxford University Press. 1973.
- SOLOW, R.:** A Contribution to the Theory of Economic Growth. Quartely Journal of Economics, núm. 70. MIT Press. Massachusetts. Cambridge. 1956. Pp. 65-94.
- TAMURA, R.:** A Theorem on the Measurement of Inequality. Journal of Economic Theory, núm. 2. Academic Press. New York. 1991. Pp. 264-266.
- UGARTE, J. L.:** Una Nota sobre el Mundial de los PIB por habitante y la Clasificación de España. Cuadernos de Información Económica, núm. 120-121. (marzo-abril). FIES. Madrid. 1997. Pp. 159-168.
- VILLAVERDE CASTRO, J.:** Las Escalas o Niveles de la Cohesión Regional. ¿Existe Contradicción entre Ellas?. Cuadernos de Información Económica, núm. 124/25. (Julio-Agosto). FIES. Madrid. 1997. Pp. 83-89.
- WILLIAMSON, J.G.:** Regional Inequality and the Process of National Development: a Description of the Patterns. The Economic Development and Cultural Change, vol. XIII, núm. 4. (Julio). University of Chicago Press. Chicago. 1965. Pp. 2-84.

## ANEXO

COMUNIDADES AUTÓNOMAS	VABpm <i>per capita</i>		Tasa de crecimiento anual acumulativo		
	1981	1993	VABpm total	VABpm <i>per capita</i>	población
Andalucía	77,4	75,3	2,62	1,90	0,70
Aragón	103,5	108,9	2,46	2,56	-0,09
Principado de Asturias	102,4	90,4	0,75	1,08	-0,33
Baleares	126,7	127,1	2,92	2,16	0,75
Canarias	84,7	100,0	4,45	3,55	0,86
Cantabria	110,6	96,1	1,14	0,94	0,20
Castilla y León	92,9	89,7	1,63	1,83	-0,20
Castilla La Mancha	83,8	86,0	2,46	2,36	0,09
Cataluña	115,9	121,4	2,69	2,53	0,16
Comunidad Valenciana	102,3	98,0	2,28	1,77	0,51
Extremadura	61,2	68,5	3,07	3,10	-0,03
Galicia	86,7	79,7	1,18	1,42	-0,24
Madrid	115,8	123,6	3,21	2,68	0,51
Murcia	94,1	92,2	2,84	1,95	0,87
Navarra	126,9	116,4	1,61	1,40	0,21
País Vasco	131,5	123,4	1,40	1,59	-0,19
La Rioja	148,3	129,0	1,18	0,96	0,22
Ceuta y Melilla	67,0	86,3	4,99	4,31	0,65
<b>TOTAL</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>2,43</b>	<b>2,13</b>	<b>0,29</b>

PROVINCIAS DE CASTILLA Y LEÓN	VABpm <i>per capita</i>		Tasa de crecimiento anual acumulativo		
	1981	1993	VABpm total	VABpm <i>per capita</i>	población
Ávila	89,2	91,8	1,53	2,08	-0,54
Burgos	118,6	110,9	0,96	1,27	-0,30
León	97,2	88,7	0,98	1,06	-0,08
Palencia	113,8	103,5	0,77	1,03	-0,25
Salamanca	82,7	94,1	2,75	2,93	-0,18
Segovia	98,4	103,9	2,11	2,30	-0,18
Soria	96,6	105,8	2,01	2,61	-0,59
Valladolid	112,9	113,7	2,06	1,90	0,16
Zamora	76,9	86,0	2,13	2,78	-0,64
<b>TOTAL</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>1,63</b>	<b>1,83</b>	<b>-0,20</b>