

Dinámica de la distribución de la renta, 1955-1995: un enfoque desde la óptica de la desigualdad¹

Francisco J. Goerlich Gisbert
Universidad de Valencia

BIBLID [0213-7525 (1999); 53: 63-95]

PALABRAS CLAVE:Desigualdad, Convergencia, Economía regional

KEY WORDS:Inequality, convergence, regional economics.

RESUMEN:

Este trabajo realiza un análisis de la evolución de las desigualdades en renta per capita a nivel provincial en la economía española durante el periodo 1955-1995. Se observa como la disparidad en esta variable se ha reducido de forma apreciable a lo largo del periodo, sin embargo dicha reducción se produjo fundamentalmente en los primeros 15 años considerados, iniciándose a partir de entonces un proceso de ralentización en la reducción de las disparidades y un estancamiento a partir de finales de los años 70. El trabajo pone de manifiesto, igualmente, que la desigualdad global observada se debe, fundamentalmente, a las desigualdades entre Comunidades Autónomas y no a desigualdades inter-provinciales dentro de dichas comunidades, por otra parte si clasificamos las provincias por umbrales de renta el grupo de provincias ricas ha seguido pautas diferentes del resto. Finalmente se observa como la evolución de los índices globales está determinada fundamentalmente por diferencias en productividad.

ABSTRACT:

This paper presents an analysis of the inequality in per capita income in the spanish economy at the provincial level during the period 1955-1995. It is observed that the dispersion in this variable has been reduced a great deal along the period, however the reduction occurred in the firsts 15 years of the analysis after which the reduction of inequality slowdown and eventually stops by the end of the 70's. The paper also shows that the inequality is due, mainly, to inequalities inter-regions (Comunidades Autónomas) and not to inequalities inter-provinces within regions, on the other hand if we classify provinces by per capita income thresholds the rich have behaved differently than the rest. Eventually, we observe how the aggregate measures are dominated by differences in productivity among provinces.

1. Este trabajo recoge los aspectos aplicados de un informe más amplio titulado "**Dinámica de la distribución provincial de la renta. I: Un enfoque desde la óptica de la desigualdad**" realizado para el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (I.V.I.E.). El autor agradece los comentarios realizados a una versión inicial del trabajo a M. Mas, lo que no implica responsabilizarla de los errores que, a buen seguro, todavía subsisten. Se agradece la financiación recibida de la DGICYT, proyecto PB94-1523, y del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Datos y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos están disponibles si se solicitan al autor.

1. INTRODUCCIÓN

Este trabajo analiza la evolución en la distribución provincial de la renta *per capita* en España en los últimos 40 años. Se trata de un trabajo aplicado que trata de proporcionar un marco de referencia para una mejor comprensión de la evolución dinámica de una variable clave en el proceso de crecimiento económico, la renta *per capita*. Para ello el trabajo toma prestados algunos conceptos de la literatura de la desigualdad, que ha concentrado gran parte de sus esfuerzos en la elaboración de índices que posean determinadas propiedades (Chakravarty (1990), Cowell (1995)), para analizar que sucede cuando aplicamos estos índices a nuestros datos. Para el conjunto del periodo observaremos una importante disminución en la desigualdad, es decir una reducción en la dispersión mostrada por la distribución de la renta *per capita*; de forma que el siguiente paso consistirá en explorar el origen de la reducción de la desigualdad desde diversos puntos de vista.

Dos corrientes de literatura que han permanecido separadas, pero que hasta cierto punto son complementarias y cuyas técnicas de análisis pueden combinarse adecuadamente son: (1) la literatura tradicional sobre la desigualdad (Atkinson (1970), Sen (1973)), centrada fundamentalmente en el estudio de la distribución personal de la renta, y (2) la reciente literatura sobre la convergencia económica (Barro (1991), Barro y Sala-i-Martin (1991,1992,1995), Quah (1993a,b)), preocupada por la convergencia o divergencia de la renta *per capita* o productividad de diversas unidades geográficas, ya sean regiones o países. Aunque ambas literaturas han tendido a permanecer separadas es evidente que tienen importantes puntos de contacto. Basta para ello ojear los trabajos de Esteban y Ray (1993) o Esteban (1996) sobre la polarización o los de Baumol (1986), DeLong (1988) o Quah (1996a,b,1997) sobre la existencia de clubs de convergencia para darse cuenta de que, a grandes rasgos, se está hablando de conceptos similares, grupos de individuos o regiones que presentan peculiaridades distintas del resto. A este respecto vale la pena señalar que los últimos trabajos de Quah (1996c,1997) incluyen numerosas referencias a la literatura de la desigualdad en un claro intento de tender un puente entre ambas. Así pues aunque la literatura sobre la desigualdad parte del individuo y la del crecimiento de una unidad espacial considerablemente más amplia, las dos tratan de estudiar la evolución en el tiempo de la distribución de una variable económica considerada de especial relevancia desde el punto de vista del bienestar o de la actividad económica. Debe ser obvio que las técnicas de análisis en un tipo de literatura pueden utilizarse satisfactoriamente en el otro. De hecho algunos autores (Rabadán y Salas (1996)) han pro-

puesto medir directamente la convergencia mediante índices de desigualdad; este enfoque, llevado hasta su extremo, podría sufrir de algunas de las críticas de Quah (1993a,b), ya que no parece adecuado reducir el concepto de convergencia a unos pocos estadísticos.

La desigualdad, al igual que el proceso de crecimiento de las economías, es un fenómeno complejo y multidimensional. Por ello todo intento de resumir el proceso de convergencia en un único estadístico está abocado al fracaso. Quah (1993a,b) ha enfatizado satisfactoriamente este punto y a propuesto una serie de instrumentos metodológicos complementarios para analizar la evolución dinámica de distribuciones en el corte transversal (*model of explicit distribution dynamics*), gran parte de estos instrumentos serán utilizados en un trabajo posterior. Este primer trabajo tan solo utiliza instrumentos tomados prestados de la literatura de la desigualdad y se estructura de la siguiente forma. La sección 2 presenta la variable objeto de análisis y el periodo de referencia. La sección 3 introduce los índices de desigualdad utilizados y los resultados cuando los aplicamos a nuestro conjunto de datos; las secciones 4 y 5 exploran el origen en la evolución temporal de los índices atendiendo a dos criterios, (I) un criterio geográfico y (II) un criterio basado en una descomposición multiplicativa de la renta *per capita*. Finalmente, la sección 6 ofrece unas breves conclusiones.

2. EL PERIODO DE ANÁLISIS Y LA VARIABLE OBJETO DE ESTUDIO

Como acabamos de mencionar el trabajo se centra en el análisis de la renta per capita provincial para el periodo 1955-1995. Nuestro conjunto de datos se mueve pues en dos direcciones, el ámbito espacial y el ámbito temporal y constituye lo que la literatura reciente (Quah (1993b)) ha dado en llamar un campo de datos (*data field*) en el que tanto n , el número de grupos, como T , el número de periodos, son razonablemente grandes.

Por renta per capita entenderemos el Valor Añadido Bruto en términos reales (base 1990) por persona. La publicación del Banco Bilbao-Vizcaya *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial* proporciona series temporales de VABcf por provincias para el periodo 1955-1995². No obstante, en ocasiones nos centraremos en unos pocos años de referencia en concreto 1955, 1964, 1975, 1985 y 1995, proporcionando así largos periodos aproximadamente equiespaciados.

2. Los años disponibles son 1955, 1957, 1960, 1962, 1964, 1967, 1969, 1971, 1973, 1975, 1977, 1979, 1981, 1983, 1985, 1987, 1989, 1991, 1993, 1994 y 1995.

Las series proporcionadas por la mencionada publicación están en términos nominales y no existen deflatores provinciales. Para solucionar este problema se acudió a los deflatores nacionales de Contabilidad Nacional (Uriel y Moltó (1995), INE (1996)), si bien para respetar la estructura productiva sectorial de las diferentes provincias se aplicaron deflatores nacionales sectoriales a las diversas series de VAB con desagregación a cuatro grandes sectores: agricultura, industria, construcción y servicios, y se obtuvieron los totales nacionales por agregación. Este procedimiento permite obtener deflatores provinciales implícitos que tienen en cuenta las diferencias provinciales en la estructura productiva. Puesto que Ceuta y Melilla fueron excluidas del análisis, tanto por sus peculiaridades como por su reducida dimensión, los totales nacionales excluyen estas provincias. El apéndice ofrece con detalle el procedimiento seguido y las fuentes estadísticas utilizadas, tanto para el VABcf como para el resto de variables utilizadas en el trabajo.

Algunas características de la renta *per capita* provincial se muestran en el Cuadro 1. Observamos como los datos muestran considerable variación, tanto en el eje temporal como en la dimensión espacial. En la dirección temporal observamos un crecimiento generalizado de la renta *per capita*, si bien unas provincias parecen mostrar mayores oscilaciones que otras. Ello no hace sino reflejar que el crecimiento de la renta *per capita* nacional ha sido un fenómeno generalizado, aunque se ha producido con importantes oscilaciones, tanto desde el punto de vista temporal como transversal; no obstante todas las provincias registran, por término medio, crecimientos positivos. En la dirección del eje espacial las diferencias en niveles de renta *per capita* son evidentes, tanto al principio como al final del periodo muestral, pero no resulta claro si estas diferencias han tendido o no a reducirse en términos relativos.

Debido a que tanto la economía nacional como todas las provincias que la componen presentan un crecimiento medio sostenido para el conjunto del periodo, es natural abstraerse de dicho crecimiento y realizar el análisis en términos relativos. Para ello normalizamos la renta *per capita* provincial por su valor nacional de cada año, así un valor de 1.5 indicará 1.5 veces la renta *per capita* nacional del año correspondiente. Esta normalización es simple, intuitiva y permite observar hechos estilizados con facilidad; normalizaciones más precisas son posibles (Quah y Sargent (1993)), pero su obtención suele ser más compleja, y por tanto la interpretación de las series resultantes más problemática y menos intuitiva. Los índices que utilizamos en el trabajo también emplean esta normalización. Aunque a simple vista es difícil obtener conclusiones se observa ahora como las disparidades en renta *per capita* se han reducido, o al menos no han aumentado, a lo largo del conjunto del periodo, aunque ello es más evidente en los primeros veinte años de análisis.

CUADRO 1:
RENTA PER CAPITA PROVINCIAL (PESETAS DE 1990) Y TASAS MEDIAS DE CRECIMIENTO ANUAL ACUMULATIVO

	Renta per capita						Tasas de crecimiento		
	1955		1975		1995		1955-75	1975-95	1955-95
	Miles	Normalizada	Miles	Normalizada	Miles	Normalizada			
1 Almería	200.5	0.52	566.8	0.63	1064.7	0.78	5.33%	3.20%	4,26%
2 Cádiz	303.4	0.79	673.5	0.75	923.3	0.67	4.07%	1.59%	2,82%
3 Córdoba	234.1	0.61	560.3	0.62	918.5	0.67	4.46%	2.50%	3,48%
4 Granada	179.4	0.47	496.4	0.55	827.8	0.60	5.22%	2.59%	3,90%
5 Huelva	281.7	0.73	918.9	1.02	1078.0	0.79	6.09%	0.80%	3,41%
6 Jaén	183.8	0.48	489.4	0.55	845.5	0.62	5.02%	2.77%	3,89%
7 Málaga	253.7	0.66	700.0	0.78	1008.5	0.73	5.21%	1.84%	3,51%
8 Sevilla	375.1	0.98	729.8	0.81	1024.4	0.75	3.38%	1.71%	2,54%
9 Huesca	339.5	0.88	916.7	1.02	1440.8	1.05	5.09%	2.29%	3,68%
10 Teruel	238.8	0.62	677.4	0.75	1396.0	1.02	5.35%	3.68%	4,51%
11 Zaragoza	446.3	1.16	916.6	1.02	1518.0	1.11	3.66%	2.55%	3,11%
12 Asturias	428.1	1.11	903.2	1.01	1212.4	0.88	3.80%	1.48%	2,64%
13 Baleares	459.6	1.20	1131.7	1.26	1985.2	1.45	4.61%	2.85%	3,73%
14 Las Palmas	355.3	0.92	774.0	0.86	1344.4	0.98	3.97%	2.80%	3,38%
15 SC de Tenerife	297.8	0.77	715.2	0.80	1354.5	0.99	4.48%	3.24%	3,86%
16 Cantabria	438.5	1.14	903.7	1.01	1267.1	0.92	3.68%	1.70%	2,69%
17 Avila	201.7	0.52	537.1	0.60	1174.3	0.86	5.02%	3.99%	4,50%
18 Burgos	321.7	0.84	816.1	0.91	1586.9	1.16	4.76%	3.38%	4,07%
19 León	287.5	0.75	683.4	0.76	1132.9	0.83	4.43%	2.56%	3,49%
20 Palencia	343.8	0.89	768.7	0.86	1308.5	0.95	4.11%	2.70%	3,40%
21 Salamanca	282.1	0.73	667.3	0.74	1260.6	0.92	4.40%	3.23%	3,81%
22 Segovia	329.1	0.86	743.9	0.83	1274.7	0.93	4.16%	2.73%	3,44%
23 Soria	269.0	0.70	743.0	0.83	1356.6	0.99	5.21%	3.06%	4,13%
24 Valladolid	384.5	1.00	895.2	1.00	1417.1	1.03	4.32%	2.32%	3,31%
25 Zamora	268.5	0.70	575.7	0.64	1063.9	0.78	3.89%	3.12%	3,50%
26 Albacete	198.8	0.52	588.3	0.66	1032.6	0.75	5.57%	2.85%	4,21%

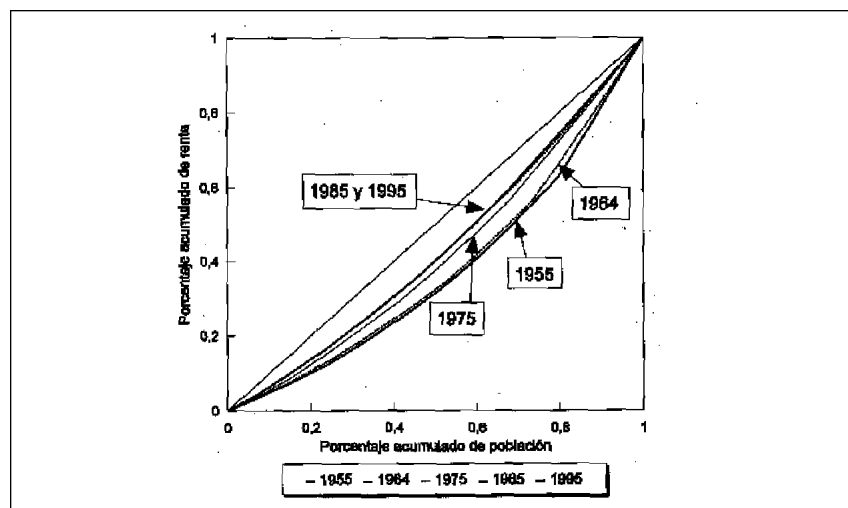
	Renta per capita						Tasas de crecimiento		
	1955		1975		1995		1955-75	1975-95	1955-95
	Miles	Normalizada	Miles	Normalizada	Miles	Normalizada			
27 Ciudad Real	207.3	0.54	667.7	0.74	1113.1	0.81	6.02%	2.59%	4,29%
28 Cuenca	212.7	0.55	555.4	0.62	1076.2	0.78	4.92%	3.36%	4,14%
29 Guadalajara	302.4	0.79	818.1	0.91	1726.1	1.26	5.10%	3.80%	4,45%
30 Toledo	207.7	0.54	661.7	0.74	1217.3	0.89	5.97%	3.09%	4,52%
31 Barcelona	708.4	1.84	1190.1	1.33	1682.9	1.23	2.63%	1.75%	2,19%
32 Gerona	411.2	1.07	1133.7	1.26	1833.9	1.34	5.20%	2.43%	3,81%
33 Lérida	362.4	0.94	904.5	1.01	1613.6	1.18	4.68%	2.94%	3,80%
34 Tarragona	441.9	1.15	1095.1	1.22	1736.4	1.26	4.64%	2.33%	3,48%
35 Alicante	325.9	0.85	854.1	0.95	1230.8	0.90	4.93%	1.84%	3,38%
36 Castellón	345.4	0.90	859.2	0.96	1529.6	1.11	4.66%	2.93%	3,79%
37 Valencia	436.5	1.14	960.0	1.07	1429.5	1.04	4.02%	2.01%	3,01%
38 Badajoz	192.6	0.50	500.2	0.56	849.9	0.62	4.89%	2.69%	3,78%
39 Cáceres	196.1	0.51	488.9	0.54	1160.1	0.85	4.67%	4.42%	4,54%
40 La Coruña	270.6	0.70	706.0	0.79	1228.6	0.90	4.91%	2.81%	3,86%
41 Lugo	203.6	0.53	491.7	0.55	1023.6	0.75	4.51%	3.73%	4,12%
42 Orense	199.3	0.52	511.1	0.57	1039.5	0.76	4.82%	3.61%	4,22%
43 Pontevedra	279.7	0.73	687.8	0.77	1163.5	0.85	4.60%	2.66%	3,63%
44 Madrid	721.5	1.88	1267.0	1.41	1735.6	1.26	2.86%	1.59%	2,22%
45 Murcia	259.6	0.68	751.5	0.84	1094.5	0.80	5.46%	1.90%	3,66%
46 Navarra	412.1	1.07	961.0	1.07	1615.4	1.18	4.32%	2.63%	3,47%
47 Alava	498.4	1.30	1170.9	1.30	1761.6	1.28	4.36%	2.06%	3,21%
48 Guipúzcoa	682.6	1.78	1186.7	1.32	1460.5	1.06	2.80%	1.04%	1,92%
49 Vizcaya	698.7	1.82	1200.0	1.34	1567.7	1.14	2.74%	1.35%	2,04%
50 La Rioja	403.6	1.05	877.6	0.98	1665.8	1.21	3.96%	3.26%	3,61%
España	384.4	1.00	897.3	1.00	1372.75	1.00	4.33%	2.15%	3,23%
Mínimo	179.4	0.47	488.9	0.54	827.82	0.60	2.63%	0.80%	1,92%
Máximo	721.5	1.88	1267.0	1.41	1985.24	1.45	6.09%	4.42%	4,54%

3. DESIGUALDAD Y CONVERGENCIA: ÍNDICES Y RESULTADOS

La literatura de la desigualdad es prolífica en índices, no entraremos a comentar la mayoría de ellos sino que simplemente indicaremos los que hemos utilizado; el lector interesado puede acudir a Sen (1973), Chakravarty (1990) o Cowell (1995) para una descripción exhaustiva de las propiedades de los índices³.

Comenzamos con un examen de la llamada curva de Lorenz (Lorenz (1905)) para la distribución de la renta, dicha curva relaciona proporciones de renta con proporciones de población a partir de una ordenación no-decreciente del vector de rentas *per capita*, de esta forma la curva de Lorenz muestra el porcentaje acumulado de renta correspondiente al percentil p de la distribución de la renta *per capita*, $0 \leq p \leq 1$. El Gráfico 1 muestra las curvas de Lorenz para los años de referencia. Dichas curvas muestran una importante reducción de las desigualdades entre la primera y la última década objeto de estudio. Dicha reducción parece ser más acusada en el periodo de años comprendidos entre 1964 y 1975, a juzgar por la posición de la curva de Lorenz de 1975, situada mucho más cerca de las posiciones finales que de las iniciales.

GRÁFICO 1
CURVA DE LORENZ



3. Goerlich (1998) ofrece una descripción en nuestro mismo contexto.

La mencionada reducción se observa sobre todo en los porcentajes superiores de población, las provincias más ricas, lo que se aprecia claramente al comparar la curva de Lorenz de 1955 con la de 1995; a pesar de ello esta reducción de las desigualdades es bastante uniforme, esto es, la totalidad de las curvas se mueven hacia la línea de igualdad perfecta y no se intersectan.

Si observamos con un poco de detalle los datos veremos que en 1955 el 10% de la población en las provincias más pobres disfrutaban tan solo del 5% de la renta, mientras que el 20% de la población en las provincias más ricas disponía de casi el 40% de la renta. En 1995 dichos porcentajes, que ya se mantenían prácticamente estabilizados desde una década antes, habían variado sobre todo en el extremo superior de la distribución, el 10% de la población en las provincias más pobres disfrutaba de algo más del 6% de renta, pero el 20% de la población en las provincias más ricas había disminuido su disponibilidad de renta hasta un entorno del 25%. Si nos centramos en el porcentaje de población que recibe una renta *per capita* inferior a la media nacional observaríamos que al principio del periodo, dicho porcentaje era algo más del 60%, es decir las provincias con una renta *per capita* inferior a la media nacional en 1955 englobaban a algo más del 60% de la población, dicho porcentaje se había reducido a aproximadamente un 50% para 1975 y permanece estabilizado desde entonces.

Muchos índices intentan resumir la información gráfica suministrada por la curva de Lorenz en una medida cuantitativa que muestre la divergencia entre dicha curva y la situación de igualdad perfecta. La más popular de estas medidas es el índice de Gini, G. (Gini (1912)). Desde el punto de vista geométrico el índice de Gini es equivalente a dos veces el área comprendida entre la curva de Lorenz y la línea de igualdad perfecta. Sin embargo, desde el punto de vista computacional es conveniente disponer de una fórmula que nos dé el anterior resultado, en tal caso podemos definir el índice de Gini como un medio de la diferencia media relativa (Kendall y Stuart (1963))

$$G = \frac{1}{2} \sum_{i,j} p_i p_j |x_i - x_j| \quad (1)$$

donde x_i es la renta *per capita*, $x_i = Y_i/N_i$, siendo Y_i la renta y N_i la población de la provincia $i = 1, 2, \dots, n$; x_i es por tanto la **renta per capita provincial**, p_i es la **frecuencia relativa**, porcentaje de población por agrupación, $p_i = N_i/N$, $N = \sum_{i=1}^n N_i$; e y_i la proporción de renta de la agrupación i , $y_i = Y_i/Y$, $Y = \sum_{i=1}^n Y_i$, entonces la **renta per capita media** para el agregado puede expresarse como una media aritmética ponderada,

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

Adicionalmente Theil (1967) propuso dos interesantes medidas de desigualdad a partir del concepto de entropía de la teoría de la información. La primera de estas medidas es

$$T(1) = - \sum_i p_i \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) \log \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) = - \sum_i y_i \log \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \quad (2)$$

lo que permite a Theil (1967, p.-95) interpretar este índice como *"la información esperada de un mensaje que transforma proporciones de población en proporciones de renta"*.

La segunda de las medidas propuestas por Theil (1967) es

$$T(0) = - \sum_i p_i \log \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) = - \sum_i p_i \log \left(\frac{p_i}{\bar{p}} \right) \quad (3)$$

Esta medida es análoga a la anterior, excepto por el hecho de que intercambia los papeles de las proporciones de renta y población en $T(1)$. Theil (1967, p.-125) interpreta este índice como *"el contenido de información esperada de un mensaje indirecto que transforma proporciones de renta como probabilidades a priori en proporciones de población como probabilidades a posteriori"*.

Finalmente utilizaremos dos estadísticos habituales en estadística descriptiva. El **coeficiente de variación**,

$$CV_w(x) = \frac{SD_w(x)}{\bar{x}} \quad (4)$$

donde $SD_w(x) = \sqrt{\sum_i p_i (x_i - \bar{x})^2}$. Y la **desviación típica de los logaritmos**,

$$SD_w(\log x) = \sqrt{\sum_i p_i (\log x_i - \log \bar{x})^2} \quad (5)$$

donde $\log \bar{x} = \sum_i p_i \log x_i$.

Todos los índices utilizados son independientes respecto a la escala y el tamaño de la población y, salvo la desviación típica de los logaritmos, verifican el principio de las transferencias de Pigou (1912)-Dalton (1920). Ello significa que, dadas dos distribuciones de renta, si sus curvas de Lorenz no se inter-

sectan todos los índices, a excepción de $SDw(\log x)$, proporcionarán la misma respuesta sobre si una distribución es más desigual que otra, es decir en este caso se trata de índices **ordinalmente equivalentes**.

El Cuadro 2 ofrece los índices de desigualdad que acabamos de mencionar y el Gráfico 2 completa la visión de la reducción de las desigualdades. Los índices G , $T(0)$, $T(1)$ y CV son ordinalmente equivalentes puesto que las curvas de Lorenz ofrecidas en el Gráfico 1 no se intersectan, con lo que todos ellos proporcionan la misma visión cualitativa acerca de la reducción de las desigualdades en el periodo considerado. Desde el punto de vista práctico es suficiente, por tanto, centrarnos en un solo índice. Destaca el hecho de que la desviación típica de los logaritmos, a pesar de no ser ordinalmente equivalente al resto de índices, muestra un comportamiento muy similar en términos cuantitativos al CV ⁴. El hecho más destacable de la información ofrecida es la clara **reducción en las desigualdades** en la distribución de la renta *per capita* provincial **hasta finales de los 70 (1979)**, así como el estancamiento posterior. Dicho estancamiento es una característica importante de la distribución de la renta *per capita*, que sin embargo no se verifica para otras variables igualmente representativas del nivel de actividad económica, como por ejemplo la productividad del trabajo (Goerlich y Mas (1998)). Se observa además como los índices de Theil no son sensibles a las proporciones utilizadas para ponderar la desigualdad, lo que refleja simplemente la alta correlación existente entre las proporciones de renta y población a nivel provincial y que oscila entre 0.93 al principio del periodo y 0.98 al final.

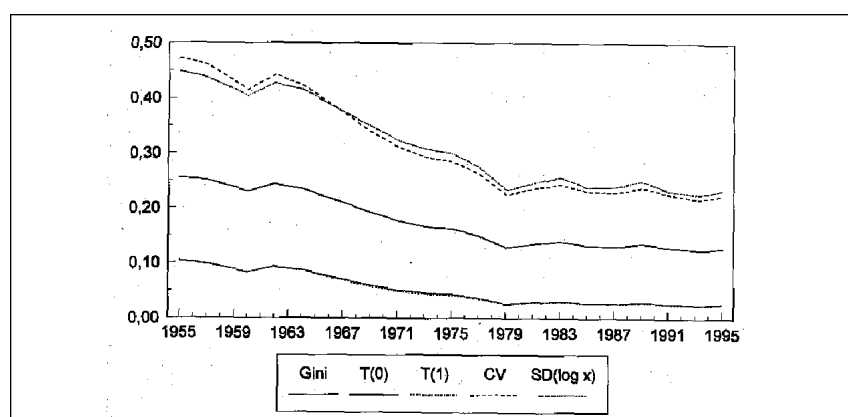
Como ya hemos mencionado, desde el punto de vista práctico podemos centrarnos en la utilización de un solo índice, elijiremos el índice $T(0)$, y ello por dos razones, en primer lugar por las propiedades de descomponibilidad de los índices de Theil, que serán explotadas en las dos secciones siguientes, y en segundo lugar porque en el contexto que nos ocupa consideramos más intuitivo ponderar la desigualdad por la estructura demográfica que por la estructura de renta.

4. En este sentido puede demostrarse que si la distribución de la renta *per capita*, x , sigue una distribución lognormal entonces, $\log(1+CV(x)^2) = Var(\log x)$, por lo que existe una relación uno a uno entre ambas medidas de dispersión. En este caso ambos estadísticos proporcionan la misma información. Aitchison y Brown (1957) Tabla A.1, p.-154 tabulan para la distribución lognormal la relación entre CV y SD , y resulta interesante observar como para el rango de valores en los que estos estadísticos se mueven en el cuadro 2 nuestros datos satisfacen aproximadamente la relación anterior.

CUADRO 2:
ÍNDICES DE DESIGUALDAD

Año	Gini	T(0)	T(1)	CV	SD(log x)
1955	0.2551	0.1032	0.1041	0.4722	0.4476
1957	0.2510	0.0985	0.0994	0.4606	0.4370
1960	0.2301	0.0829	0.0826	0.4146	0.4040
1962	0.2437	0.0931	0.0931	0.4424	0.4268
1964	0.2351	0.0875	0.0867	0.4240	0.4162
1967	0.2104	0.0702	0.0689	0.3748	0.3754
1969	0.1924	0.0600	0.0579	0.3399	0.3501
1971	0.1775	0.0512	0.0492	0.3124	0.3244
1973	0.1667	0.0458	0.0438	0.2937	0.3079
1975	0.1632	0.0437	0.0417	0.2861	0.3012
1977	0.1508	0.0370	0.0356	0.2645	0.2765
1979	0.1290	0.0266	0.0258	0.2251	0.2342
1981	0.1353	0.0295	0.0285	0.2366	0.2464
1983	0.1403	0.0319	0.0305	0.2442	0.2574
1985	0.1328	0.0278	0.0271	0.2317	0.2387
1987	0.1308	0.0278	0.0267	0.2290	0.2395
1989	0.1361	0.0303	0.0291	0.2386	0.2505
1991	0.1298	0.0266	0.0259	0.2267	0.2328
1993	0.1251	0.0248	0.0241	0.2177	0.2256
1994	0.1259	0.0253	0.0245	0.2196	0.2282
1995	0.1282	0.0266	0.0257	0.2242	0.2343

GRÁFICO 2:
ÍNDICES DE DESIGUALDAD



Si bien la evolución de estos índices nos ilustra claramente la importante reducción de las desigualdades en renta *per capita* entre las provincias españolas en los últimos cuarenta años no explica cuales han sido las causas de esta reducción, ni tampoco el origen de las desigualdades todavía existentes. Respecto a los factores explicativos de este proceso de convergencia en renta *per capita* a nivel provincial, así como al práctico estancamiento de dicho proceso a partir de finales de los 70, la literatura ha señalado básicamente tres factores (Mas, Maudos, Pérez y Uriel (1994a,b), Pérez, Goerlich y Mas (1996)), por una parte la estructura productiva y más concretamente el papel desempeñado por la agricultura, y por otra los importantes procesos de acumulación de capital, tanto público como humano, lo que ha contribuido a una importante igualación de oportunidades entre las provincias españolas y su consiguiente efecto sobre la renta *per capita*; no obstante los trabajos mencionados señalan como el efecto de estos factores se manifiesta sobre todo al principio del periodo, lo que es consistente con nuestros resultados. En cuanto el origen de las desigualdades todavía existentes dedicaremos las dos secciones siguientes a analizar esta cuestión.

4. EXPLORANDO EL ORIGEN DE LA DESIGUALDAD: UNA DESCOMPOSICIÓN POR CRITERIOS GEOGRÁFICOS

Una de las posibles aplicaciones de los índices de desigualdad es la de proporcionarnos información acerca de cuales son los orígenes de la misma, así como su importancia relativa. El tipo de descomponibilidad analizada en este epígrafe consiste en la subdivisión de una población determinada en grupos homogéneos, exhaustivos y mutuamente excluyentes, para analizar que parte de la desigualdad total es atribuible a cada uno de estos grupos. De acuerdo con esta idea un **índice agregado de desigualdad** se dice que **es aditivamente descomponible si puede ser escrito como la suma de un componente *inter-grupos* y un componente *intra-grupos***, donde **(I) el componente *inter-grupos***, que mide la **desigualdad externa**, es el valor del índice de desigualdad cuando cada miembro del grupo recibe la renta *per capita* media de dicho grupo, y **(II) el componente *intra-grupos***, que mide la **desigualdad interna**, es una suma ponderada de los índices de desigualdad para cada uno de los grupos, donde los pesos en la suma dependen sólo de las proporciones de renta y/o población de dicho grupo. La desigualdad interna es, por tanto, una suma ponderada de la desigualdad dentro de cada uno de los grupos, donde la ponderación trata de reflejar el peso de cada grupo dentro del total.

Los índices de Theil son descomponibles de acuerdo con la anterior definición (Shorrocks (1980, 1984)). Sea $i = 1, 2, \dots, n$ el índice para las unidades económicas de partida, en nuestro caso provincias, y $g = 1, 2, \dots, G$ el índice que denota las agrupaciones de las unidades económicas de partida, CCAA o los grupos de provincias resultantes de cualquier otro criterio de agregación. Ahora denominamos n_g al conjunto de provincias en la agrupación g , por tanto

$$N_g = N_i, Y_g = Y_i p_g$$

es la población relativa respecto al total, de la agrupación g ,

$$P_g = \frac{N_g}{N_i} P_i$$

y_g es la renta relativa respecto al total, de la agrupación g ,

$$y_g = \frac{Y_g}{Y_i} y_i$$

y y_g es la renta *per capita* media la agrupación g ,

$$y_g = \frac{Y_g}{N_g} = \frac{1}{p_g} p_i x_i$$

De acuerdo con esta nomenclatura y la definición de descomponibilidad dada anteriormente para $T(1)$ se verifica que (Shorrocks (1980))

$$T(1) = \sum_{g=1}^G \frac{p_g m_g}{m} T_g(1) + T_c(1), \quad \sum_{g=1}^G y_g T_g(1) + T_c(1) \quad (6)$$

Mientras que para $T(0)$ se obtiene

$$T(0) = \sum_{g=1}^G p_g T_x(0) + T_c(0), \quad (7)$$

siendo T_g el índice de desigualdad dentro de cada uno de los grupos y T_c el índice de desigualdad *inter*-grupos.

Es conveniente que nos preguntemos ahora por la **interpretación** de ambos términos en la descomposición anterior. El **componente *intra*-grupos (desigualdad interna)**, $\sum_{g=1}^G y_g T_g(1)$ en (6) o $\sum_{g=1}^G p_g T_g(0)$ en (7), nos indica el grado de desigualdad atribuible a las desigualdades dentro de las diversas agrupaciones, cuando no existen desigualdades entre las agrupaciones.

Obsérvese que para $T(1)$ el componente *intra*-grupos pondera el índice de desigualdad dentro de cada uno de los grupos por la proporción de renta de dicha agrupación sobre el total, y_g , por tanto sean dos agrupaciones con la misma desigualdad según $T_g(1)$, pero con distinto porcentaje de renta, la contribución a la desigualdad global será mayor para la agrupación que tenga un porcentaje de renta mayor, esto es la más rica. Por contra para $T(0)$ el componente *intra*-grupos pondera el índice de desigualdad dentro de cada uno de los grupos por la proporción de población de dicha agrupación sobre el total, p_g , por tanto sean dos agrupaciones con la misma desigualdad según $T_g(0)$, pero con distinta población, la contribución a la desigualdad global será mayor para la agrupación que esté relativamente más poblada.

Por su parte el **componente *inter*-grupos (desigualdad externa)**, T_o , nos indica el grado de desigualdad que podemos atribuir a las desigualdades entre agrupaciones, independientemente de las desigualdades dentro de cada agrupación. Esta interpretación puede comprenderse mejor con un **ejemplo**. Dado que nuestros datos de partida son provinciales, estos se agrupan de forma natural en unidades geográficas político-administrativas más amplias, las Comunidades Autónomas, por ello puede resultar de interés preguntarse hasta que punto la desigualdad observada en la distribución provincial de la renta es debida a desigualdades entre CCAA (desigualdad externa) o a desigualdades *inter*-provinciales dentro de cada CCAA. Si la desigualdad agregada se explica fundamentalmente por las diferencias entre CCAA, entonces sería recomendable diseñar de forma centralizada políticas de desarrollo regional, así como un mecanismo de transferencias entre CCAA que tendiera a reducir las desigualdades. Por el contrario, si la desigualdad agregada se explica fundamentalmente por las desigualdades *inter*-provinciales internas a cada CCAA, la necesidad de políticas de redistribución específicas dentro de cada CCAA cobrarían mayor importancia, en este caso también resulta de interés el examen individualizado de los índices de desigualdad de cada CCAA, ya que estas pueden no presentar un comportamiento homogéneo.

La pregunta concreta de **cuanta desigualdad puede atribuirse a las diferencias entre CCAA en España** puede interpretarse, como argumenta Shorrocks (1980), de dos formas diferentes:

- (I) **¿Cual sería el nivel de desigualdad global observado si las diferencias entre CCAA (agrupaciones) fueran las únicas que existieran?** La respuesta a esta pregunta sugiere comparar el nivel de desigualdad global con el que se observaría si la desigualdad **dentro** de cada CCAA (agrupación) fuera nula, es decir desigualdad

interna nula, pero se mantuvieran las diferencias en renta per capita entre CCAA (agrupaciones). Para índices aditivamente descomponibles en el sentido antes mencionado esto eliminaría el componente intra-grupos (desigualdad interna), ya que $T_g = 0 \gg g$, y dejaría sólo el componente inter-grupos (desigualdad externa). Por lo tanto, en este caso la respuesta vendría dada de forma inequívoca por el término T_0 , ya que las redistribuciones dentro de cada agrupación no afectan a la media de dicha agrupación y en consecuencia tampoco al componente inter-grupos.

(II) Alternativamente podríamos preguntarnos: **¿En cuanto se reduciría la desigualdad global si se eliminasen las diferencias entre CCAA (agrupaciones), manteniéndose la desigualdad existente dentro de cada una de ellas?** La respuesta a esta pregunta sugiere comparar el nivel de desigualdad global con el que se observaría si igualáramos la renta *per capita* de todas las CCAA (agrupaciones), es decir desigualdad externa nula, pero mantuviéramos intacta la desigualdad existente dentro de cada CCAA (agrupación). Para índices aditivamente descomponibles en el sentido antes mencionado esto eliminaría el componente *inter-grupos* (desigualdad externa); con lo que aparentemente la respuesta vendría dada de nuevo por T_0 . Sin embargo esta intuición no es totalmente correcta, la razón es que el resultado de este experimento conceptual no es invariante a la elección del índice. En concreto, para el caso de nuestro ejemplo, igualar la renta per capita de todas las CCAA implica un mecanismo de transferencias entre las CCAA, este cambio en la renta de cada agrupación, que se distribuye entre las provincias de forma que no se altere, afectará también a la proporción de renta de cada agrupación sobre el total, λ , μ , y, por consiguiente a la contribución del componente *intra-grupos* en el caso de la descomposición de $T(1)$, aunque no en el caso de la descomposición de $T(0)$. Por tanto, sólo para $T(0)$ la respuesta a ambas preguntas coincide y es igual al término $T_0(0)$ en (7). Este argumento apoya, en nuestro caso, la utilización de ponderaciones por las proporciones de población y no por las proporciones de renta en la descomposición por subgrupos de población.

Ofrecemos a continuación los resultados de dos experimentos. En primer lugar, puesto que las **provincias** se agrupan desde el punto de vista político-administrativo en **Comunidades Autónomas** resulta natural preguntarse si,

dado un nivel de desigualdad global observado, es mayor la desigualdad entre CCAA (desigualdad externa) o la que se produce en el interior de dichas CCAA (desigualdad interna). La respuesta a esta pregunta tiene implicaciones para la política regional y de financiación de las CCAA (Pérez, Goerlich y Mas (1996)). Si la desigualdad interna resulta ser mucho más importante que la desigualdad externa, entonces las políticas de corrección de desequilibrios *inter-CCAA* tendrán un alcance limitado, que se puede cuantificar en función del componente externo del índice y su importancia relativa, y habrá que prestar atención a las políticas de reducción de las desigualdades internas dentro de cada CCAA; será necesario además estudiar cada CCAA de forma individual, ya que en unas las desigualdades pueden ser más mucho más acusadas que en otras lo que requeriría políticas específicas. Por el contrario si no existen desigualdades internas, y toda la desigualdad global observada es entre CCAA, entonces políticas centralizadas de corrección de desequilibrios, junto con un sistema de transferencias *inter-CCAA*, serán más efectivas.

En segundo lugar, clasificamos las provincias, en vez de por criterios político-administrativos, por criterios de riqueza, provincias pobres *versus* provincias ricas, y examinamos la desigualdad interna *versus* externa en ambos grupos. De esta forma tratamos de arrojar luz sobre la idea de las "dos Españas", así como sobre si la reducción observada en la desigualdad global al principio del periodo y estancamiento posterior se produce en ambas agrupaciones de provincias o por el contrario sólo en una, examinaremos también si la brecha entre pobres y ricos ha disminuido en el tiempo o por el contrario ha tendido a aumentar. Este segundo ejercicio requiere un criterio de clasificación arbitrario, adoptamos dos criterios alternativos. Por una parte consideramos una clasificación según las provincias tengan una renta *per capita* por encima de la media, ricas, o por debajo de la media, pobres, en cada uno de los años considerados, en este caso el conjunto de provincias que forman parte de cada agrupación varía año a año. Por otra parte consideramos una clasificación en tres grupos, ricas, aquellas provincias que en todos los años de la muestra tienen una renta *per capita* por encima de la media en cada año, pobres, aquellas provincias que en todos los años tienen una renta *per capita* por debajo de la media en cada año y el resto, medias, que constituyen la agrupación de provincias que en los años analizados han estado algún año por encima de la renta *per capita* media y en otros por debajo de la renta *per capita* media. Con este criterio las provincias que pertenecen a cada agrupación son las mismas para todos los años analizados. Las agrupaciones de provincias resultantes de aplicar este último criterio se muestran en el Cuadro 3. Resulta interesante comprobar como prácticamente la mitad de las provincias,

23, son clasificadas como pobres, y por tanto tienen una renta *per capita* inferior a la media nacional en todos los años considerados. Las provincias clasificadas como ricas son solamente 10 y se sitúan en el nor-este de la península, con la excepción de Madrid. Resulta evidente pues que la España rica tiene una clara configuración geográfica.

CUADRO 3:
CLASIFICACIÓN DE PROVINCIAS
CRITERIO: POR ENCIMA Y POR DEBAJO DE LA MEDIA EN TODOS LOS AÑOS

Ricas	Medias	Pobres
Zaragoza	Huelva	Almería
Baleares	Huesca	Cádiz
Barcelona	Teruel	Córdoba
Gerona	Asturias	Granada
Tarragona	Las Palmas	Jaén
Madrid	Santa Cruz de Tenerife	Málaga
Navarra	Cantabria	Sevilla
Alava	Burgos	Avila
Guipúzcoa	Palencia	León
Vizcaya	Soria	Salamanca
	Valladolid	Segovia
	Guadalajara	Zamora
	Lérida	Albacete
	Alicante	Ciudad Real
	Castellón	Cuenca
	Valencia	Toledo
	La Rioja	Badajoz
		Cáceres
		La Coruña
		Lugo
		Orense
		Pontevedra
		Murcia
Nº 10	17	23

El Cuadro 4 ofrece resultados para la descomposición de $T(0)$ cuando el criterio de agregación son las Comunidades Autónomas. Observamos como la evolución temporal de los índices indica que tanto el componente interno como el externo siguen la misma evolución, reducción hasta finales de los 70 y estancamiento a partir de entonces. Desde el punto de vista relativo el componente externo del índice aumenta su importancia en la primera década, manteniéndose estable desde entonces en un porcentaje en el entorno del 90%; en cualquier caso la importancia relativa de este componente es siempre superior al 84%. Obviamente el componente interno del índice reduce su importancia al principio del periodo si bien la importancia relativa de dicho componente es siempre inferior al 15% y se sitúa al final del periodo en un porcentaje ligeramente por debajo del 10%. Por tanto la eliminación de la desigualdad interna a principios de los años 90 sólo conseguiría reducir la desigualdad agregada en un porcentaje inferior al 10%. En términos relativos la importancia de las desigualdades *inter*-provinciales se redujo a lo largo del periodo muestral en unos 5 puntos porcentuales. Este resultado no es sorprendente si observamos que en la clasificación por provincias entre ricas, medias y pobres ofrecida en el cuadro 3 las provincias están bastante agrupadas por CCAA, de forma que las provincias ricas suelen pertenecer a comunidades ricas y las provincias pobres a comunidades pobres. En consecuencia la **desigualdad global observada se debe, fundamentalmente, a desigualdades entre CCAA** y no a desigualdades *inter*-provinciales dentro de las CCAA.⁵ Por tanto, desde el punto de vista de la distribución de la renta *per capita* provincial el factor clave en la reducción de las desigualdades es la igualación entre las rentas *per capita* de las diversas CCAA.⁶

El Cuadro 4 también ofrece la evolución de los índices de desigualdad internos, $T_g(0)$, para cada CCAA.⁷ Destacan **importantes reducciones** de las desigualdades *inter*-provinciales en **Andalucía, Aragón, Canarias, Cataluña y Galicia**, una **reducción menor** pero significativa y con oscilaciones en **Castilla-León, País Vasco y Comunidad Valenciana**, un **mantenimiento** de las desigualdades en **Castilla-La Mancha**, si bien con importantes fluctuaciones y una tendencia al aumento en los últimos años, y un **incremento** notable de dichas desigualdades en **Extremadura**. Por lo tanto no todas las CCAA se han comportado de la misma forma. En **resumen** estos resultados apuntan

5. Conclusión esta última en contradicción con los resultados de Villaverde (1996).
6. Desde el punto de vista de la distribución personal de la renta las conclusiones son, sin embargo, diferentes. Goerlich y Mas (1998).
7. Obviamente en las CCAA uniprovinciales no hay desigualdad interna que medir y por tanto el correspondiente índice es 0.

CUADRO 4:
DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE THEIL, T(0), E ÍNDICES POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS.
CRITERIO DE AGREGACIÓN: COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Año	Índice Global	Componente		Componente %	Andalucía	Aragón L.Mancha	Canarias León	Castilla	Castilla madura	Cataluña	Extre-Vasco	Galicia Valenc.	País	Comun.
		Externo	Interno											
1955	0.1032	0.0877	0.0155	15.04%	0.0353	0.0284	0.0039	0.0073	0.0129	0.0302	0.0000	0.0108	0.0048	0.0091
1957	0.0985	0.0850	0.0135	13.69%	0.0286	0.0291	0.0008	0.0069	0.0140	0.0218	0.0008	0.0119	0.0049	0.0163
1960	0.0829	0.0741	0.0088	10.60%	0.0159	0.0240	0.0007	0.0023	0.0142	0.0114	0.0009	0.0080	0.0029	0.0122
1962	0.0931	0.0851	0.0080	8.55%	0.0149	0.0231	0.0015	0.0017	0.0144	0.0118	0.0004	0.0071	0.0023	0.0062
1964	0.0875	0.0811	0.0064	7.36%	0.0129	0.0120	0.0006	0.0027	0.0162	0.0088	0.0008	0.0057	0.0006	0.0026
1967	0.0702	0.0639	0.0063	9.03%	0.0138	0.0140	0.0006	0.0027	0.0134	0.0074	0.0000	0.0059	0.0001	0.0027
1969	0.0600	0.0546	0.0053	8.89%	0.0109	0.0089	0.0006	0.0045	0.0158	0.0047	0.0000	0.0063	0.0009	0.0014
1971	0.0512	0.0459	0.0053	10.26%	0.0115	0.0077	0.0020	0.0058	0.0153	0.0035	0.0005	0.0102	0.0007	0.0002
1973	0.0458	0.0413	0.0045	9.90%	0.0107	0.0066	0.0013	0.0065	0.0136	0.0024	0.0000	0.0063	0.0000	0.0005
1975	0.0437	0.0383	0.0054	12.38%	0.0163	0.0050	0.0008	0.0062	0.0115	0.0022	0.0001	0.0112	0.0000	0.0016
1977	0.0370	0.0326	0.0044	11.78%	0.0130	0.0036	0.0005	0.0049	0.0089	0.0017	0.0011	0.0107	0.0002	0.0006
1979	0.0266	0.0238	0.0029	10.81%	0.0076	0.0025	0.0004	0.0046	0.0076	0.0009	0.0014	0.0050	0.0028	0.0010
1981	0.0295	0.0268	0.0026	8.92%	0.0046	0.0011	0.0000	0.0072	0.0075	0.0006	0.0007	0.0063	0.0032	0.0005
1983	0.0319	0.0290	0.0030	9.25%	0.0038	0.0040	0.0000	0.0057	0.0109	0.0009	0.0012	0.0085	0.0060	0.0001
1985	0.0279	0.0254	0.0025	8.99%	0.0046	0.0020	0.0001	0.0054	0.0076	0.0012	0.0029	0.0044	0.0048	0.0003
1987	0.0278	0.0251	0.0026	9.46%	0.0050	0.0011	0.0000	0.0050	0.0067	0.0014	0.0032	0.0064	0.0031	0.0004
1989	0.0303	0.0277	0.0026	8.55%	0.0047	0.0008	0.0000	0.0054	0.0106	0.0008	0.0033	0.0028	0.0029	0.0005
1991	0.0266	0.0243	0.0022	8.44%	0.0027	0.0020	0.0001	0.0067	0.0079	0.0013	0.0104	0.0023	0.0018	0.0016
1993	0.0248	0.0227	0.0021	8.45%	0.0024	0.0003	0.0000	0.0079	0.0067	0.0008	0.0113	0.0023	0.0016	0.0022
1994	0.0253	0.0231	0.0023	8.90%	0.0027	0.0003	0.0000	0.0091	0.0071	0.0006	0.0115	0.0024	0.0017	0.0026
1995	0.0266	0.0241	0.0025	9.52%	0.0036	0.0005	0.0000	0.0102	0.0076	0.0004	0.0117	0.0024	0.0017	0.0031

hacia el peso de las especificidades de las CCAA mucho más que hacia las diferencias interprovinciales, por lo tanto tiene sentido concluir que las políticas de reequilibrio territorial en España deben ser definidas, fundamentalmente, desde una perspectiva regional y no provincial.

Los Cuadros 5 y 6 ofrecen resultados para la descomposición de $T(0)$ cuando el criterio de agregación define un umbral de renta *per capita*. Cuando la clasificación de provincias es en dos grupos, ricas y pobres, Cuadro 5, observamos una evolución similar de los índices, los componentes interno y externo siguen la misma evolución que el índice global en ambos casos, reducción hasta finales de los 70 y estancamiento a partir de entonces. Desde el punto de vista relativo se observa, tal y como era de esperar, una importante disminución del componente externo del índice respecto a cuando el criterio de agregación eran las comunidades autónomas. Dicho componente se sitúa en un 70-80% del índice global y muestra una relativa estabilidad a lo largo del periodo. En consecuencia la eliminación de las desigualdades internas sólo sería capaz de reducir el nivel de desigualdad global en un entorno del 20-30%, lo que muestra que las desigualdades entre grupos de provincias que están por encima y por debajo de la media nacional es realmente notable.

La evolución de los índices de desigualdad internos muestra un fenómeno interesante, las provincias ricas han mostrado una reducción de las desigualdades también a lo largo del primer quinquenio de los años 90, lo que no sucede con las provincias pobres, ni tampoco con el índice global o su componente externo. En otras palabras, el grupo de provincias clasificadas como ricas sí ha mostrado una tendencia a la reducción de las desigualdades en los últimos años, lo que no parece observarse a nivel agregado. No obstante la evolución de los índices de desigualdad internos no es de gran utilidad en este caso ya que el número de provincias en cada agrupación varía de año en año.

Cuando las provincias se clasifican en tres grupos, ricas, medias y pobres, Cuadro 6, la importancia del componente externo aumenta respecto al caso anterior, hasta situarse en el entorno del 80-87%. El panorama no es ahora muy diferente del que observábamos al analizar la agregación por Comunidades Autónomas, la eliminación de las desigualdades internas sólo reduciría las desigualdades a nivel agregado en un 18% al final del periodo, un porcentaje más bien reducido. La evolución de los índices de desigualdad internos permite analizar con mayor detalle el fenómeno señalado anteriormente. Las provincias ricas, básicamente las comunidades de Baleares, Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco, han visto reducir sus desigualdades de forma prácticamente continuada a lo largo de todo el periodo, no hay estancamiento en el proceso de convergencia entre estas provincias consideradas

CUADRO 5:
DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE THEIL, T(0)
CRITERIO DE AGREGACIÓN: POR ENCIMA Y POR DEBAJO DE LA
MEDIA DE CADA AÑO

Año	Índice Global	Componente Externo		Componente Interno		Ricos	Pobres
			%		%		
1955	0.1032	0.0751	72.77%	0.0281	27.23%	0.0312	0.0261
1957	0.0985	0.0743	75.48%	0.0241	24.52%	0.0289	0.0208
1960	0.0829	0.0660	79.69%	0.0168	20.31%	0.0177	0.0162
1962	0.0931	0.0732	78.61%	0.0199	21.39%	0.0237	0.0171
1964	0.0875	0.0673	76.94%	0.0202	23.06%	0.0191	0.0209
1967	0.0702	0.0544	77.39%	0.0159	22.61%	0.0156	0.0161
1969	0.0600	0.0458	76.40%	0.0142	23.60%	0.0118	0.0164
1971	0.0512	0.0371	72.43%	0.0141	27.57%	0.0087	0.0186
1973	0.0458	0.0339	73.96%	0.0119	26.04%	0.0092	0.0150
1975	0.0437	0.0319	73.04%	0.0118	26.96%	0.0079	0.0157
1977	0.0370	0.0259	70.13%	0.0111	29.87%	0.0062	0.0151
1979	0.0266	0.0193	72.41%	0.0074	27.59%	0.0052	0.0097
1981	0.0295	0.0203	68.90%	0.0092	31.10%	0.0047	0.0129
1983	0.0319	0.0230	72.20%	0.0089	27.80%	0.0055	0.0126
1985	0.0279	0.0200	71.84%	0.0078	28.16%	0.0058	0.0100
1987	0.0278	0.0204	73.40%	0.0074	26.60%	0.0055	0.0098
1989	0.0303	0.0229	75.58%	0.0074	24.42%	0.0054	0.0099
1991	0.0266	0.0204	76.85%	0.0062	23.15%	0.0039	0.0082
1993	0.0248	0.0188	75.58%	0.0061	24.42%	0.0039	0.0082
1994	0.0253	0.0192	75.83%	0.0061	24.17%	0.0036	0.0087
1995	0.0266	0.0202	75.86%	0.0064	24.14%	0.0034	0.0094

Nota: Los RICOS se definen como aquellas provincias que cada año están por encima del valor nacional y los POBRES como aquellas provincias que cada año están por debajo del valor nacional. En consecuencia las provincias que están en cada agrupación varían año a año.

CUADRO 6:
DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE THEIL, T(0)
CRITERIO DE AGREGACIÓN: POR ENCIMA Y POR DEBAJO DE LA
MEDIA PARA TODOS LOS AÑOS

Año	Índice Global	Componente Externo		Componente Interno		Ricos	Medios	Pobres
			%		%			
1955	0.1032	0.0823	79.72%	0.0209	20.28%	0.0221	0.0139	0.0240
1957	0.0985	0.0787	79.96%	0.0197	20.04%	0.0215	0.0179	0.0196
1960	0.0829	0.0675	81.46%	0.0154	18.54%	0.0127	0.0222	0.0134
1962	0.0931	0.0785	84.37%	0.0145	15.63%	0.0125	0.0176	0.0143
1964	0.0875	0.0755	86.32%	0.0120	13.68%	0.0100	0.0121	0.0134
1967	0.0702	0.0601	85.59%	0.0101	14.41%	0.0072	0.0105	0.0123
1969	0.0600	0.0525	87.58%	0.0075	12.42%	0.0039	0.0060	0.0114
1971	0.0512	0.0441	86.13%	0.0071	13.87%	0.0044	0.0045	0.0112
1973	0.0458	0.0394	86.07%	0.0064	13.93%	0.0043	0.0036	0.0102
1975	0.0437	0.0370	84.77%	0.0067	15.23%	0.0034	0.0041	0.0115
1977	0.0370	0.0317	85.62%	0.0053	14.38%	0.0028	0.0024	0.0099
1979	0.0266	0.0220	82.48%	0.0047	17.52%	0.0035	0.0029	0.0071
1981	0.0295	0.0248	84.03%	0.0047	15.97%	0.0038	0.0023	0.0073
1983	0.0319	0.0266	83.26%	0.0053	16.74%	0.0032	0.0039	0.0086
1985	0.0279	0.0232	83.42%	0.0046	16.58%	0.0044	0.0030	0.0060
1987	0.0278	0.0228	81.98%	0.0050	18.02%	0.0038	0.0029	0.0076
1989	0.0303	0.0254	83.66%	0.0050	16.34%	0.0031	0.0044	0.0073
1991	0.0266	0.0227	85.43%	0.0039	14.57%	0.0026	0.0041	0.0050
1993	0.0248	0.0200	80.44%	0.0049	19.56%	0.0025	0.0056	0.0068
1994	0.0253	0.0206	81.37%	0.0047	18.63%	0.0023	0.0055	0.0067
1995	0.0266	0.0218	81.96%	0.0048	18.04%	0.0020	0.0054	0.0073

Nota: Los RICOS se definen como aquellas provincias que todos los años están por encima del valor nacional de cada año, los MEDIOS como aquellas provincias que al menos un año de la muestra han pasado de estar por debajo a estar por encima del valor nacional o viceversa, y los POBRES como aquellas provincias que todos los años están por debajo del valor nacional. En consecuencia las provincias que están en cada agrupación son las mismas para todos los años.

de forma aislada. En las provincias pobres, la gran mayoría, si se observa el estancamiento ya señalado a nivel global, mientras que en las provincias intermedias se aprecia un proceso de incremento en las desigualdades a lo largo de la década de los 80 y 90, aunque naturalmente sin llegar a los niveles de principios del periodo. En consecuencia el extremo superior de la distribución de la renta *per capita* provincial ha seguido pautas de comportamiento diferentes del resto de la distribución. En **resumen** no solo las diferencias entre provincias ricas y pobres son sustanciales, sino que las pautas de comportamiento dentro de ambos grupos son notablemente diferentes.

5. EXPLORANDO EL ORIGEN DE LA DESIGUALDAD: FACTORES DETERMINANTES

El interés por el tipo de descomponibilidad estudiado en este epígrafe proviene de la observación de que la renta *per capita* provincial puede escribirse como el producto de una serie de factores, en particular

$$x_i = \frac{Y_i}{N_i} = \frac{Y_i}{E_i} \cdot \frac{E_i}{PA_i} \cdot \frac{PA_i}{PET_i} \cdot \frac{PET_i}{N_i} \quad (8)$$

donde Y_i es la renta, E_i es el empleo, PA_i es la población, PET_i es la población en edad de trabajar y N_i es la población total de la provincia i .⁸

De nuevo resulta de interés preguntarse si es posible analizar la contribución a la desigualdad global de cada uno de los factores que aparecen en la descomposición multiplicativa (8).

Llamando $pr_i = \frac{Y_i}{E_i}$ a la productividad, $e_i = \frac{E_i}{PA_i}$ a la tasa de empleo, $ta_i = \frac{PA_i}{PET_i}$ a la tasa de actividad y $d_i = \frac{PET_i}{N_i}$ a la estructura demográfica,

escribimos (8) como $x_i = pr_i \cdot e_i \cdot ta_i \cdot d_i$, por tanto $\log(x_i) + \log(pr_i) + \log(e_i) + \log(ta_i) + \log(d_i)$. Observando además que

$$= \frac{Y}{N} = \frac{Y}{E} \cdot \frac{E}{PA} \cdot \frac{PA}{PET} \cdot \frac{PET}{N} = pr \cdot e \cdot ta \cdot d,$$

podemos escribir $\log(x_i) + \log(pr) + \log(e) + \log(ta) + \log(d)$. En consecuencia

8. El tipo de descomposición estudiada en este epígrafe no ha sido objeto de atención por parte de la literatura del bienestar, aunque sí por parte del análisis regional, Cuadrado (1991), Esteban (1994) y Villaverde (1996, 1997).

$$\log\left(\frac{x_i}{\bar{x}}\right) = \log\left(\frac{pr_i}{pr}\right) + \log\left(\frac{e_i}{e}\right) + \log\left(\frac{ta_i}{ta}\right) + \log\left(\frac{d_i}{d}\right) \quad (9)$$

lo que nos permite descomponer aditivamente aquellos índices de desigualdad en los que aparezca $\log\left(\frac{x_i}{\bar{x}}\right)$ en forma lineal. En particular considerando de nuevo $T(0)$

$$\begin{aligned} T(0) &= - \sum_i p_i \log\left(\frac{x_i}{\bar{x}}\right) \\ &= - \sum_i p_i \log\left(\frac{pr_i}{pr}\right) - \sum_i p_i \log\left(\frac{e_i}{e}\right) - \sum_i p_i \log\left(\frac{ta_i}{ta}\right) - \sum_i p_i \log\left(\frac{d_i}{d}\right) \quad (10) \\ &= \bar{T}(0, pr) + \bar{T}(0, e) + \bar{T}(0, ta) + \bar{T}(0, d) \end{aligned}$$

donde cada uno de los términos en esta descomposición puede interpretarse como la contribución del factor considerado a la desigualdad global. En el contexto de la descomposición (10) la medida de distancia entre cada factor y su media es ponderada por las proporciones de población. Obsérvese que en general $\bar{T}(0, k)$, $k = pr, e, ta, d$, no coincide con el índice $T(0)$ para la variable en cuestión, así por ejemplo $T(0)$ para la productividad, $pr_i = Y_i/E_i$, ponderaría la desigualdad en dicha variable, $\log(pr_i/pr)$, por la estructura del empleo, E/E , mientras que $\bar{T}(0, pr)$ la pondera por la estructura demográfica, p .

La descomposición (10) nos permite determinar que parte de la desigualdad global, $T(0)$, se debe a desigualdades en productividad, $\bar{T}(0, pr)$ desigualdades en las tasas de empleo, $\bar{T}(0, e)$, desigualdades en las tasas de actividad, $\bar{T}(0, ta)$, y desigualdades en la estructura demográfica, $\bar{T}(0, d)$; tomando como frecuencias relativas siempre la estructura demográfica. Obsérvese que la importancia relativa de cada factor es independiente del nivel de desagregación de los restantes factores considerados⁹.

A continuación se ofrecen los resultados para la descomposición de $T(0)$, (10), a partir de la factorización de la renta *per capita* dada por (8) que nos permite ver la renta *per capita* provincial como proveniente de cuatro fuentes diferentes, productividad, tasa de empleo, tasa de actividad y evolución demográfica. Lamentablemente las variables referentes al mercado de trabajo no

9. El mismo tipo de razonamiento puede ser utilizado para efectuar la descomposición de $T(1)$, sin embargo el hecho de que $T(0)$ pondere la desigualdad según la estructura demográfica unido a la propia estructura de la factorización (8) hace recomendable la utilización de este último índice (Goerlich (1998)).

están disponibles más que a partir de 1964, por lo que el análisis en esta sección no considera la primera década objeto de estudio.

Estos resultados son potencialmente de gran importancia para el diseño de la política regional, así por ejemplo si las desigualdades entre las provincias se explicaran fundamentalmente por las diferencias en productividad las políticas que tendieran a igualar la productividad serían las más efectivas, ello podría justificar, por ejemplo, una política centralizada de inversiones en infraestructuras, en la medida en que estas tienden a reducir las desigualdades en productividad; si las desigualdades son debidas fundamentalmente a diferencias en las tasas de desempleo entonces toda política tendente a reducir el paro en las provincias más atrasadas, por ejemplo estímulos a la demanda de productos de las provincias con tasas de desempleo más elevadas, actuarían de políticas reductoras de las desigualdades en renta *per capita*. Finalmente, si el origen de las desigualdades radica en las diferentes tasas de participación o estructuras demográficas el papel de la política económica se vería más reducido, en este caso las desigualdades se deben a factores idiosincráticos y culturales sobre los que las posibilidades de actuación, sobre todo a corto plazo, son más limitadas.

El Cuadro 7 ofrece información sobre la decomposición (10). Observando la evolución temporal de los diferentes factores vemos que no en todos los factores se han reducido las desigualdades: (1) El factor de productividad, β , sigue la tendencia general de reducción hasta finales de los 70 y estancamiento desde entonces. (2) El factor referente a la tasa de empleo, γ , presenta una marcada tendencia creciente entre 1975 y 1985 y una ligera reducción-estancamiento en la última década. Su evolución es fruto tanto de la dispersión en términos absolutos como de los valores medios de esta variable. (3) El factor referente a la tasa de actividad, α , presenta una tendencia decreciente más o menos continuada y salvo las dos últimas observaciones no se aprecia ningún estancamiento a partir de finales de los 70. (4) El factor referente a la evolución demográfica, δ , presenta un comportamiento ligeramente oscilante sin tendencia definida.

En términos relativos **la evolución del índice global está determinada por diferencias en la productividad**. Esta dominancia es especialmente fuerte hasta mediados de los 70, reduciéndose posteriormente y alcanzando su valor mínimo, en términos de importancia relativa, en 1985 con un 60.5%. Simultáneamente las discrepancias en la tasa de empleo cobran una importancia notable en términos relativos, con un máximo del 26.2% en 1985. La importancia de este factor como elemento determinante de las diferencias en la distribución de la renta *per capita* es prácticamente nula hasta principios de

CUADRO 7:
DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE THEIL, T(0), A PARTIR DE LA DESAGREGACIÓN DE LA RENTA PER CAPITA EN FACTORES MULTIPLICATIVOS E ÍNDICE T(0) PARA LA PRODUCTIVIDAD

Año	T(0)	Productividad T(0,pr) %	Tasa de empleo T(0,e) %	Tasa de actividad T(0,pa) %	Estruc. demográfica T(0,d) %	Productividad T(0)
1964	0.0875	0.0801	0.0013	0.0054	0.0007	0.0680
1967	0.0702	0.0639	0.0006	0.0051	0.0007	0.0591
1969	0.0600	0.0544	0.0003	0.0047	0.0007	0.0532
1971	0.0512	0.0452	0.0005	0.0048	0.0007	0.0493
1973	0.0458	0.0392	0.0007	0.0051	0.0007	0.0444
1975	0.0437	0.0363	0.0020	0.0046	0.0008	0.0376
1977	0.0370	0.0278	0.0035	0.0049	0.0007	0.0377
1979	0.0266	0.0181	0.0039	0.0035	0.0011	0.0306
1981	0.0295	0.0198	0.0048	0.0043	0.0005	0.0301
1983	0.0319	0.0209	0.0067	0.0038	0.0005	0.0320
1985	0.0279	0.0169	0.0073	0.0031	0.0007	0.0297
1987	0.0278	0.0189	0.0062	0.0020	0.0007	0.0215
1989	0.0303	0.0223	0.0056	0.0016	0.0009	0.0210
1991	0.0266	0.0190	0.0050	0.0016	0.0010	0.0157
1993	0.0248	0.0169	0.0056	0.0011	0.0012	0.0140
1994	0.0253	0.0174	0.0055	0.0016	0.0008	0.013
1995	0.0266	0.0179	0.0060	0.0022	0.0005	0.011

los 70. Las discrepancias en términos de tasas de actividad son importantes, aunque no excesivamente, entre mediados de los 70 y mediados de los 80. Finalmente, la evolución demográfica es prácticamente marginal en la explicación de las desigualdades en renta *per capita* y sólo ha cobrado una importancia pequeña en los últimos años.

Resulta interesante comparar $\bar{T}(0,pr)$ con el índice $T(0)$ para la productividad, información que se ofrece en la última columna del Cuadro 7. Se observa que la productividad muestra una tendencia a la reducción de las desigualdades más o menos continuada a lo largo de todo el periodo. Se constata de esta forma una diferencia importante entre la evolución de la renta *per capita* y la evolución de la productividad, lo que permite avanzar la hipótesis de que el estancamiento en la convergencia en renta *per capita* observada en la economía española a partir de finales de los 70 no tiene su contrapartida en el estancamiento en la productividad, de forma que los sistemas productivos entre provincias parecen seguir convergiendo, aunque esta afirmación no pueda mantenerse en términos de renta *per capita*, un fenómeno analizado con más detalle en Goerlich y Mas (1998). Dado que la diferencia entre ambos índices radica sólo en la utilización de las ponderaciones, estructura demográfica en $\bar{T}(0,pr)$ y estructura de ocupación en $T(0)$ para la productividad, constatamos que la diferencia en la evolución de ambos índices se debe a las diferentes ponderaciones y está relacionada con la dispar evolución de las tasas de paro provinciales en las últimas dos décadas. En concreto el hecho de que $T(0)$ siga cayendo aún cuando $\bar{T}(0,pr)$ permanezca estabilizado significa que las provincias más alejadas de la media en términos de productividad del trabajo están perdiendo empleo en términos relativos respecto al agregado nacional, lo que sin embargo no sucede en lo que respecta a población. Por tanto la elección de unas ponderaciones u otras no es un problema trivial ya que estas pueden alterar sustancialmente los resultados.

Finalmente, y dado el carácter predominante de la productividad en la explicación de las desigualdades a nivel agregado, resulta interesante calcular los índices de desigualdad para la distribución hipotética de la renta *per capita*, en la que no existan diferencias de productividad entre provincias pero se mantengan inalteradas las tasas de empleo, actividad y evolución demográfica. Para ello se distribuyó la renta entre las provincias de forma que la productividad entre todas ellas fuera la misma pero el resto de factores en la descomposición (8) se mantuvieran inalterados. Los resultados de este experimento conceptual se muestran en el Cuadro 8. Llama la atención la importante caída de la desigualdad en comparación con los resultados mostrados en el Cuadro 2 así como el hecho de que los índices no muestren ninguna tendencia a la reducción a lo largo de todo el periodo considerado, lo que indica

que **la convergencia observada en términos de renta *per capita* se debe en su totalidad a convergencia en productividad**, la evolución del resto de factores considerados no parece afectar de forma decisiva a la evolución de las disparidades en renta *per capita* y en todo caso pueden haber ayudado a frenar dicha convergencia en los últimos años. La eliminación de las desigualdades en productividad contribuiría, por tanto, a reducir de forma significativa las diferencias en renta *per capita*, si bien la importancia de dicha reducción sería mucho mayor al principio del periodo que al final. En **resumen** la evolución en la distribución provincial de la renta *per capita* agregada está dominada fundamentalmente por la evolución de las disparidades en productividad.

CUADRO 8:
ÍNDICES DE DESIGUALDAD SI SE ELIMINARÁN LAS DESIGUALDADES EN PRODUCTIVIDAD

Año	Gini	T(0)	T(1)	CV	SD(log x)
1964	0.0675	0.0074	0.0073	0.1197	0.1230
1967	0.0626	0.0063	0.0063	0.1117	0.1127
1969	0.0590	0.0056	0.0056	0.1061	0.1054
1971	0.0602	0.0060	0.0061	0.1119	0.1084
1973	0.0625	0.0066	0.0067	0.1178	0.1136
1975	0.0662	0.0074	0.0074	0.1214	0.1221
1977	0.0716	0.0092	0.0093	0.1376	0.1349
1979	0.0720	0.0085	0.0087	0.1333	0.1295
1981	0.0751	0.0097	0.0097	0.1408	0.1388
1983	0.0790	0.0110	0.0110	0.1490	0.1489
1985	0.0785	0.0110	0.0112	0.1516	0.1474
1987	0.0694	0.0089	0.0087	0.1316	0.1342
1989	0.0654	0.0080	0.0080	0.1266	0.1273
1991	0.0651	0.0076	0.0074	0.1207	0.1245
1993	0.0658	0.0079	0.0077	0.1225	0.1279
1994	0.0676	0.0079	0.0077	0.1229	0.1277
1995	0.0715	0.0087	0.0085	0.1285	0.1339

6. A MODO DE CONCLUSIONES

Estamos ahora en condiciones de ofrecer unas breves conclusiones:

- Desde el punto de vista de la **distribución de la renta *per capita* provincial agregada** en los últimos 40 años todos los indicadores muestran una importante reducción de las disparidades en renta *per capita* hasta finales de los 70 y un estancamiento a partir de entonces. Esta reducción de las desigualdades parece haberse producido sobre todo en los estratos superiores de renta, es decir por un proceso de convergencia hacia la media de las provincias más ricas.
- Si atendemos a la **descomponibilidad por subgrupos de población** observamos que la desigualdad global observada se debe, fundamentalmente, a las desigualdades entre CCAA y no a desigualdades *inter*-provinciales dentro de las CCAA. No todas las CCAA se han comportado de la misma forma, lo que contrasta con la observación a nivel agregado. Cuando el criterio de agregación consiste en dividir a las provincias en ricas y pobres entonces observamos que el subconjunto de provincias ricas han seguido reduciendo sus disparidades en los últimos 15 años de forma que el estancamiento observado a nivel agregado se debe fundamentalmente al grupo de provincias intermedias y pobres.
- Si atendemos a la **descomponibilidad de los índices a partir de una desagregación multiplicativa de la renta *per capita*** entonces encontramos que la evolución del índice global está determinada fundamentalmente por diferencias en productividad. Esta dominancia es especialmente fuerte hasta mediados de los 70, cobrando desde entonces una importancia destacada las discrepancias provinciales en las tasas de empleo. Como era de esperar la desigual evolución del mercado de trabajo en las diferentes provincias no es ajena a la evolución global de la desigualdad en renta *per capita*. No obstante la importancia cuantitativa de las diferencias en productividad como factor determinante de las disparidades en renta *per capita* parece fuera de toda duda.

APÉNDICE: FUENTES ESTADÍSTICAS

PRODUCCION

La publicación *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial, BBV* proporciona datos de **VABcf** con desagregaciones sectoriales que no son homogéneas a lo largo del periodo 1955-1995. Sin embargo, sí es posible obtener la desagregación a cuatro grandes sectores: agricultura, industria, construcción y servicios para ese periodo -siendo las cifras de 1994 y 1995 un avance. Estas series están expresadas en pesetas corrientes. Para obtener las series sectoriales en pesetas de 1990 para el periodo 1955-1990, se han aplicado los deflatores sectoriales implícitos del VAB *pm* -originariamente en base 1986 transformados a base 1990- cuya fuente es: Uriel y Moltó (1995): *Contabilidad Nacional de España Enlazada. Series 1954-1993 (CNEe-86)*. Para obtener las series en pesetas constantes para el periodo 1991-1995, se ha utilizado la publicación del INE: *Contabilidad Nacional de España Base 1986. Serie Contable 1989-1995*.

La serie de **VAB** en pesetas de 1990 para el total de la economía ha sido obtenida por agregación de las **series sectoriales de VABcf** en pesetas de 1990.

POBLACION

La **población de derecho** calculada a 1 de julio para el periodo 1955-1995 proviene del *Anuario Estadístico de España. INE*.

MERCADO DE TRABAJO

Las series de **población en edad de trabajar, población activa y población ocupada** proceden de la publicación de Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1995) *Capital Humano. Series Históricas, 1964-92* y directamente de la *Encuesta de Población Activa* del INE para el periodo 1993-95. La disponibilidad de estas series es menor que las anteriores.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AITCHISON, J. & BROWN, J. A. C. (1957) *The Lognormal Distribution*, Cambridge University Press, Cambridge.
- ATKINSON, A. B. (1970) "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory*, 3, 244-263.
- BARRO, R. J. (1991) "Economic growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, (May), 407-443.
- BARRO, R. J. & SALA-I-MARTIN, X. (1991) "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, (April), 107-182.
- BARRO, R. J. & SALA-I-MARTIN, X. (1992) "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, 2, 223-251.
- BARRO, R. J. & SALA-I-MARTIN, X. (1995) *Economic Growth*, McGraw Hill, New York.
- BAUMOL, W. J. (1986) "Productivity growth, convergence, and welfare", *American Economic Review*, 76, 5, (December), 1072-1085.
- BBV (VARIOS AÑOS) *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*, Banco de Bilbao y Banco Bilbao-Vizcaya.
- CHAKRAVARTY, S. R. (1990) *Ethical Social Index Numbers*, Springer Verlag, Berlin.
- COWELL, F. (1995) *Measuring Inequality*, 2nd Edition, LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, London. (1st. Edition 1977, Phillip Alan Publiserhs Limited, London).
- CUADRADO ROURA, J. R. (1991) "Las disparidades regionales en la Comunidad Europea y en España", *De Economía Pública*, 12, 3, 107-122.
- DALTON, H. (1920) "The measurement of the inequality of incomes", *Economic Journal*, 30, 348-361.
- DELONG, J. B. (1988) "Productivity growth, convergence, and welfare: A comment", *American Economic Review*, 78, 5, (December), 1138-1155.
- ESTEBAN, J. M. (1994) "La desigualdad interregional en Europa y en España: Descripción y análisis", en Esteban, J.M. & Vives, X. (Eds.) *Crecimiento y Convergencia Regional en España y en Europa*, 2 volúmenes, Vol 2, Cap.-1, 13-84.
- ESTEBAN, J. M. (1996) "Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España", *Revista de Economía Aplicada*, 4, 11, (Otoño), 5-26.
- ESTEBAN, J. M. & RAY, D. (1993) "El concepto de polarización y su medición", en *Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol.-2, Fundación Argentaria, Madrid, 1-35.

- GINI, C. (1912) "Variabilità e mutabilità, contributo allo studio delle distribuzioni e relazioni statistiche", *Studi Economico-Giuridici dell' Università di Cagliari*, 3, part 2, 1-158.
- GOERLICH, F. J. (1998) "Dinámica de la distribución provincial de la renta. I: Un enfoque desde la óptica de la desigualdad", *Cuaderns de Treball*, nº 69, Facultat de Ciències Econòmiques y Empresariales, Universitat de València.
- GOERLICH, F. J. & MAS, M. (1998) "Medición de las desigualdades: Variables, indicadores y resultados", *Moneda y Crédito*, (Noviembre). En prensa.
- INE (VARIOS AÑOS) *Anuario Estadístico de España*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- INE (VARIOS AÑOS) *Encuesta de Población Activa*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- INE (1996) *Contabilidad Nacional de España. Base 1986. Serie Contable 1989-1995*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- KENDALL, M. G. & STUART, A. (1963) *The Advanced Theory of Statistics. Volume 1: Distribution Theory*. 2ª Ed. Griffin, London.
- LORENZ, M. C. (1905) "Methods of measuring the concentration of wealth", *Publications of the American Statistical Association*, 9, 209-219.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F. Y URIEL, E. (1994A) "Capital público y productividad en las regiones españolas", *Moneda y Crédito*, 198, 163-192.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F. Y URIEL, E. (1994B) "Disparidades regionales y convergencia de las Comunidades Autónomas españolas", *Revista de Economía Aplicada*, II, 4, 129-148.
- MAS, M.; PÉREZ, F.; URIEL, E. & SERRANO, L. (1995) *Capital Humano. Series Históricas, 1964-1992*. Fundación Bancaixa, Valencia.
- PÉREZ, F.; GOERLICH, F. J. & MAS, M. (1996) *Capitalización y Crecimiento en España y sus Regiones 1955-1995*. Fundación BBV, Madrid.
- PIGOU, A. C. (1912) *The Economics of Welfare*, London. (Editado por MacMillan, New York en 1952, 4th edn.).
- QUAH, D. (1993A) "Galton's fallacy and test of the convergence hypothesis", *The Scandinavian Journal of Economics*, 95, 4, (December), 427-443.
- QUAH, D. (1993B) "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review*, 37, 2/3, (April), 426-434.
- QUAH, D. (1996A) "Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics", *Economic Journal*, 106, 437, (July), 1045-1055.
- QUAH, D. (1996B) "Ideas determining convergence clubs", Working Paper, Economics Department, LSE. (April).
- QUAH, D. (1996C) "Convergence empirics across economies with (some) capital mobility", *Journal of Economic Growth*, 1, (March), 95-124.

- QUAH, D. (1997) "Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization, and convergence clubs", *Journal of Economic Growth*, 2, (March), 27-59.
- QUAH, D. & SARGENT, T. J. (1993) "A dynamic index model for large cross-sections", in J. Stock & M. Watson (Eds.) *New Research in Business Cycles, Indicators, and Forecasting*. University of Chicago Press, Chicago.
- RABADAN, I. & SALAS, R. (1996) "Convergencia y redistribución intertemporal en España: Efecto de los impuestos directos, cotizaciones sociales y transferencias", *Economía Pública*, (Septiembre), Fundación BBV.
- SEN, A. (1973) *On Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- SHORROCKS, A. F. (1980) "The class of additively decomposable inequality measures", *Econometrica*, 48, 613-625.
- SHORROCKS, A. F. (1984) "Inequality decomposition by population subgroups", *Econometrica*, 52, 1369-1386.
- THEIL, H. (1967) *Economics and Information Theory*, Amsterdam, North-Holland.
- URIEL, E. & MOLTÓ, M. (1995) *Contabilidad Nacional de España Enlazada. Series 1954-1993 (CNEe-86)*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- VILLAVARDE CASTRO, J. (1996) "Desigualdades provinciales en España, 1955-1991", *Revista de Estudios Regionales*, 45, 89-108.
- VILLAVARDE CASTRO, J. (1997) "Convergencia regional y unión monetaria. ¿Dónde estamos?. ¿A dónde vamos?, *Lecciones 1/97*, Apertura del curso académico 1997/98, Universidad de Cantabria.