

ANÁLISIS DE LA DESIGUALDAD DE RENTA EN ESPAÑA (1973-1990) MEDIANTE CURVAS DE LORENZ DE PARETO GENERALIZADAS: UN ESTUDIO EMPÍRICO

José María SARABIA ALEGRÍA

Marta PASCUAL SAEZ

Departamento de Economía

Universidad de Cantabria

RESUMEN: En este trabajo se analiza la desigualdad en la distribución personal de la renta en España, durante los años 1973, 1980 y 1990 usando los datos corregidos de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares (EBPF), propuestos por Casas, Callealta y Nuñez (1996). Se trabaja con la jerarquía de curvas de Lorenz de Pareto Generalizada, propuesta por Sarabia, Castillo y Slottje (1999). La desigualdad se analiza mediante diversos juicios de valor, usando índices de Atkinson y de Gini, así como diversos criterios de dominación estocástica. Se incluyen índices de pobreza, así como medidas del nivel de desarrollo.

ABSTRACT: In this paper the measurement of Income inequality in Spain from 1973 to 1990 is investigated. We use Spanish income data from the Casas, Callealta and Nuñez study (1996). We work with the hierarchy of Generalized Pareto Lorenz curves proposed by Sarabia, Castillo and Slottje (1999). The inequality is analyzed using several economic indicators and criteria, such as Gini and Atkinson indexes and stochastic dominance. Moreover, poverty and development measures are included.

PALABRAS CLAVE: Desigualdad, Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, Índices de Atkinson, Dominación Estocástica, Curva de Lorenz.

1. INTRODUCCIÓN

La desigualdad económica es un concepto complejo cuyo análisis entraña no pocas dificultades. Durante décadas se ha tratado de analizar la desigualdad en la distribución de la renta y son muchas las medidas de desigualdad que se han propuesto en la literatura económica. No obstante, cuando adoptamos una visión normativa de la desigualdad de la renta no debemos olvidar su incidencia sobre el nivel de bienestar social. Sen (1973) analiza un interesante enfoque para la medición del bienestar que nos lleva a una serie de funciones de utilidad interrelacionadas. Uno de los objetivos del análisis de la desigualdad es inferir la dominación de una distribución (renta, salarios etc.) sobre otra. Para este fin, se han utilizado diversos criterios de bienestar, tales

como la dominación estocástica de primer y segundo orden, la dominación de Lorenz, la dominación estocástica de tercer orden (aversión a la desigualdad en las rentas bajas) etc. Algunas referencias son Atkinson (1970), Dasgupta, Sen y Starrett (1973), Sen (1973), Marshall y Olkin (1979), Arnold (1987), Beach y Davidson (1986) y Bishop, Formby y Thistle (1992). Todos los criterios citados anteriormente suponen principios bastante generales tales como el principio de transferencias de Pigou-Dalton, anonimidad, eficiencia, equidad, etc.

En este trabajo se analiza la desigualdad en la distribución personal de la renta en España, durante los años 1973, 1980 y 1990 usando datos de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares (EBPF). De entre los trabajos recientes sobre la desigualdad de la renta en España basados en este tipo de encuestas, nuestro trabajo presenta dos novedades. Por un lado se utilizan los datos corregidos de las EBPF propuestos por Casas, Callealta y Nuñez (1996), dentro de una importante investigación sobre la distribución personal de la renta en España, en un trabajo dirigido por Bernardo Pena. Como segunda novedad, nuestro estudio se basa en familias paramétricas de curvas de Lorenz. De entre las diversas formas de modelizar datos sobre la distribución de la renta dentro de un contexto paramétrico (funciones de distribución, funciones de densidad, de percentiles, función de elasticidad de renta etc.), las curvas de Lorenz y las curvas de Lorenz generalizadas proporcionan una forma plausible. Como forma paramétrica, se ha elegido la jerarquía de curvas de Lorenz de Pareto Generalizada, propuesta por Sarabia, Castillo y Slottje (1999). Como instrumento metodológico, se propone una jerarquía de curvas que no presenta algunos de los inconvenientes de las formas funcionales existentes (Basmann et al., 1990; Ryu y Slottje, 1996). Las estimaciones obtenidas de las diferentes medidas de desigualdad y desarrollo, son comparables con las obtenidas mediante otros métodos alternativos. Con objeto de estudiar la sensibilidad de los resultados respecto a la forma funcional, se han utilizado dos familias paramétricas de la jerarquía, que coinciden con las propuestas de Rasche et al. (1980) y Ortega et al. (1991). Los resultados obtenidos por ambos métodos son muy similares, lo que prueba la estabilidad de los modelos. La desigualdad se analiza mediante diversos juicios de valor, usando índices de Atkinson y de Gini, así como diversos criterios de dominación estocástica. Se incluyen índices de pobreza, así como medidas del nivel de desarrollo.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección 2 introduce la teoría básica sobre curvas de Lorenz. La sección 3 presenta la familia de curvas de Lorenz de Pareto que se utilizan como instrumento en el estudio de la desigualdad. Las secciones 4 y 5 se dedican respectivamente al análisis empírico de los datos y al análisis de la bondad de ajuste. En la sección 6 se estudia la dominación estocástica. En la sección 7 se analizan las medidas de desigualdad, pobreza y desarrollo. En la sección 8 se estudia la evolución en España de la desigualdad y la pobreza. Finalmente, en la sección 9 se presentan algunas conclusiones.

2. RESULTADOS PREVIOS

En este trabajo consideramos la curva de Lorenz de acuerdo con la definición de Gastwirth (1971). Para una función de distribución $F_X(x)$ con soporte sobre un subconjunto de los números reales positivos, y con esperanza finita μ , se define la curva de Lorenz como,

$$L_X(p) = \mu^{-1} \int_0^p F_X^{-1}(x) dx; \quad 0 \leq p \leq 1,$$

donde,

$$F_X^{-1}(x) = \sup\{y: F_X(y) \leq x\}$$

En un trabajo reciente, Sarabia, Castillo y Slottje (1999) proponen un método general que permite construir una jerarquía de curvas de Lorenz con un número creciente de parámetros. El método comienza con una curva de Lorenz inicial $L_0(p)$. A partir de esta curva se considera la jerarquía de curvas,

$$L_1(p; \alpha) = p^\alpha L_0(p), (\alpha > 1) \vee (0 \leq \alpha < 1, L_0''(p) \geq 0),$$

$$L_2(p; \gamma) = L_0(p)^\gamma, \gamma > 1,$$

$$L_3(p; \alpha, \gamma) = p^\alpha L_0(p)^\gamma, (\alpha, \gamma \geq 1) \vee (0 \leq \alpha < 1, \gamma \geq 1, L_0'''(p) \geq 0).$$

Se puede probar que las expresiones $L_1(p; \alpha)$ y $L_2(p; \gamma)$ son siempre curvas de Lorenz genuinas. La curva $L_3(p; \alpha, \gamma)$ surge combinando $L_1(p; \alpha)$ y $L_2(p; \gamma)$. En algunos casos se precisan condiciones de regularidad relativas a la derivada tercera. Como prueban los autores anteriores, existen un gran número de situaciones donde las curvas están ordenadas respecto de los parámetros α y γ , lo que proporciona a la jerarquía un especial atractivo. Además, los nuevos parámetros que se incorporan a la jerarquía pueden interpretarse en términos de elasticidades de la curva inicial. En la parte empírica y con objeto de estudiar la sensibilidad de los resultados respecto a la forma funcional, se han utilizado dos de las familias paramétricas de la jerarquía, $L_1(p; k, \alpha)$ y $L_2(p; k, \gamma)$. Los resultados obtenidos por ambas familias son muy similares, lo que prueba la estabilidad de los modelos.

Una vez elegida la forma funcional, se requiere un criterio de ordenación. Se dice que una distribución de renta X es menos desigual que otra Y en el sentido de Lorenz,

si la curva de Lorenz asociada a X está por encima de la curva de Lorenz asociada a Y , es decir,

$$L_X(p) \geq L_Y(p) \quad \forall p \in [0,1].$$

Las ordenaciones obtenidas mediante el orden de Lorenz son las mismas que las que establecen los índices de desigualdad que son invariantes frente a cambios de escala y verifican el principio de transferencias de Pigou-Dalton. Esta propiedad la verifican tanto el índice de Gini como la familia de índices de Atkinson.

Un segundo criterio lo proporciona el orden de Lorenz generalizado. Se dice que una distribución de renta X es menos desigual que otra Y en el sentido de Lorenz generalizado, si la curva de Lorenz generalizada asociada a X está por encima de la curva de Lorenz generalizada asociada a Y , es decir,

$$GL_X(p) \geq GL_Y(p) \quad \forall p \in [0,1],$$

donde:

$$GL_X(p) = \mu_X L_X(p), \quad \forall p \in [0,1].$$

En este último enfoque se admite implícitamente que la renta media de una población incide sobre su desigualdad, de manera que ésta disminuye cuando aquella aumenta y viceversa. Esto nos permite afirmar que en términos de bienestar, la sociedad prefiere distribuciones con menor desigualdad y mayor renta media (Callealta, Casas y Núñez, 1986).

3. LA FAMILIA DE CURVAS DE LORENZ DE PARETO

La familia de curvas propuesta comienza con la curva de Lorenz de la distribución clásica de Pareto,

$$L_0(p) = L_0(p; k) = 1 - (1 - p)^k, \quad 0 < k \leq 1.$$

Puesto que $L_0''(p) \geq 0$, podemos aplicar los resultados de la sección anterior con toda generalidad. Consecuentemente, podemos considerar la familia paramétrica de curvas de Lorenz,

$$L_1(p; k, \alpha) = p^\alpha [1 - (1 - p)^k], \quad \alpha \geq 0,$$

$$L_2(p; k, \gamma) = [1 - (1 - p)^k]^\gamma, \quad \gamma \geq 1,$$

$$L_3(p; k, \alpha, \gamma) = p^\alpha [1 - (1 - p)^k]^\gamma, \quad \alpha \geq 0, \gamma \geq 1.$$

Dicha familia de curvas de Lorenz recibe el nombre de Pareto Generalizada. En la familia anterior se reconocen algunas propuestas de la literatura de curvas de Lorenz. La familia $L_1(p; k, \alpha)$ coincide con la propuesta de Ortega et al (1991). La familia $L_2(p; k, \gamma)$ se corresponde con la propuesta de Rasche et al. (1980) a partir de una modificación de la familia de Kakwani y Podder (1973). Si $k=1$, $L_2(p; k, \gamma)$ se convierte en una curva de Lorenz potencial, con función de distribución de soporte acotado y también potencial. La familia $L_3(p; k, \alpha, \gamma)$ es nueva y puede probarse que $L_3(p; k, \alpha, \gamma)$ sigue siendo una curva de Lorenz cuando $0 < \gamma < 1$.

4. BREVE REFERENCIA METODOLÓGICA SOBRE LOS DATOS

Como se ha indicado anteriormente, los datos utilizados corresponden a la distribución de la renta "per capita" disponible de España, propuestos por Callealta, Casas y Núñez (1996), dentro del trabajo "Distribución Personal de la Renta en España", dirigido por Bernardo Pena. Los datos recogen las distribuciones de la renta derivadas de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, y compatibilizadas con los agregados deducidos a partir de las Contabilidades Nacionales en diversas categorías: nivel nacional, Comunidades Autónomas, categorías socioprofesionales y clases de hábitat. Una vez detectada la ocultación en los datos de renta, dichos autores proceden a un proceso de corrección mediante una tasa de ocultación progresiva.

La información básica procede de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares realizadas en 1973, 1980 y 1990. El ámbito poblacional es idéntico en las EBPF de 1973-74, 1980-81 y 1990-91, es decir, las unidades de análisis son los hogares privados que residen en viviendas familiares principales, investigándose todas las personas que resultan ser miembros del hogar. El ámbito geográfico es casi común en las tres encuestas, con la única excepción de la exclusión de Ceuta y Melilla en la EBPF de 1973-74. El ámbito temporal es en las tres encuestas un periodo continuo de doce meses, idéntico para las EBPF de 1980-81 y 1990-91 y con un desfase de un trimestre para la de 1973-74. En ninguno de los tres casos este periodo coincide con el año de calendario que comienza el 1 de enero y termina el 31 de diciembre. Sin embargo, se considera que los datos de las EBPF se refieren al año en el que se realizan la mayor parte de las observaciones. Esta asignación es más fácil de admitir para las encuestas de 1990-91 y 1980-81 que comenzaron en abril, y bastante más discutible para la de 1973-74 que comenzó en julio.

Para la clasificación de los hogares por categorías socioprofesionales se toman los ingresos de cada una de las personas que componen el hogar, se elige a una de ellas como sustentador principal, y luego se tienen en cuenta un conjunto de características de esta persona para clasificarla en una categoría socioprofesional, que es a su vez la que se asigna al hogar del que forma parte. Entre las características del sustentador principal que se recogen en las EBPF cabe destacar:

- Relación con la actividad económica
- Ocupación, profesión o puesto de trabajo
- Situación profesional
- Nivel de instrucción
- Rama de actividad del establecimiento donde trabaja

De este modo, el hogar en su conjunto se clasifica en la categoría socioprofesional que corresponde al sustentador principal del mismo. Después de los correspondientes ajustes, la clasificación por categorías socioprofesionales es la siguiente:

- 1) Empresarios agrarios con asalariados, y directores, gerentes y personal titulado agrario (EACA).
- 2) Empresarios agrarios sin asalariados (EASA).
- 3) Resto de activos agrarios (RAA).
- 4) Empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados (NACA).
- 5) Empresarios no agrarios sin asalariados y trabajadores independientes (NASA).
- 6) Directivos, gerentes y cuadros superiores no agrarios y profesionales de las Fuerzas Armadas (CSNA).
- 7) Cuadros medios y resto del personal administrativo, comercial y técnico (CMNA).
- 8) Contra maestres, capataces y jefes de grupo no agrarios (JNA).
- 9) Obreros no agrarios y resto de trabajadores de los servicios (ONA).
- 10) Activos no clasificables, incluso parados y no activos (OTRO).

En cuanto a la clasificación por Tamaño de Hábitat, se consideran cuatro grupos:

- 1) Municipios de hasta 2000 habitantes (TIPO 1).
- 2) Municipios de 2001 hasta 10000 habitantes (TIPO 2).
- 3) Municipios de 10001 hasta 50000 habitantes, excepto capitales (TIPO 3SC)
- 4) Municipios de más de 50000 habitantes y capitales (TIPO 4CC).

Para nuestro estudio hemos utilizado los datos correspondientes a la renta "per capita" disponible en 1973, 1980 y 1990, en pesetas constantes del año base 1986, teniendo en cuenta las aclaraciones anteriores.

5. AJUSTE DE DISTRIBUCIONES: MEDIDAS DE BONDAD DE AJUSTE

Comenzaremos con un breve comentario relativo a la bondad de ajuste de las dos familias analizadas. Como criterio de bondad de ajuste se ha elegido la suma de los

cuadrados de los residuos (analizando su media y su coeficiente de variación). Los resultados obtenidos referentes a los años 1973, 1980 y 1990 se encuentran en las Tablas 1, 2 y 3.

**Tabla 1. Suma de los Cuadrados de los Residuos (en miles).
Comunidades Autónomas**

COMUNIDADES AUTÓNOMAS	1973		1980		1990	
	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$
España	0,005	0,003	0,000	0,007	0,001	0,003
Andalucía	0,006	0,001	0,002	0,004	0,012	0,036
Aragón	0,031	0,068	0,003	0,002	0,028	0,047
Asturias	0,007	0,004	0,004	0,005	0,075	0,070
Baleares	0,017	0,026	0,127	0,075	0,024	0,020
Canarias	0,026	0,006	0,013	0,002	0,029	0,010
Cantabria	0,134	0,183	0,010	0,029	0,012	0,004
Castilla-León	0,009	0,028	0,011	0,001	0,031	0,013
Castilla-La Mancha	0,017	0,017	0,037	0,073	0,044	0,076
Cataluña	0,005	0,003	0,058	0,096	0,015	0,004
C. Madrid	0,047	0,015	0,086	0,039	0,008	0,027
C. Valenciana	0,001	0,004	0,030	0,061	0,003	0,010
Extremadura	0,009	0,001	0,015	0,003	0,002	0,009
Galicia	0,016	0,004	0,006	0,022	0,004	0,007
Murcia	0,057	0,097	0,099	0,057	0,009	0,014
Navarra	0,009	0,024	0,035	0,023	0,007	0,004
País Vasco	0,020	0,045	0,266	0,238	0,220	0,206
Rioja	0,068	0,100	0,009	0,003	0,005	0,008
Ceuta y Melilla	---	---	0,129	0,095	0,029	0,029
MEDIA	0,027	0,035	0,049	0,044	0,029	0,031
COEF. VARIACIÓN	1,186	1,349	1,326	1,277	1,641	1,472

**Tabla 2. Suma de los Cuadrados de los Residuos (en miles).
Categorías Profesionales.**

CATEGORÍAS PROFESIONALES	1973		1980		1990	
	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$
EACA	0,046	0,015	0,027	0,012	0,186	0,130
EASA	0,087	0,052	0,129	0,082	0,019	0,030
RAA	0,100	0,081	0,103	0,067	0,011	0,026
NACA	0,124	0,058	0,064	0,024	0,007	0,012
NASA	0,012	0,015	0,004	0,015	0,016	0,007
CSNA	0,050	0,023	0,146	0,092	0,053	0,030
CMNA	0,055	0,027	0,026	0,012	0,006	0,003
JNA	0,024	0,014	0,029	0,018	0,019	0,012
ONA	0,033	0,017	0,028	0,015	0,029	0,015
OTRO	0,012	0,006	0,096	0,172	0,009	0,029
MEDIA	0,054	0,031	0,065	0,051	0,035	0,029
COEF.VARIACIÓN	0,665	0,755	0,727	0,982	1,466	1,190

Tabla 3. Suma de los Cuadrados de los Residuos (en miles). Clases de Hábitat.

CLASES DE HÁBITAT	1973		1980		1990	
	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$	$L_1(p; k, \alpha)$	$L_2(p; k, \gamma)$
TIPO1	0,057	0,026	0,112	0,182	0,007	0,016
TIPO2	0,013	0,005	0,009	0,029	0,011	0,028
TIPO3SC	0,014	0,002	0,009	0,002	0,001	0,005
TIPO4CC	0,001	0,007	0,017	0,002	0,000	0,004
MEDIA	0,021	0,010	0,037	0,054	0,005	0,013
COEF.VARIACIÓN	1,011	0,951	1,179	1,391	0,897	0,723

Si se observan los valores de las sumas de los cuadrados de los residuos, tanto en lo relativo a los datos a nivel autonómico, como en las categorías socioprofesionales y clases de hábitat, ambas familias dan lugar a ajustes muy aceptables. Si comparamos las dos formas funcionales propuestas, no parece existir una superioridad de una de las curvas sobre la otra, según indican los coeficientes de variación.

6. DOMINACIÓN ESTOCÁSTICA BASADA EN CURVAS DE LORENZ GENERALIZADAS

Con el objetivo de determinar si la distribución de la renta durante los años 1973 a 1990 ha experimentado una mejora en el nivel de bienestar nacional hemos obtenido las curvas de Lorenz Generalizadas (Shorrocks, 1983; Thistle 1989) en los tres periodos considerados. Se puede probar que a nivel nacional se produce una dominación de la curva de un período con la del otro, de donde concluye que en términos del nivel de vida renta la situación ha mejorado. Una de las ventajas de trabajar con este tipo de curvas es que el porcentaje de comparaciones no resueltas es mucho menor. Esta misma propiedad se cumple con la familia de Pareto Generalizada (Sarabia y Pascual (2000)). Un análisis más amplio de la dominación estocástica se ha presentado en las IV Jornadas de Política Económica celebradas en Santa Cruz de Tenerife los días 4 y 5 de Diciembre de 2000.

7. MEDIDAS DE DESIGUALDAD, POBREZA Y DESARROLLO

A continuación analizaremos la desigualdad en las distribuciones de renta "per cápita" para los diferentes grupos considerados. De este modo, centramos nuestra atención en el análisis transversal de la desigualdad registrada utilizando distintas familias paramétricas. Aunque las medidas de desigualdad permiten la ordenación completa de diferentes distribuciones de renta según el grado de desigualdad registrado, pueden ser incompatibles con determinados criterios.

Las medidas de desigualdad que se han propuesto en la literatura económica pueden agruparse en dos grandes categorías interrelacionadas. En primer lugar, las medidas que pretenden analizar la desigualdad de una manera objetiva, utilizando para ello alguna medida de variación relativa de la renta. En segundo lugar, y no por ello menos importantes, aquellos indicadores que analizan la desigualdad en términos del bienestar social.

Las medidas de desigualdad objetivas permiten la ordenación completa de diferentes distribuciones de renta según el grado de desigualdad registrado, si bien pueden ser incompatibles con determinados criterios. Los criterios seguidos para la selección de las medidas de desigualdad pueden sintetizarse en una formulación lo más simple posible pero sin olvidar que dichas medidas han de verificar unos axiomas básicos como son el axioma de simetría o imparcialidad, el principio de transferencias de Pigou-Dalton, el axioma de normalización y el de descomponibilidad. En lo que sigue suponemos que la distribución de la renta viene sintetizada en una curva de Lorenz paramétrica $L(p; \theta)$. A continuación se incluyen los índices utilizados:

1. **Índice de Gini.** En el caso de la familia de curvas de Lorenz de Pareto Generalizada los diferentes índices vienen dados por:

$$G_0(k) = \frac{1-k}{1+k},$$

$$G_1(k, \alpha) = 1 - 2[B(\alpha + 1, 1) - B(\alpha + 1, k + 1)],$$

$$G_2(k, \gamma) = 1 - \frac{2}{k} B(1/k, \gamma + 1),$$

$$G_3(k, \alpha, \gamma) = 1 - 2 \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Gamma(i - \gamma)}{\Gamma(i + 1)\Gamma(-\gamma)} B(\alpha + 1, ki + 1).$$

donde $B()$ y $\Gamma()$ representan la función Beta y Gamma, respectivamente.

2. **Índice de Theil de orden 1:**

$$T_1 = E \left[\frac{X}{\mu} \log \left(\frac{X}{\mu} \right) \right].$$

3. **Índices de Atkinson de órdenes $k=0.5$** (con escasa aversión a la desigualdad), **$k=1$** (con una aversión media a la desigualdad) y **$k=2$** (con alta aversión a la desigualdad).

$$A_k = 1 - \frac{1}{\mu} [E(X^{1-k})]^{1/(1-k)} \text{ si } k \neq 1 \text{ y}$$

$$A_1 = 1 - \frac{\exp\{E[\log(X)]\}}{\mu}.$$

4. **Indicador de desarrollo:**

$$D_u = \mu_u (1 - G_u(\theta)),$$

donde μ_u y $G_u(\theta)$ representan, respectivamente, la renta media y el índice de Gini de la comunidad i -ésima en el año t . Este indicador fue propuesto por Sen (1973) y puede utilizarse como una función de bienestar tal y como hemos comentado anteriormente.

5. **Índice de pobreza.** Como indicador se ha elegido el porcentaje de población correspondiente a la mitad de la renta nacional media familiar. Este valor puede

obtenerse fácilmente a partir de la curva de Lorenz, teniendo en cuenta su relación con la función de distribución subyacente.

8. EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD Y LA POBREZA

El siguiente objetivo en nuestro estudio es cuantificar la desigualdad existente en la distribución de la renta per cápita, para ello hemos obtenido los indicadores de desigualdad antes mencionados para cada uno de los instantes temporales analizados y para las curvas $L_1(p; k, \alpha)$ y $L_2(p; k, \gamma)$. Dichos valores se muestran en las Tablas 4-14.

Tabla 4: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_1(p; k, \alpha)$ por Comunidades Autónomas.

$L_1(p; k, \alpha)$	Índice de Pobreza			Gini			Desarrollo		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
España	0,237	0,224	0,196	0,383	0,372	0,347	342847,7	367437,0	455720,7
Andalucía	0,407	0,355	0,315	0,404	0,379	0,363	257675,6	290159,7	369130,4
Aragón	0,199	0,170	0,167	0,394	0,370	0,301	362862,6	411792,8	459202,3
Asturias	0,178	0,200	0,133	0,326	0,342	0,287	365524,9	388246,1	495199,9
Baleares	0,107	0,156	0,142	0,304	0,369	0,321	420267,6	438242,9	515641,1
Canarias	0,243	0,336	0,279	0,380	0,378	0,347	339655,8	301429,9	390161,6
Cantabria	0,166	0,161	0,199	0,364	0,364	0,316	366095,5	410676,0	442093,6
Castilla-León	0,349	0,220	0,203	0,423	0,366	0,340	286678,5	369814,2	444978,0
C. Mancha	0,357	0,379	0,324	0,396	0,368	0,351	279436,0	284377,6	366169,7
Cataluña	0,112	0,128	0,103	0,320	0,351	0,330	429457,0	426054,9	569867,3
C. Madrid	0,127	0,154	0,100	0,408	0,388	0,364	449441,8	447731,9	559588,2
C. Valenciana	0,196	0,213	0,186	0,345	0,367	0,314	354267,8	367627,6	445582,9
Extremadura	0,470	0,444	0,365	0,408	0,367	0,340	232387,5	253440,8	339103,2
Galicia	0,282	0,232	0,220	0,361	0,350	0,320	309850,8	354867,9	422276,6
Murcia	0,404	0,244	0,300	0,400	0,351	0,378	269618,8	348005,6	381413,4
Navarra	0,152	0,164	0,089	0,325	0,349	0,292	382807,0	442888,2	579857,9
País Vasco	0,111	0,110	0,137	0,354	0,286	0,311	420979,7	471637,0	531732,1
Rioja	0,161	0,135	0,169	0,352	0,288	0,319	378831,3	423194,7	461490,4
Ceuta y Melilla	---	0,283	0,361	---	0,367	0,395	---	327706,1	343438,1

Tabla 5: Medidas de Desigualdad para la curva $L_1(p; k, \alpha)$ por Comunidades Autónomas.

$L_1(p; k, \alpha)$	Theil			Atkinson 0.5			Atkinson 1			Atkinson 2		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
España	0,296	0,274	0,231	0,126	0,118	0,102	0,224	0,212	0,187	0,390	0,374	0,337
Andalucía	0,344	0,280	0,258	0,141	0,122	0,112	0,245	0,222	0,204	0,412	0,400	0,363
Aragón	0,350	0,274	0,168	0,137	0,117	0,076	0,230	0,209	0,143	0,364	0,363	0,261
Asturias	0,203	0,209	0,148	0,090	0,098	0,069	0,166	0,189	0,132	0,296	0,373	0,249
Baleares	0,175	0,263	0,186	0,078	0,116	0,087	0,145	0,212	0,164	0,259	0,383	0,315
Canarias	0,286	0,292	0,219	0,123	0,123	0,102	0,223	0,217	0,193	0,395	0,370	0,374
Cantabria	0,305	0,271	0,182	0,119	0,114	0,084	0,198	0,201	0,158	0,306	0,339	0,298
C. León	0,406	0,262	0,222	0,157	0,114	0,098	0,263	0,207	0,180	0,417	0,368	0,323
C. Mancha	0,332	0,285	0,261	0,136	0,118	0,107	0,236	0,205	0,186	0,394	0,339	0,303
Cataluña	0,193	0,258	0,206	0,087	0,107	0,092	0,160	0,186	0,170	0,288	0,306	0,307
C. Madrid	0,365	0,301	0,283	0,145	0,129	0,116	0,247	0,230	0,200	0,403	0,405	0,326
C. Valenc.	0,240	0,283	0,186	0,102	0,117	0,083	0,182	0,204	0,154	0,310	0,337	0,276
Extremadura	0,348	0,263	0,222	0,143	0,115	0,098	0,251	0,208	0,179	0,426	0,371	0,321
Galicia	0,266	0,236	0,193	0,112	0,104	0,087	0,198	0,189	0,161	0,336	0,339	0,293
Murcia	0,387	0,236	0,286	0,144	0,104	0,122	0,235	0,191	0,219	0,353	0,346	0,383
Navarra	0,205	0,242	0,151	0,090	0,104	0,071	0,163	0,187	0,137	0,287	0,323	0,262
País Vasco	0,266	0,140	0,168	0,109	0,068	0,081	0,189	0,136	0,159	0,308	0,281	0,322
Rioja	0,259	0,145	0,196	0,108	0,069	0,087	0,188	0,135	0,158	0,311	0,266	0,280
Ceuta y Melilla	---	0,264	0,300	---	0,115	0,133	---	0,208	0,245	---	0,371	0,456

Tabla 6: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_2(p; k, \gamma)$ por Comunidades Autónomas.

$L_2(p; k, \gamma)$	Índice de Pobreza			Gini			Desarrollo		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
España	0,240	0,226	0,197	0,382	0,371	0,347	343377,9	367977,0	456271,6
Andalucía	0,414	0,361	0,319	0,403	0,378	0,362	258143,3	290607,9	369644,7
Aragón	0,200	0,170	0,167	0,393	0,369	0,301	363441,2	412384,0	459521,6
Asturias	0,179	0,200	0,132	0,326	0,341	0,287	365877,0	388638,8	495496,0
Baleares	0,105	0,155	0,141	0,304	0,368	0,320	420588,4	438784,1	516112,7
Canarias	0,245	0,342	0,282	0,379	0,377	0,347	340196,2	301905,7	390599,1
Cantabria	0,166	0,160	0,199	0,363	0,363	0,315	366521,1	411216,0	442460,6
Castilla-León	0,357	0,221	0,204	0,421	0,365	0,340	287268,3	370335,6	445431,4
C. Mancha	0,363	0,385	0,329	0,395	0,367	0,350	279937,3	284797,6	366583,0
Cataluña	0,110	0,126	0,101	0,319	0,350	0,329	429847,8	426573,2	570434,5
C. Madrid	0,124	0,152	0,097	0,407	0,387	0,363	450277,7	448617,7	560331,9
C. Valenciana	0,197	0,214	0,187	0,344	0,366	0,313	354685,9	368147,7	445975,1
Extremadura	0,477	0,449	0,370	0,407	0,366	0,339	232832,5	253803,6	339503,5
Galicia	0,286	0,234	0,222	0,360	0,349	0,320	310243,6	355337,8	422662,5
Murcia	0,410	0,246	0,305	0,399	0,350	0,377	270030,7	348427,6	382005,9
Navarra	0,152	0,126	0,088	0,324	0,348	0,291	383186,3	443390,2	580193,6
País Vasco	0,109	0,108	0,136	0,353	0,286	0,310	421491,0	471823,9	532097,1
Rioja	0,182	0,134	0,241	0,364	0,288	0,367	371861,6	423456,3	429534,3
Ceuta y Melilla	---	0,276	0,366	---	0,359	0,394	---	331873,7	344034,7

Tabla 7: Medidas de Desigualdad para la curva $L_2(p; k, \gamma)$ por Comunidades Autónomas.

$L_2(p; k, \gamma)$	Theil			Atkinson 0.5			Atkinson 1			Atkinson 2		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
España	0,282	0,262	0,223	0,123	0,115	0,100	0,220	0,209	0,184	0,379	0,365	0,330
Andalucía	0,326	0,267	0,247	0,137	0,119	0,110	0,241	0,218	0,200	0,401	0,388	0,354
Aragón	0,333	0,262	0,163	0,134	0,114	0,075	0,227	0,205	0,141	0,357	0,354	0,257
Asturias	0,197	0,203	0,145	0,089	0,096	0,068	0,163	0,186	0,130	0,291	0,363	0,246
Baleares	0,170	0,253	0,181	0,077	0,113	0,085	0,143	0,208	0,162	0,255	0,373	0,308
Canarias	0,273	0,279	0,212	0,120	0,120	0,100	0,219	0,213	0,190	0,384	0,361	0,364
Cantabria	0,294	0,260	0,177	0,117	0,111	0,082	0,196	0,197	0,156	0,303	0,332	0,292
C. León	0,382	0,251	0,214	0,153	0,111	0,096	0,258	0,203	0,177	0,407	0,359	0,317
C. Mancha	0,315	0,272	0,251	0,132	0,115	0,105	0,232	0,201	0,183	0,384	0,332	0,298
Cataluña	0,187	0,248	0,199	0,085	0,105	0,090	0,157	0,183	0,167	0,283	0,301	0,301
C. Madrid	0,344	0,287	0,271	0,141	0,125	0,113	0,243	0,226	0,197	0,393	0,393	0,321
C. Valenc.	0,231	0,271	0,181	0,100	0,114	0,082	0,179	0,201	0,152	0,304	0,331	0,272
Extremadura	0,329	0,252	0,214	0,140	0,112	0,096	0,246	0,204	0,177	0,414	0,361	0,314
Galicia	0,255	0,227	0,187	0,110	0,102	0,085	0,195	0,186	0,158	0,330	0,332	0,287
Murcia	0,370	0,227	0,273	0,141	0,102	0,119	0,232	0,188	0,215	0,348	0,338	0,373
Navarra	0,198	0,233	0,148	0,088	0,102	0,070	0,161	0,184	0,135	0,282	0,317	0,258
País Vasco	0,255	0,137	0,165	0,107	0,068	0,080	0,186	0,134	0,157	0,304	0,276	0,315
Rioja	0,265	0,142	0,245	0,113	0,068	0,112	0,199	0,133	0,208	0,331	0,262	0,384
Ceuta y Melilla	---	0,246	0,286	---	0,108	0,129	---	0,196	0,240	---	0,341	0,440

Tabla 8: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_1(p; k, \alpha)$ por Categorías Socioprofesionales*.

$L_1(p; k, \alpha)$	Índice de Pobreza			Gini			Desarrollo		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
EACA	0,370	0,213	0,182	0,391	0,428	0,375	272695,3	383562,8	515587,5
EASA	0,374	0,344	0,258	0,337	0,352	0,314	262805,8	291006,9	397079,0
RAA	0,459	0,486	0,337	0,328	0,329	0,330	230582,6	234900,9	350392,9
NACA	0,107	0,110	0,127	0,428	0,405	0,365	507594,4	542412,2	555054,0
NASA	0,212	0,243	0,213	0,347	0,348	0,334	349806,9	347412,1	437905,8
CSNA	0,073	0,083	0,067	0,408	0,370	0,337	608578,0	600947,3	730354,9
CMNA	0,096	0,096	0,089	0,339	0,318	0,322	475142,2	488785,9	565943,2
JNA	0,092	0,083	0,054	0,308	0,262	0,249	472755,2	457497,4	614515,8
ONA	0,212	0,216	0,208	0,308	0,287	0,302	342034,9	349311,3	428219,4
OTRO	0,260	0,249	0,215	0,432	0,425	0,346	341008,3	359476,9	441159,0

Tabla 9: Medidas de Desigualdad para la curva $L_1(p; k, \alpha)$ por Categorías Socioprofesionales*.

$L_1(p; k, \alpha)$	Theil			Atkinson 0.5			Atkinson 1			Atkinson 2		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
EACA	0,318	0,428	0,255	0,132	0,162	0,119	0,231	0,268	0,228	0,390	0,417	0,458
EASA	0,207	0,224	0,173	0,095	0,104	0,083	0,181	0,199	0,161	0,345	0,390	0,323
RAA	0,193	0,195	0,202	0,091	0,091	0,092	0,174	0,174	0,172	0,343	0,337	0,321
NACA	0,404	0,331	0,263	0,159	0,140	0,114	0,272	0,250	0,205	0,444	0,440	0,361
NASA	0,232	0,234	0,206	0,102	0,103	0,094	0,186	0,188	0,177	0,333	0,335	0,331
CSNA	0,343	0,260	0,207	0,143	0,116	0,095	0,252	0,215	0,180	0,435	0,401	0,344
CMNA	0,219	0,186	0,203	0,097	0,085	0,089	0,179	0,160	0,160	0,323	0,297	0,280
JNA	0,170	0,122	0,107	0,079	0,057	0,052	0,151	0,110	0,100	0,290	0,209	0,196
ONA	0,169	0,144	0,164	0,079	0,069	0,076	0,152	0,133	0,146	0,295	0,259	0,277
OTRO	0,397	0,410	0,224	0,161	0,159	0,101	0,280	0,266	0,189	0,475	0,424	0,351

Tabla 10: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_2(p; k, \gamma)$ por Categorías Socioprofesionales*.

$L_2(p; k, \gamma)$	Índice de Pobreza			Gini			Desarrollo		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
EACA	0,376	0,216	0,183	0,390	0,427	0,374	273151,5	384357,4	516266,5
EASA	0,379	0,347	0,259	0,336	0,351	0,314	263047,9	291324,3	397414,2
RAA	0,463	0,506	0,341	0,328	0,343	0,330	230778,6	230181,9	350763,5
NACA	0,102	0,106	0,124	0,427	0,404	0,364	508636,3	543440,9	555826,0
NASA	0,213	0,245	0,214	0,346	0,347	0,334	350219,2	347818,7	438336,6
CSNA	0,068	0,079	0,064	0,407	0,370	0,337	609785,9	601746,3	730291,1
CMNA	0,093	0,094	0,086	0,338	0,317	0,322	475631,1	489217,3	566452,6
JNA	0,090	0,082	0,053	0,307	0,262	0,249	473100,7	457699,0	614783,3
ONA	0,212	0,217	0,209	0,307	0,286	0,302	342299,2	349516,4	428532,9
OTRO	0,264	0,253	0,216	0,430	0,424	0,346	341821,8	360281,4	441680,0

Tabla 11: Medidas de Desigualdad para la curva $L_2(p; k, \gamma)$ por Categorías Socioprofesionales*.

$L_2(p; k, \gamma)$	Theil			Atkinson 0.5			Atkinson 1			Atkinson 2		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
EACA	0,302	0,402	0,246	0,128	0,158	0,116	0,227	0,263	0,224	0,380	0,408	0,442
EASA	0,201	0,217	0,169	0,094	0,102	0,081	0,178	0,196	0,159	0,337	0,379	0,316
RAA	0,187	0,209	0,196	0,089	0,097	0,090	0,172	0,184	0,170	0,335	0,347	0,314
NACA	0,379	0,314	0,252	0,155	0,136	0,111	0,267	0,245	0,201	0,432	0,426	0,352
NASA	0,224	0,225	0,200	0,100	0,101	0,092	0,183	0,185	0,174	0,326	0,328	0,324
CSNA	0,325	0,250	0,202	0,139	0,114	0,094	0,247	0,212	0,178	0,422	0,389	0,337
CMNA	0,211	0,181	0,196	0,095	0,084	0,087	0,176	0,157	0,158	0,316	0,291	0,275
JNA	0,165	0,120	0,106	0,078	0,057	0,051	0,149	0,109	0,099	0,284	0,206	0,194
ONA	0,165	0,141	0,160	0,078	0,068	0,075	0,150	0,131	0,144	0,289	0,255	0,272
OTRO	0,372	0,386	0,216	0,156	0,154	0,099	0,274	0,261	0,186	0,458	0,413	0,343

* NOTA: Las abreviaturas anteriores hacen referencia a las siguientes categorías socioprofesionales:

EACA: Empresarios agrarios con asalariados, y directores, gerentes y personal titulado agrario

EASA: Empresarios agrarios sin asalariados

RAA: Resto de activos agrarios

NACA: Empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados

NASA: Empresarios no agrarios sin asalariados y trabajadores independientes

CSNA: Directivos, gerentes y cuadros superiores no agrarios y profesionales de las Fuerzas Armadas

CMNA: Cuadros medios y resto del personal administrativo, comercial y técnico

JNA: Contramaestres, capataces y jefes de grupo no agrarios

ONA: Obreros no agrarios y resto de trabajadores de los servicios

OTRO: Activos no clasificables, incluso parados y no activos

Tabla 12: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_1(p; k, \alpha)$ por Clases de Hábitat**.

$L_1(p; k, \alpha)$	Índice de Pobreza			Gini			Desarrollo		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
TIPO1	0,365	0,372	0,273	0,359	0,407	0,304	268085,4	291515,6	382442,9
TIPO2	0,358	0,328	0,258	0,372	0,365	0,337	275499,5	302118,4	399970,1
TIPO3SC	0,261	0,270	0,226	0,355	0,344	0,339	321499,3	331011,9	424470,3
TIPO4CC	0,153	0,155	0,159	0,389	0,368	0,353	410374,1	431637,3	503123,8

Tabla 13: Medidas de Desigualdad para la curva $L_1(p; k, \alpha)$ por Clases de Hábitat.

$L_1(p; k, \alpha)$	Theil			Atkinson 0.5			Atkinson 1			Atkinson 2		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
TIPO1	0,240	0,376	0,170	0,109	0,146	0,078	0,205	0,244	0,146	0,388	0,384	0,269
TIPO2	0,276	0,256	0,218	0,118	0,113	0,096	0,212	0,207	0,176	0,370	0,377	0,314
TIPO3SC	0,240	0,218	0,220	0,107	0,100	0,097	0,196	0,188	0,178	0,355	0,355	0,320
TIPO4CC	0,319	0,267	0,240	0,131	0,115	0,106	0,228	0,208	0,194	0,379	0,368	0,349

Tabla 14: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_2(p; k, \gamma)$ por Clases de Hábitat**.

$L_2(p; k, \gamma)$	Índice de Pobreza			Gini			Desarrollo		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
TIPO1	0,370	0,379	0,275	0,358	0,405	0,303	268420,9	292082,1	382727,5
TIPO2	0,363	0,333	0,260	0,371	0,364	0,336	275903,1	302544,8	400367,6
TIPO3SC	0,263	0,273	0,228	0,354	0,343	0,338	321903,3	331367,7	424894,1
TIPO4CC	0,156	0,154	0,158	0,388	0,367	0,352	411038,4	432226,7	503761,7

Tabla 15: Medidas de Desigualdad para la curva $L_2(p; k, \gamma)$ por Clases de Hábitat**.

$L_2(p; k, \gamma)$	Theil			Atkinson 0.5			Atkinson 1			Atkinson 2		
	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990
TIPO1	0,231	0,356	0,165	0,107	0,142	0,076	0,201	0,240	0,144	0,377	0,376	0,265
TIPO2	0,264	0,246	0,210	0,116	0,111	0,094	0,208	0,204	0,173	0,361	0,367	0,308
TIPO3SC	0,231	0,211	0,212	0,104	0,098	0,095	0,192	0,185	0,176	0,347	0,346	0,313
TIPO4CC	0,304	0,256	0,231	0,128	0,113	0,104	0,224	0,205	0,191	0,370	0,359	0,341

** NOTA: Las abreviaturas anteriores hacen referencia a las siguientes clases de hábitat:

Tipo 1: Municipios de hasta 2000 habitantes

Tipo 2: Municipios de 2001 hasta 10000 habitantes

Tipo 3SC: Municipios de 10001 hasta 50000 habitantes, excepto capitales

Tipo 4CC: Municipios de más de 50000 habitantes y capitales

Como primer aspecto vamos a comparar los índices de Gini teóricos con los muestrales que aparecen en el trabajo de Callealta, Casas y Núñez (1996). En prácticamente la totalidad de los casos los valores teóricos son ligeramente inferiores a los correspondientes muestrales. Este hecho es consistente con el modelo teórico de Chakravarty y Eichhorn (1994) que relaciona muestra y población en el caso de medidas de desigualdad simétricas y que verifiquen el principio de transferencias de Pigou-Dalton.

Si atendemos al índice de Gini, el dato básico para España es 0.347 en 1990, lo que supone una disminución del 9.3 por ciento durante el periodo analizado. Dicha desigualdad se ha visto reducida en todas las Comunidades Autónomas durante el periodo 73-90, excepto en Baleares y Cataluña, con tasas de variación del 5 y 3.1 por ciento, respectivamente. Hay que señalar que estas Comunidades se encuentran entre las de mayor nivel de renta en 1990, situándose en los puestos quinto y segundo, respectivamente. Las cuatro Comunidades donde más se ha reducido el índice de Gini fueron Aragón, Castilla-León, Galicia y Cantabria.

En lo referente al umbral de pobreza, la estimación para España se sitúa en un 19.6 por ciento lo que supone una reducción de un 17.8 por ciento desde 1973. Los mayores niveles de pobreza durante 1990 se sitúan en Extremadura, Castilla La Mancha y Andalucía. Las Comunidades donde más se ha reducido el nivel de pobreza durante el periodo 73-90 han sido, en este orden, Navarra, Castilla-León, Asturias y Andalucía. En aquellas comunidades donde la desigualdad de la renta ha disminuido, mientras que ha aumentado el nivel de pobreza se dice que se ha producido una polarización en la distribución de la renta. Durante el periodo 73-90 se ha producido este fenómeno en las Comunidades de Canarias, Cantabria, País Vasco y La Rioja. Si atendemos al periodo 80-90, Cantabria es la única Comunidad que ha sufrido polarización.

Las Comunidades que durante 1990 han alcanzado mayores valores en el índice de desarrollo han sido Navarra, Cataluña, Madrid, País Vasco y Baleares. Por otro lado, las Comunidades de Castilla-León, Navarra, Extremadura y Andalucía han experimentado los mayores niveles de crecimiento del índice de desarrollo durante el periodo 73-90.

Tal y como hemos señalado anteriormente, mediante el índice de desarrollo podemos comparar el nivel de vida-renta de cada Comunidad con el nacional. Las Comunidades que en 1973 tenían un mayor nivel de vida-renta que el nacional fueron Aragón, Asturias, Baleares, Cantabria, Cataluña, Madrid, País Vasco y La Rioja, si consideramos $L_1(p; k, \alpha)$. Si tenemos en cuenta $L_2(p; k, \gamma)$, a esta lista habría que añadir la Comunidad Valenciana. Las Comunidades con menor nivel de vida-renta fueron Andalucía y Extremadura.

En 1980, existe unanimidad en ambas familias y las Comunidades que tenían un mayor nivel de vida-renta que el nacional fueron Aragón, Asturias, Baleares, Cantabria, Castilla-León, Cataluña, Madrid, Comunidad Valenciana, Navarra, País Vasco y La Rioja. En este año, las Comunidades con menor nivel de vida-renta fueron Extremadura

y Castilla La Mancha. En 1990, las Comunidades con un nivel de vida-renta superior al nacional son para ambas familias Aragón, Baleares, Cataluña, Madrid, País Vasco y La Rioja y las de menor nivel de vida-renta fueron de nuevo Extremadura y Castilla La Mancha.

Si analizamos el índice de Gini para completar la comparación anterior entre la desigualdad de la renta en las Comunidades Autónomas y la nacional, obtenemos que en 1973, las Comunidades más desiguales que España fueron Andalucía, Aragón, Castilla-León, Castilla La Mancha, Madrid y Navarra. En 1980 fueron Andalucía, Canarias y Madrid, y en 1990, Andalucía, Canarias, Castilla-La Mancha, Madrid, Murcia y Ceuta y Melilla. Considerando $L_2(p; k, \gamma)$ habría que añadir La Rioja a esta última lista.

A continuación, analizamos la desigualdad en la distribución de la renta per cápita de las Categorías Socioprofesionales definidas. En líneas generales se puede apreciar una evolución continuada hacia una menor desigualdad en la distribución de la renta. En cuanto a las categorías que presentan un nivel de vida-renta superior al nacional son los "Empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados" (NACA), los "Directivos, gerentes y cuadros superiores no agrarios y profesionales liberales de las Fuerzas Armadas" (CSNA), los "Cuadros medios y resto del personal administrativo, comercial y técnico" (CMNA) y los "Contraejes, capataces y jefes de grupo no agrarios" (JNA) en 1973, los "Empresarios agrarios con asalariados, y directores, gerentes y personal titulado agrario" (EACA), los "Empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados" (NACA), los "Directivos, gerentes y cuadros superiores no agrarios y profesionales liberales de las Fuerzas Armadas" (CSNA), los "Cuadros medios y resto del personal administrativo, comercial y técnico" (CMNA) y los "Contraejes, capataces y jefes de grupo no agrarios" (JNA) en 1980 y los "Empresarios agrarios con asalariados, y directores, gerentes y personal titulado agrario" (EACA), los "Empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados" (NACA), los "Directivos, gerentes y cuadros superiores no agrarios y profesionales liberales de las Fuerzas Armadas" (CSNA), los "Cuadros medios y resto del personal administrativo, comercial y técnico" (CMNA) y los "Contraejes, capataces y jefes de grupo no agrarios" (JNA) en 1990 para las dos familias analizadas.

Las categorías con mayor desigualdad según el índice de Gini son los "Directivos, gerentes y cuadros superiores no agrarios y profesionales liberales de las Fuerzas Armadas" (CSNA) y los "Activos no clasificables, incluso parados y no activos" (OTRO) en 1973, los "Empresarios agrarios con asalariados, y directores, gerentes y personal titulado agrario" (EACA) y los "Activos no clasificables, incluso parados y no activos" (OTRO) en 1980 y los "Empresarios agrarios con asalariados, y directores, gerentes y personal titulado agrario" (EACA) y los "Empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados" (NACA) en 1990.

En cuanto a las cuatro clases de hábitat consideradas, tanto en 1973 como en 1980 y 1990 sólo los "Municipios de más de 50000 habitantes y capitales" (TIPO4CC)

tuvieron un nivel de vida renta mayor que el nacional. Aunque desde 1973 a 1980 se produjo un ligero aumento de la desigualdad en los "Municipios de hasta 2000 habitantes" (TIPO1), en términos globales podemos afirmar que desde 1973 hasta 1990 se ha producido una disminución de la desigualdad en todas las clases de hábitat.

9. CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza la desigualdad en la distribución personal de la renta en España, durante los años 1973, 1980 y 1990 usando los datos corregidos de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, propuestos por Casas, Callealta y Nuñez (1996). Se trabaja con la jerarquía de curvas de Lorenz de Pareto Generalizada, propuesta por Sarabia, Castillo y Slottje (1999). La desigualdad se analiza mediante diversos juicios de valor, usando índices de Atkinson, de Theil y de Gini, así como diversos criterios de dominación estocástica. Se incluyen índices de pobreza, así como medidas del nivel de desarrollo.

Con objeto de estudiar la sensibilidad de los resultados respecto a la forma funcional, se ha trabajado con dos familias biparamétricas de la jerarquía, que coinciden con las propuestas de Ortega et al. (1991) y Rasche et al. (1980). Los resultados son muy similares lo que prueba la estabilidad de los modelos. En consecuencia, las curvas propuestas pueden ser usadas con toda fiabilidad como modelos teóricos para la distribución subyacente de renta. En términos globales podemos afirmar que desde 1973 hasta 1990 se ha producido una disminución de la desigualdad tanto a nivel autonómico como por categorías socioprofesionales y clases de hábitat, siendo más acentuada esta disminución en la década de los 80.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Atkinson, A. (1970). On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Arnold, B.C. (1987). *Majorization and the Lorenz Curve: A Brief Introduction*. Springer Verlag, New York.
- Basman, R.L., Hayes, K.J., Slottje, D.J. y Johnson, J.D. (1990). A General Functional Form for Approximating the Lorenz Curve. *Journal of Econometrics*, 43, 77-90.
- Beach, C.M. and R. Davidson (1986). Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares. *Review of Economic Studies*, 50, 723-764.
- Bishop, J., Formby, J. and P. Thistle (1992). Convergence of the South and Non-South Income Distributions, 1969-1979. *American Economic Review*, 82, 262-272.
- Callealta, F.J., Casas, J.M., Nuñez, J. (1996). Distribución de la Renta per capita Disponible en España: Descripción, Desigualdad y Modelización. En: *Distribución Personal de la Renta en España*, Cap. 5, B. Pena (director). Pirámide, Madrid.
- Chakravarty, S.R., Eichhorn, W. (1994). Measurement of Income Inequality: Observed versus True Data. En: *Models and Measurement of Welfare and Inequality*, W. Eichhorn Ed. Springer-Verlag, Berlin.

- Dasgupta, P, Sen, A. Starrett, D. (1973). Notes on the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, 6, 180-187.
- Kakwani, N.C., Podder, N. (1973). On Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observations. *International Economic Review*, 14, 278-292.
- Marshall, A.W. and Y. Olkin (1979). *Inequalities: Theory of Majorization and its Applications*. Academic Press, New York.
- Ortega, P., Martín, A., Fernández, A., Ladoux, M., García, A. (1991). A New Functional Form for Estimating Lorenz Curves. *Review of Income and Wealth*, 37, 447-452.
- Rasche, R.H., Gaffney, J., Koo, A.Y.C., Obst, N. (1980). Functional Forms for Estimating the Lorenz Curve. *Econometrica*, 48, 1061-1062.
- Ryu, H., Slottje, D. (1996). Two Flexible Functional Forms for Approximating the Lorenz Curve. *Journal of Econometrics*, 72, 251-274.
- Sarabia, J.M., Castillo, E., Slottje, D. (1999). An Ordered Family of Lorenz Curves. *Journal of Econometrics*, 91, 43-60.
- Sarabia, J.M., Pascual, M. (2000). Análisis de la Desigualdad de Renta en España (1973-1990) con Datos Corregidos de las EBPF y Curvas de Lorenz de Pareto Generalizadas. *Actas IV Jornadas de Política Económica*.
- Sen, A. (1973). *The Economics of Inequality*. Oxford University Press, Oxford.
- Shorrocks, A.F. (1983). Ranking Income Distributions. *Economica* 50, 3-17.
- Thistle, P.D. (1989). Ranking Distributions with Generalized Lorenz Curves. *Southern Economic Journal*, 56, 1-12.