XV REUNION ASEPELT-ESPAÑA
A Coruña, 21 y 22 de Junio de 2001

"Análisis de la Distribución de la Renta en España (1973-1990) con Datos Corregidos de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares mediante Curvas de Lorenz de Pareto Generalizadas"

José María Sarabia, Marta Pascual y María Sarabia
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, propuestos por Casas, Callealta y Nuñez (1996). Se estudia la necesidad de utilizar este tipo de datos, puesto que existen discrepancias entre la información contenida en estas encuestas y la Contabilidad Nacional.

En un estudio reciente, Sarabia, Castillo y Slottje (1999) proponen un método general para obtener familias jerárquicas de curvas de Lorenz, partiendo de una curva generadora inicial. La familia tiene propiedades generales de ordenación, es altamente flexible y los parámetros se interpretan en términos de medidas de desigualdad. Se ajustan los datos correspondientes a los años 1973, 1980 y 1990 por Comunidades Autónomas, clases de hábitat y categorías socio-profesionales. La desigualdad se analiza mediante diversos juicios de valor, usando índices de Atkinson y de Gini generalizados.

Palabras Clave: Curvas de Lorenz, orden de Lorenz, desigualdad, distribución personal de la renta.

Area Temática: Métodos Cuantitativos

1. INTRODUCCIÓN

Durante las últimas décadas se ha producido un creciente interés y desarrollo de la teoría estadística para inferir la dominación de una distribución (renta, salarios, etc.) sobre otra. Para este fin, se han utilizado diversos criterios, 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), Sen (1973), Dasgupta, Sen y Starret (1973), Marshall y Olkin (1979), Beach y Davidson (1986), Arnold (1987), Bishop, Formby y Thistle (1992), Sarabia, Castillo y Slottje (1999). Todos los criterios citados anteriormente suponen principios bastante generales tales como el principio de transferencias de Pigou-Dalton, anonimidad, eficiencia, equidad, etc. No obstante, cuando adoptamos una visión objetiva de la desigualdad de la renta no debemos olvidar su incidencia sobre el nivel de bienestar social.

Existen diversas maneras de analizar la desigualdad existente en una distribución dada. En este trabajo se utilizan dos hipótesis.. La primera establece que, eligiendo una adecuada forma funcional paramétrica (es decir, que cumpla una serie de propiedades deseables relacionadas con su rango, forma, parámetros, fundamentación teórica, manejabilidad analítica, etc. (Casas et al., 1996)), se pueden inferir muchas de las propiedades relativas a la desigualdad. La segunda de las hipótesis de trabajo postula que existen determinadas ordenaciones estocásticas congruentes con principios básicos de desigualdad, que dan lugar a rankings con un menor grado de ambigüedad.

El hecho de elegir una forma funcional para la distribución de rentas puede resultar restrictivo a priori. En consecuencia, ¿por qué debemos imponer una forma funcional sobre los datos y calcular los índices de desigualdad basándonos en los parámetros de esa distribución particular, cuando podemos obtenerlos directamente a partir de los datos empíricos?

Las razones son varias. En primer lugar, utilizando aproximaciones paramétricas de la curva de Lorenz podemos sintetizar miles de observaciones estimando algunos parámetros. Además hay que tener en cuenta el coste informático de almacenar toda la información y el coste en términos de tiempo, que en caso de no considerar una forma paramétrica, es considerable. Por otra parte, la información contenida en una función de densidad es enorme y nos puede proporcionar claves para determinar el por qué de cada nivel de desigualdad. Asimismo, podríamos estudiar la curtosis, simetría, cuantiles, etc. Todo ello enriquece la información disponible sobre los datos. En segundo lugar, cuando planteamos una forma paramétrica ganamos flexibilidad, sin perjuicio de poder hacer comparaciones tanto a nivel agregado como individual. Además, esta búsqueda de funciones teóricas que se ajusten a la distribución observada de rentas puede ser justificada desde varios puntos de vista (Casas et al. (1996)):

El trabajo empírico en el campo de rentas personales se enfrenta en general con datos en forma agrupada, bien porque vengan ya así, o bien por su inmanejabilidad cuando son muy numerosos. Especificando una distribución teórica que se aproxime a la distribución real de frecuencias, se obtiene un instrumento válido para interpolar dentro de cada clase de rentas.

Muchos indicadores de desigualdad se definen en términos de rentas individuales. Cuando se trabaja con datos agrupados para calcular el valor de tales medidas es necesario incluir hipótesis adicionales para las rentas dentro de las clases. Si se obtiene una buena y adecuada distribución probabilística, se pueden obtener los indicadores de desigualdad a partir de los parámetros estimados, sin necesidad de admitir igualdad de rentas dentro de las clases.

A partir de una distribución probabilística determinada, se pueden obtener relacionadamente distintas medidas de desigualdad, lo que resulta muy útil para interpretar dichas medidas.

Si tenemos una distribución probabilística que refleje fielmente el comportamiento de las rentas personales mediante parámetros cuyos valores pueden ser pronosticados, se pueden realizar simulaciones que incorporen elementos de la distribución de rentas personales. Asimismo se pueden construir modelos cuyo objetivo sea predecir variables específicas. Se debe tener en cuenta que muchas variables regionales están relacionadas con la distribución de rentas (por ejemplo bienes de consumo, demanda de vivienda, demanda de transporte,...).

La utilización de información derivada de encuestas para el estudio de la distribución personal de la renta, hace difícil el trabajo del análisis de la misma sobre todo cuando nos encontramos discontinuidades en la distribución difícilmente justificables por el propio comportamiento de las rentas en estudio. Un modelo teórico para el estudio de la distribución puede ser una solución adecuada a este problema.

Cuando estudiamos la desigualdad existente en la distribución se puede producir una cierta distorsión provocada por las ponderaciones del muestreo. De este modo, cuando analizamos diferentes indicadores de desigualdad, las ordenaciones a que 'estos conducen pueden parecer poco estables. En estos casos, un modelo teórico para la distribución de las rentas, puede suavizar estas diferencias y proporcionar ordenaciones generalmente más estables.

Cuando elegimos una adecuada forma funcional podemos analizar de manera eficiente diversas propiedades estadísticas y podemos comprobar la bondad de ajuste de una forma rigurosa y rápida. Obviamente, la forma de la curva de Lorenz depende de la especificación de la función de distribución subyacente y son muchas las formas funcionales propuestas en la literatura económica. De ahí que el problema de la especificación funcional de la curva de Lorenz siga siendo un activo campo de investigación. Algunas propuestas son: Kakwani y Podder (1973), Rasche el al. (1980), Pakes (1981), Aggarwal y Singh (1984), Gupta (1984), Arnold (1986), Arnold et al. (1987), Villaseñor y Arnold (1989), Basmann et al. (1990), Ortega et al. (1991), Chotikapanich (1993), Holm (1993), Ryu y Slottje (1996), Sarabia (1997) y Sarabia et al.(1997).

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. Por último, los resultados obtenidos y las principales conclusiones se exponen en las secciones 4 y 5.

En cuanto al análisis empírico, se han utilizado datos corregidos de la distribución de la renta en España, por Comunidades Autónomas, categorías socioprofesionales y clases de hábitat. Los resultados serán interpretados a la luz de las consideraciones de tipo teórico obtenidas con anterioridad.

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,

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

donde,

$$F_X^{-1}(x) = \inf\{y : F_X(y) \geq x\}.$$

Teorema: Sea $L(p)$ una función definida en el intervalo [0,1] con segunda derivada $L''(p)$. Entonces $L(p)$ es una curva de Lorenz si y sólo si se verifica:

$$L(0)=0;\ L(1)=1;\ L'(0^+)\geq 0;\ L''(p) \geq 0\ \forall p \in (0,1).$$

Esta caracterización de la curva de Lorenz se atribuye a Gaffney y Anstis by Pakes (1986).

A la hora de elegir un criterio de ordenación tenemos diversas opciones.

Definición: Sea $L_X(p)$ una curva de Lorenz. Llamamos curva de Lorenz Generalizada $LG_X(p)$, a:

$$LG_X(p) = \mu L_X(p).$$

Decimos que una distribución de rentas ***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,

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

3. LA FAMILIA DE CURVAS DE LORENZ DE PARETO GENERALIZADA

En esta parte del trabajo nos planteamos la generación de rentas mediante la familia de curvas de Lorenz de Pareto Generalizada, propuesta por Sarabia, Castillo y Slottje (1999). Se buscan formas funcionales que se adapten adecuadamente a la forma de las distribuciones empíricas de las rentas y que verifiquen ciertas propiedades de interés. La familia analizada se ajusta adecuadamente y es estable respecto a la forma funcional elegida. Se utilizan los datos corregidos de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, propuestos por Casas, Callealta y Nuñez (1996).

Se han utilizado inicialmente dos familias paramétricas de la jerarquía, que coinciden con las propuestas de Ortega et al. (1991) y Rasche et al. (1980), con el fin de analizar la sensibilidad de los resultados respecto a la forma funcional. Se comienza con una curva de Lorenz inicial y se va construyendo una familia con un número creciente de parámetros. A partir de los resultados obtenidos, se estudian diversos casos de dominación estocástica, así como sus implicaciones en la evolución del bienestar social. Asimismo se analiza la desigualdad mediante diversos juicios de valor, incluyendo índices de pobreza y medidas del nivel de desarrollo.

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 alternativa con ciertas ventajas.

Entre los modelos paramétricos propuestos en la literatura destacamos las propuestas de Kakwani y Podder (1973), Rasche et al. (1980), Pakes (1981), Arnold (1983), Gupta (1984), Villaseñor y Arnold (1989), Basmann et al. (1990), Ortega et al. (1991), Chotikapanich (1993), Ryu y Slottje (1996) y Sarabia et al.(1999).

3.1 Metodología

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:

$$L_1(p;\alpha) = p^{\alpha} L_0(p), (\alpha > 1) \vee (0 \le \alpha < 1, L_o'''(p) \ge 0),$$

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

$$L_3(p;\alpha,\gamma) = p^{\alpha} L_0(p)^{\gamma}, (\alpha,\gamma \ge 1) \vee (0 \le \alpha < 1, \gamma \ge 1, L_0'''(p) \ge 0).$$

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.

3.2 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,

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

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

$$L_1(p;k,\alpha) = p^{\alpha}\left[1-(1-p)^k\right] \alpha \ge 0,$$

$$L_2(p;k,\gamma) = \left[1-(1-p)^k\right]^{\gamma}, \gamma \ge 1,$$

$$L_3(p;k,\alpha,\gamma) = p^{\alpha}\left[1-(1-p)^k\right]^{\gamma}, \alpha \ge 0, \gamma \ge 1.$$

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. ANÁLISIS EMPÍRICO

4.1 Breve referencia metodológica sobre los datos

Como se ha indicado anteriormente, los datos utilizados corresponden a la distribución de la renta "per cápita" disponible de España, propuestos por Callealta, Casas y Nuñez (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.

Las declaraciones de ingresos de las familias en las EBPF están muy por debajo de la realidad. Esto se pone de manifiesto simplemente comparándolos con los resultados sobre gasto y ahorro. Además no se debe olvidar que los resultados están basados en una muestra y, por tanto, están sujetos a los errores de muestreo.

Una vez detectada la ocultación en los datos de renta, dichos autores proceden a un proceso de corrección mediante una tasa de ocultación progresiva. Los datos han sido corregidos siguiendo unas hipótesis razonables aunque lógicamente discutibles. Si bien es cierto que los errores probables cometidos al utilizar dichas hipótesis para la corrección, son menores que los errores que se producirían con los datos no corregidos.

Por otra parte, se utilizan los datos de ingresos y no los del gasto. Estadísticamente los datos sobre el gasto son bastante fiables y es cierto que el gasto podría servir como aproximación a la renta, sin embargo, esto es aceptable para los niveles bajos de renta en los que la propensión marginal al consumo es próxima a uno, pero muy discutible para los niveles altos de renta, desvirtuándose por tanto el análisis.

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:

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

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

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

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

4.2 Medidas de desigualdad, pobreza y desarrollo

El análisis y la medición de la desigualdad a través de índices ha tenido un gran desarrollo durante las últimas décadas. Las medidas de desigualdad permiten la ordenación completa de diferentes distribuciones de renta según el grado de desigualdad registrado, si bien tal y como se ha puesto de manifiesto anteriormente 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 continuidad. A continuación se incluyen los índices utilizados:

1. Indice de Gini. En el caso de la familia de curvas de Lorenz de Pareto Generalizada el índice de Gini viene dado por:

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

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

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

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

donde *B*() **y** *Γ*() representan la función Beta y Gamma, respectivamente.

2. Indice de Theil de orden 1.

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

3. Indices 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).

4. Indicador de desarrollo:

$$D_{it} = \mu_{it}(1 - G_{it}(\theta)),$$

donde μ_{it} y $G_{it}(\theta)$ 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. Indice de pobreza. Como indicador se ha elegido 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.

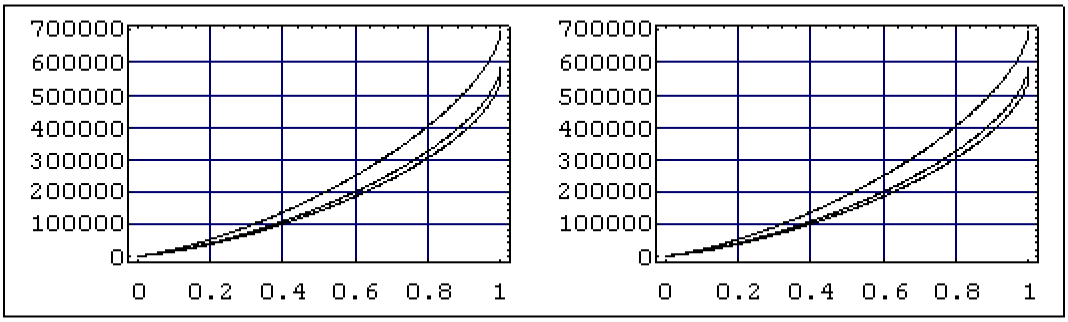
4.3 Dominación estocástica

Como se ha indicado anteriormente, los datos utilizados corresponden a la distribución de la renta "per capita" disponible en España, propuestos por Casas et al. (1996) en diversas categorías: nivel nacional, Comunidades Autónomas, categorías socioprofesionales y clases de hábitat.

En orden a investigar 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. Como aspecto a destacar, señalar que las medidas de desigualdad, pobreza y desarrollo respecto de las curvas $L_1(p;k,\alpha)$, $L_2(p;k,\gamma)$ y $L_3(p;k,\alpha,\gamma)$ apenas se diferencian. Esto prueba la estabilidad de las tres formas funcionales.

En el Gráfico 1, se muestran las curvas de Lorenz Generalizadas a nivel nacional para los tres periodos considerados, de acuerdo con los modelos $L_1(p;k,\alpha)$ y $L_2(p;k,\gamma)$.

Gráfico 1: Curvas de Lorenz Generalizadas correspondientes a España en los años 1973, 1980 y 1990 para las curvas $\boldsymbol{L_1(p;k,\alpha)}$ (gráfico de la izquierda) y $\boldsymbol{L_2(p;k,\gamma)}$ (gráfico de la derecha).



Como puede observarse, para ambas familias paramétricas, la curva de Lorenz generalizada de 1990 domina completamente a la de 1980 y ésta a la de 1973, con lo que puede hablarse propiamente de una disminución de la desigualdad a nivel nacional en el periodo considerado. Puesto que se produce una dominación de la curva de un periodo con la del otro, se puede concluir 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.

4.4 Evolución de la desigualdad y la pobreza

Para cuantificar la desigualdad existente en la distribución de la renta per cápita, 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 $L_2(p;k,\gamma)$. Los valores de los diferentes índices de desigualdad considerados se muestran en el ANEXO.

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 el caso de Andalucía, a pesar de ser una de las Comunidades donde más se ha reducido la pobreza en el periodo 73-90, sigue teniendo en 1990 un alto nivel de pobreza.

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.

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.

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.

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.

Por último y con objeto de realizar una comparación de la desigualdad en la distribución de la renta "per cápita" a nivel nacional, presentamos la siguiente tabla formada por los índices de Gini poblacionales para España correspondientes a cada forma funcional en los tres periodos considerados:

TABLA 1: Índices de Gini poblacionales correspondientes a cada forma funcional para España.

		Indices de Gini				
		$L_0(p)$	$L_1(p;k,\alpha)$	$L_2(p;k,\gamma)$	$L_3(p;k,\alpha,\gamma)$	Observado
Años	**1973**	0.343	0.383	0.382	0.382	0.382
	1980	0.332	0.372	0.371	0.372	0.375
	1990	0.306	0.347	0.346	0.347	0.349

La tabla anterior, indica que se ha producido una disminución global de la desigualdad de rentas en España entre 1973 y 1990 y por tanto, un aumento de bienestar con relación al nivel de vida-renta. Análogamente, este análisis puede repetirse para cada una de las Comunidades Autónomas y para los periodos estudiados.

Se observa que los índices teóricos de Gini de todos los modelos paramétricos estudiados, están por debajo del coeficiente de Gini observado. Este hecho ha sido igualmente señalado por Prieto y Pena (2000), a partir de modelos para la distribución de la renta basados en funciones de densidad y funciones de distribución, como por ejemplo la distribución de Singh-Maddala y la distribución GB2 propuesta por McDonald (1984). Según demuestran Chakravarty y Eichhron (1994), si un índice de desigualdad verifica la propiedad de simetría y el principio de transferencias de Pigou-Dalton, bajo un esquema de tipo aditivo, la desigualdad verdadera o teórica de la renta, es más pequeña que la desigualdad de renta observada.

5. CONCLUSIONES

En esta parte de la investigación 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 EBPF (Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares), propuestos por Casas et al. (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 generalizados, así como diversos criterios de dominación estocástica. Se incluyen índices de pobreza, así como medidas del nivel de desarrollo.

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 ha trabajado tanto con las dos familias biparamétricas de la jerarquía, que coinciden con las propuestas de Ortega et al. (1991) y Rasche et al. (1980), como con la familia triparamétrica. Las propiedades de ajuste son muy aceptables y los resultados son muy similares lo que prueba la estabilidad de los modelos.

BIBLIOGRAFÍA

Arnold, B.C. (1983). Pareto Distributions. *International Cooperative Publishing House*, Fairland, MD.

Basmann, 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.

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.

Castillo, E., Hadi, A.S., y Sarabia, J.M. (1998). A Method for Estimating Lorenz Curves. *Communications in Statistics, Theory and Methods*, 27, 2037-2063.

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.

Chotikapanich, D., (1993). A comparison of Alternative Functional Forms for the Lorenz Curves. *Economic Letters*, 41, 129-138.

Gupta, M.R. (1984). Functional Form for Estimating the Lorenz Curve. *Econometrica*, 52, 1313-1314.

Kakwani, N.C., Podder, N. (1973). On Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observations. *International Economic Review,* 14, 278-292.

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.

Pena Trapero, B. y Prieto Aláiz, M. (2000). "Repercusiones de la Ocultación de Renta sobre la Medición de la Desigualdad", *Estudios de Economía Aplicada,* 14, 153-172.

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.

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.

Villaseñor, J.A., Arnold, B.C. (1989). Elliptical Lorenz Curves. *Journal of Econometrics*, 40, 327-338.

ANEXO 1: CURVAS DE LORENZ DE PARETO GENERALIZADAS.

Tabla 1: 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 2: 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 3: 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 4: 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 5: 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 6: 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 7: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_2(p;k,\gamma)$ por Categorías Socioprofesionales*.

$L_2(p;k,\gamma)$	Indice 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 8: 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 9: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_1(p;k,\alpha)$ por Clases de Hábitat**.

$L_1(p;k,\alpha)$	Indice 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 10: 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 11: Medidas de Pobreza, Desigualdad y Desarrollo para la curva $L_2(p;k,\gamma)$ por Clases de Hábitat.**

$L_2(p;k,\gamma)$	Indice 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 12: 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