

Pobreza económica y la estructura de los hogares. El caso de la Junta de Comunidades de Castilla La Mancha¹

Juana Domínguez Domínguez; José Javier Núñez Velázquez

Departamento de Estadística, Estructura Económica y O.E.I. Universidad de Alcalá.

E-mail: juana.dominguez@uah.es ; josej.nunez@uah.es

Área Temática: Economía regional y territorio; Estado del bienestar y renta básica

Resumen

En este trabajo se estudia como el cambio de la estructura de los hogares puede afectar a los niveles de pobreza registrados, ya sea a través de la incidencia de la pobreza o de su intensidad, medidas mediante curvas I.I.D.(TIP), medidas de pobreza u otras técnicas, incluyendo, además, el efecto de las escalas de equivalencia que determinan las economías de escala en el seno de los hogares. Por tanto, ambos elementos, tanto la escala elegida como la estructura de los hogares pueden contribuir a modificar la percepción medida de la pobreza haciéndola fluctuar de manera importante. El problema además, viene condicionado por el nivel seleccionado para el umbral de pobreza y los niveles de desigualdad detectados en el seno de población pobre. Finalmente, los datos utilizados para el estudio son los gastos familiares procedentes de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares base 1997.

Palabras clave: Pobreza, desigualdad, distribución del gasto, escalas de equivalencia, medidas de pobreza.

Clasificación UNESCO: 5302.01; 5302.04

Clasificación JEL: I32

¹ Los autores agradecen la ayuda recibida a través del Proyecto de Investigación PBI-03-001, cofinanciado por la Consejería de Ciencia y Tecnología de la Junta de Comunidades de Castilla La Mancha y el Fondo Social Europeo (70%), al cual está vinculada esta ponencia.

1. Introducción.

En la literatura económica, siempre ha sido un problema de indudable interés el de la identificación y la cuantificación de la pobreza, teniendo en cuenta sus consecuencias y su amplia repercusión, ya sea en su vertiente económica, en la social ó en otras. No obstante, en las últimas décadas, ha vuelto a recibir un gran impulso, cuyo origen podría situarse en la publicación, en 1976, en la revista *Econometrica*, del artículo de Amartya Sen en el que se sientan las bases para el estudio de lo que ha venido en denominarse *pobreza económica*, en el sentido de utilizar un indicador de la posición económica de los hogares, como la renta, el ingreso ó el gasto familiares, como punto de partida para el diseño y la construcción de medidas de pobreza.

Sin embargo, como se ha argumentado repetidamente, la pobreza podría considerarse como un fenómeno multidimensional, en el que confluyen elementos monetarios y no monetarios, que podrían identificarse a través de diversos indicadores sociales. Esta crítica tiene su fundamentación en la aproximación derivada de la consideración de las necesidades básicas que precisa satisfacer un hogar para que no se considere pobre (Ravallion, 1996)². No obstante, los problemas que genera esta alternativa son de gran envergadura, entre los que no resulta despreciable la disponibilidad de los datos adecuados (Laderchi, 1997), y han dado como resultado la adopción mayoritaria de alguna variable que identifique la posición económica del hogar como indicador que sirva de resumen para medir el impacto de la pobreza en el seno de una sociedad. Por consiguiente, en virtud de estas consideraciones, ésta será la aproximación adoptada en el presente trabajo donde, sin embargo, se matizará esta elección utilizando las *escalas de equivalencia* como indicadores de las economías de escala presentes en el seno de los hogares, en el sentido de que cuantifican las necesidades de éste en atención a su composición (Duclos y Mercader-Prats, 1999)³.

La propuesta, expuesta en Sen (1976), para medir pobreza incluye una serie de propiedades básicas, que denomina *axiomas*, y la presentación de la llamada *medida de Sen* como indicador de pobreza, que resultó de gran repercusión posterior por cuanto ha servido para el diseño y comparación de gran cantidad de medidas alternativas de pobreza

² Ravallion (1996), entre otros, ofrece una amplia discusión sobre esta problemática.

³ Una aproximación que podría considerarse intermedia es la propuesta por Pannuzi y Quaranta (1995), mediante la utilización de conjuntos difusos, aunque ha sido poco empleada posteriormente.

(Foster y Sen, 1997, Cap. A.6, entre otros). La medida de Sen ya incluye en su formulación las que pueden considerarse como las tres dimensiones subyacentes al concepto de pobreza económica, que son su *incidencia* a través de la proporción de pobres en la sociedad, su *intensidad* mediante la utilización del déficit promedio de pobreza, y su *desigualdad*, a través de la inclusión del índice de Gini calculado sobre la población pobre. De hecho, las dos primeras dimensiones mencionadas se corresponden con las fases que Sen (1976) delimita que deben considerarse para la construcción de un indicador ó medida de pobreza, que se pueden exponer expresando que primero deben identificarse qué hogares son pobres (*identificación*) y, posteriormente, deberá acumularse la cuantificación del nivel de pobreza encontrado en cada hogar, para poder llegar a evaluar la magnitud global que este fenómeno presenta en la población (*agregación*).

De esta manera, la fase de identificación, que permitirá evaluar la incidencia de la pobreza en la sociedad, requiere inexorablemente definir el concepto de pobreza, es decir, cuando un hogar puede considerarse pobre, siendo éste un problema que ha generado una intensa polémica, de la que algunos aspectos ya se han mencionado a lo largo de esta Introducción. Sin embargo, una vez que se ha optado por medir pobreza económica, mediante la utilización de un indicador de la posición económica del hogar, el problema queda reducido a la determinación de un nivel económico mínimo cuya no superación indicará que el hogar que lo ostente será considerado *pobre*. Dicho nivel mínimo se denomina *umbral ó línea de pobreza*.

Por lo tanto, la determinación del umbral de pobreza se convierte en un factor fundamental, teniendo en cuenta las repercusiones que genera al condicionar todo el proceso. Por ello, se han propuesto diversas aproximaciones que, genéricamente, permiten clasificar las líneas de pobreza en absolutas, relativas ó subjetivas, dependiendo del tipo de procedimiento empleado. Los umbrales absolutos de pobreza se basan en la cuantificación monetaria de las necesidades mínimas que un hogar precisa satisfacer para garantizar su subsistencia y, de nuevo, su determinación resulta complicada teniendo en cuenta la gran variabilidad de situaciones que pueden presentarse, así como los problemas conceptuales que tal definición comporta que, en esencia, son similares a los que genera la propia definición de pobreza, algunos de los cuales ya se han mencionado con anterioridad. De acuerdo con estas consideraciones, las líneas de pobreza relativas son las más utilizadas y

se basan en la idea de que la situación de pobreza de un hogar ha de entenderse siempre en el contexto de la población de la que el hogar forma parte (Townsend, 1979), de manera que lo que debe objetivarse es cuándo éste no puede participar del nivel de vida de la sociedad; por ello, estas líneas de pobreza relativas suelen construirse a partir de una medida de localización, siendo las más habituales la media aritmética y la mediana, tomando como variable aquella que identifica la posición económica de los hogares.

Frente a los planteamientos anteriores, también se ha propuesto la construcción de umbrales subjetivos de pobreza, teniendo en cuenta la información que proporcionan los propios hogares, en relación con la situación en que se perciben y su capacidad para no sufrir privaciones (Hagenaars, 1986). A tal efecto, las últimas Encuestas de Presupuestos Familiares ya incluyen, en sus cuestionarios, preguntas destinadas a obtener la información subjetiva necesaria para este fin. Sin embargo, esta aproximación tampoco está exenta de polémica, por la naturaleza subjetiva de la información utilizada.

Teniendo en cuenta las consideraciones anteriores, en este trabajo se utilizará, como es habitual, la mitad de la media aritmética de la variable correspondiente, aunque tomando como marcos de referencia dos poblaciones diferentes, como lo son España y la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha. De esta manera, la posición que adoptamos es relativamente híbrida, ya que se considerará, por una parte, la renta media, convenientemente deflacionada, de Castilla-La Mancha para establecer comparaciones temporales de pobreza y, por otra parte, se elegirá la renta media nacional para establecer comparaciones válidas en el marco del Estado, lo que le da un carácter menos relativo, en términos estrictos.

La fase de agregación, que identifica la dimensión relacionada con la intensidad de la pobreza, conduce de manera natural a la selección de una medida de pobreza que sea capaz de poner de manifiesto la magnitud de la pobreza presente en la sociedad. En este aspecto, tampoco puede hablarse de la existencia de una formulación que resulte superior al resto, pese a la gran cantidad de propiedades ó axiomas propuestos (Foster, 1984; Ruíz-Castillo, 1987). El consenso se puede encontrar, más bien, en la determinación de una batería de indicadores de pobreza que satisfacen una serie de axiomas, que pueden considerarse de obligado cumplimiento (Núñez, 1990; Domínguez, 2003). En este punto,

adquiere especial relevancia la línea de investigación dedicada a la ordenación en pobreza de distribuciones de renta, iniciada por trabajos como los de Atkinson (1987) y Foster y Shorrocks (1988a y b), en los que también se trata de restar cierta importancia a la selección de la línea de pobreza, permitiendo que ésta pueda variar aunque no de manera general, obviamente. Sin embargo, la metodología que se adoptará en el presente trabajo no exige la selección de tales medidas de pobreza, aunque sí debe reconocerse la compatibilidad con una clase bastante amplia de ellas, como se mostrará posteriormente.

Finalmente, la dimensión de la pobreza identificada por la desigualdad existente en la población pobre contribuye agravando el problema cuando su presencia se incrementa (Sen, 1976). De esta manera, aunque su influencia queda integrada en la fase de agregación, ya que está implícita en la expresión que adopte la medida de pobreza correspondiente, la relación existente entre pobreza y desigualdad es muy estrecha, cuando se utilizan umbrales relativos, y condiciona, por tanto, el tipo de transferencias que sería preciso realizar para disminuir los niveles observados de pobreza (Takayama, 1979; Foster y Sen, 1997, entre otros).

En relación con lo expuesto, Jenkins y Lambert (1997) proponen un sistema gráfico que permite integrar las tres dimensiones destacadas que inciden en la pobreza. La propuesta es denominada por los autores la curva TIP (*Three I's of Poverty: Incidence, Intensity and Inequality*), que en este trabajo nominaremos como curvas IID, en consideración de la traducción literal de las tres componentes comentadas. Precisamente, será esta la herramienta utilizada en este trabajo para la comparación en pobreza de las distribuciones involucradas y se describirá en un epígrafe subsiguiente.

Así pues, se llevará a cabo un análisis comparativo de la pobreza en la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha, tanto de manera longitudinal en el período 1997-2000, como en relación con la situación nacional, utilizando las curvas IID y, además, se analizará la influencia que ejerce en el análisis la introducción de la otra fuente de variación apuntada, a través del estudio de la sensibilidad frente a la escala de equivalencia utilizada. En este sentido, debe citarse como precedente el trabajo de Del Río y Ruiz Castillo (2001), realizado para el período 1980-1991, y cuyas diferencias esenciales con el trabajo aquí expuesto se centran en la variedad de escalas de equivalencia aquí utilizadas,

lo que permite enfatizar la influencia de la estructura de los hogares y las economías de escala sobre los resultados en el período de referencia al que se refiere el análisis, y además en la fuente de datos utilizada, entre otros aspectos. También debe citarse el trabajo de Casas, Domínguez y Núñez (2003) en relación con la pobreza en España durante el período 1973-1991, así como Domínguez, García, Herrerías y Núñez (2002), que estudia la pobreza en la Comunidad de Murcia, durante ese mismo período.

Sin embargo, en este trabajo, se propone un planteamiento metodológico que implica medir la pobreza tanto en el marco autonómico como nacional, mediante los oportunos umbrales de pobreza, incluyendo la estructura demográfica de los hogares a través de las escalas de equivalencia, lo que permitirá tener en cuenta gran parte de las circunstancias que inciden en la percepción cuantificada de este fenómeno, de gran impacto social, como es la pobreza, desde un punto de vista económico. Este planteamiento se muestra ilustrado con el caso de la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha y pretende poner de manifiesto la enorme variabilidad de los resultados dependiendo de las decisiones adoptadas, siempre desde postulados teóricos, que pueden considerarse firmes.

La organización del trabajo será la siguiente. A continuación, se describen las curvas IID que se utilizarán para el análisis. En el siguiente epígrafe, se presentan los datos de las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares (E.C.P.F.), así como las escalas de equivalencia que se van a utilizar. Posteriormente, se efectúa un estudio de la incidencia de la pobreza en Castilla-La Mancha, durante el período 1997-2000, para pasar, en el siguiente punto, al estudio transversal de la pobreza, teniendo en cuenta la sensibilidad con respecto a la escala de equivalencia escogida, tanto en un ámbito nacional como en el seno de la Comunidad Autónoma de Castilla-La Mancha. El siguiente epígrafe se dedica al estudio longitudinal de la pobreza en Castilla-La Mancha, durante el citado período, tomando como referencia los umbrales de pobreza nacional y autonómico, analizando su sensibilidad frente a la escala de equivalencia. Terminará el trabajo estableciendo las principales conclusiones, teniendo en cuenta la variabilidad expuesta.

2. Análisis de la pobreza mediante curvas I.I.D.

Comenzaremos describiendo el conjunto de referencia de distribuciones de gasto (D). Para ello, sea D_N el conjunto de vectores de gasto sobre una población compuesta por N hogares, donde supondremos, como es habitual, que los gastos son no negativos:

$$D_N = \{ (x_1, x_2, \dots, x_N) : x_i \geq 0, i=1, \dots, N; \sum_{i=1}^N x_i > 0 \}.$$

Por lo tanto, el conjunto de distribuciones de gasto (D) es:

$$D = \bigcup_{N=2}^{\infty} D_N$$

Sobre este conjunto, se elegirá el subconjunto $D^* \subset D$, determinado por los vectores de gasto ordenados de menor a mayor, lo que supone trabajar con los representantes canónicos de los elementos del conjunto cociente determinado por la relación de equivalencia definida por las diferentes permutaciones de los hogares que componen cada vector⁴. Así pues:

$$(x_1, x_2, \dots, x_N) \in D^* \Rightarrow 0 < x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_N$$

A continuación, sea z el umbral de pobreza seleccionado, de manera que el subconjunto de pobres de una población quedará definido mediante:

$$T(x, z) = \{ i : x_i < z \}, \quad x \in D^*, \quad z > 0$$

y, puesto que son pobres por no alcanzar el umbral de pobreza, tiene sentido contabilizar el gasto que les falta para salir de la situación de pobreza, que denominaremos *déficits* ó *desniveles de pobreza*:

$$g(x_i) = \text{Máx} \{ z - x_i, 0 \}, \quad i=1, 2, \dots, N$$

que, obviamente serán positivos si y sólo si el hogar correspondiente es pobre.

En estas condiciones, para cada vector $(x_1, x_2, \dots, x_N) \in D^*$, se define:

$$p_0 = G_0 = 0, \quad p_i = \frac{i}{N}, \quad G_i = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^i g(x_j), \quad i=1, 2, \dots, N$$

de manera que la curva IID(p,g) viene descrita por la poligonal que une los puntos $\{(p_i, G_i), i=0, 1, \dots, N\}$, lo que determina una función cóncava, no decreciente, cuya pendiente en cada p viene determinada por el correspondiente déficit de pobreza asociado. Además, para $p \geq (q/N)$, la curva es constante, siendo q el número de pobres en la población. De esta

⁴ Esto supone aceptar el denominado *axioma de simetría*, según el cual la pobreza de una distribución es la misma, aunque se aplique una permutación sobre sus elementos (Foster, 1984, p.220).

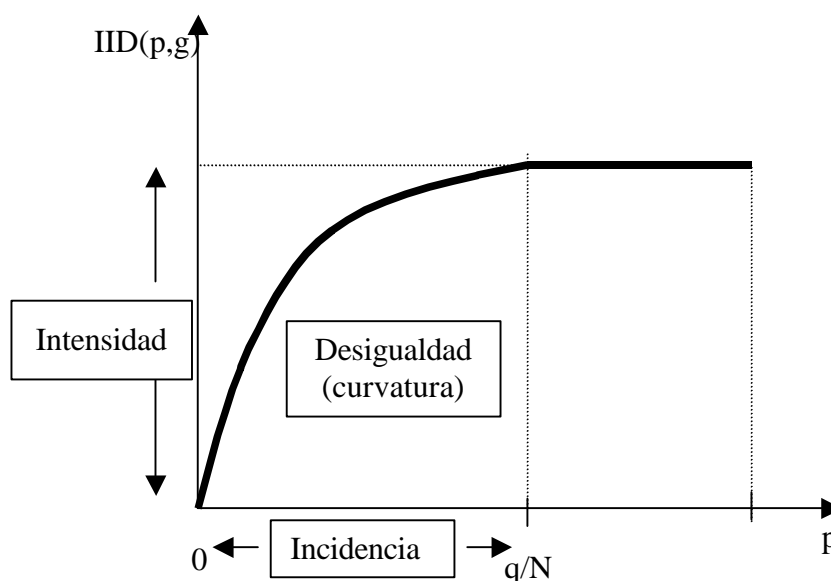
manera, las tres dimensiones de la pobreza quedan reflejadas en la curva: la incidencia, a través de la proporción de pobres; la intensidad, mediante el déficit agregado de pobreza y la desigualdad, que viene determinada por la curvatura del tramo no constante. Este esquema se muestra en el Gráfico 1.

En estas condiciones, puede definirse la siguiente relación entre distribuciones de gasto:

$$x \geq_{\text{IID}} y \Leftrightarrow \text{IID}[p, g(x, z)] \geq \text{IID}[p, g(y, z)], \quad \forall p \in [0, 1] \quad (1)$$

lo que se interpreta como que x domina en pobreza a y , de manera que la distribución x es más pobre que la de y , para todos los umbrales de pobreza no superiores a z . Esta relación tiene estructura de ordenación parcial, ya que pueden producirse cruces entre las correspondientes curvas. Obviamente, la adaptación de (1) al caso en que las líneas de pobreza sean distintas para x e y , es directa por construcción.

GRÁFICO 1: Las tres dimensiones de la curva IID.



Otra versión de estas curvas, $\text{IID}[p, \Gamma(x, z)]$, se obtiene a partir de los déficits normalizados de pobreza:

$$\Gamma(x_i) = \text{Máx} \{ (z - x_i)/z, 0 \}, \quad i=1, 2, \dots, N$$

sin más que utilizar la misma construcción anterior. Además, la relación de dominación es compatible con una amplia clase de medidas de pobreza (Jenkins y Lambert, 1997, pág.

321). Por otra parte, la dominación en pobreza mediante curvas IID está muy relacionada con la generada por las curvas generalizadas de Shorrocks (Del Río y Ruiz-Castillo, 2001, pág. 69).

Así pues, la inclusión de la curva IID de una distribución por parte de la otra indica mayor pobreza en la segunda de ellas, mientras que si se cortan se entra en una problemática similar a las ordenaciones en desigualdad analizadas mediante la ordenación parcial de Lorenz, ya que su comparación requiere restricciones sobre la ponderación por tramos que establecen las diferentes medidas de pobreza.

3. Datos utilizados y escalas de equivalencia.

En el presente trabajo, se han utilizado datos de gastos familiares procedentes de las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares (E.C.P.F.), con base 1997. Dichos gastos están deflacionados, utilizando el I.P.C. trimestral con base 1992, tanto nacional como de Castilla-La Mancha según el caso, para permitir las comparaciones temporales. Con objeto de homogeneizar dichas comparaciones, a la luz de los datos actualmente disponibles, se ha trabajado con el tercer trimestre de cada uno de los años que integran el período de estudio, que corresponde a 1997-2000. Así pues, teniendo en cuenta la información proporcionada por las E.C.P.F., se ha utilizado el gasto familiar como indicador de la posición económica de los hogares, lo que no puede considerarse en contradicción con lo expuesto en Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996) en relación con la preferencia por la variable renta, ya que la población pobre debe presentar propensiones marginales al consumo próximas a la unidad. Por otra parte, siguiendo las directrices del INE para estudios sobre pobreza utilizando esta Encuesta, sólo se han seleccionado aquellos hogares que presentan un *grado de colaboración fuerte*⁵.

Por otra parte, si se desea estudiar la pobreza económica de los hogares, parece lógico suponer que las necesidades de estos varían según sus diversas características. Como ya se ha indicado, para evaluar las necesidades económicas de un hogar con respecto a otro se utilizan las escalas de equivalencia, que describen el número equivalente de adultos que reflejan las economías de escala en el seno del hogar, permitiendo la

⁵ Identifica los hogares que suministran todos los gastos realizados semanalmente. Este hecho provoca una fuerte reducción del tamaño muestral, lo que sugiere prudencia al analizar datos autonómicos.

comparación de hogares con circunstancias familiares diferentes. En este sentido, se define el *gasto equivalente* (Y), como:

$$Y = \frac{X}{E},$$

donde X es el gasto del hogar y E es la escala de equivalencia elegida. La gama de escalas de equivalencia propuestas en la literatura es muy amplia, sin que existan criterios que permitan determinar la superioridad de una frente al resto (Casas, Domínguez y Núñez, 2001). Teniendo en cuenta la disponibilidad de información así como aspectos relacionados con la simplicidad, se utilizan preferentemente las basadas en la composición demográfica del hogar (tamaño y edad de los integrantes), descartando las más complejas basadas en postulados más teóricos⁶. En este sentido, las escalas más utilizadas reconocen, a lo sumo, la diferencia entre adultos y niños, siendo la ponderación de éstos inferior a la de aquellos y procurando registrar las economías de escala que se producen cuando el número de integrantes del hogar crece (Cutler y Katz, 1992; de Vos y Zaidi, 1997). Sin embargo, Buhmann, Rainwater, Schmaus y Smeeding (1988) proponen no diferenciar entre los integrantes del hogar, proponiendo una escala de equivalencia potencial uniparamétrica del tipo:

$$E = N^s, \quad s \in [0,1],$$

en la que N es el número de miembros del hogar y s es el único parámetro que resume la sensibilidad de E frente al tamaño del hogar. Además, argumentan que, pese a su mayor simplicidad, proporcionan un buen ajuste frente a otras escalas propuestas. Por esta razón y por su carácter monótono creciente frente al número de integrantes del hogar, utilizaremos en este trabajo este tipo de escala potencial para ajustar los gastos⁷. Por otra parte, los estudios más completos raramente utilizan escalas más complejas y sólo analizan empíricamente la sensibilidad de las medidas de desigualdad y pobreza con respecto a uno o los dos parámetros de las escalas citadas (Coulter, Cowell y Jenkins, 1992; Jenkins y Cowell, 1994; Burkhauser, Smeeding y Merz, 1996; Domínguez, Núñez y Rivera, 2002, entre otros).

Para comprobar la repercusión de la utilización de las diferentes escalas de equivalencia, se han obtenido los correspondientes gastos familiares equivalentes,

⁶ Un análisis de este tipo de escalas y de los métodos para su obtención puede verse en Carrascal (1997).

⁷ Las escalas que diferencian los integrantes del hogar, según su edad, no son monótonas crecientes, en general, con respecto al tamaño del hogar (Domínguez, 2003).

utilizando la escala potencial de Buhmann, Rainwater, Schmaus y Smeeding (1988), para los valores de 0, 0.1, 0.25, 0.4, 0.5, 0.6, 0.75, 0.9 y 1, que notaremos mediante el acrónimo BRSS. Estos valores nos permiten apreciar la influencia de la escala en una gama bastante amplia de casos. Las escalas de equivalencia más utilizadas quedan representadas mediante esta formulación, ya que el gasto *per capita* corresponde a $s=1$, estando la escala de la O.C.D.E, en torno al valor 0.7 y la escala de McClements, en torno a $s=0.6$.

Para la Junta de Comunidades de Castilla- La Mancha, se han obtenido las curvas IID, a partir de los cálculos necesarios, en dos supuestos:

- Comparación con el gasto medio nacional, que nos permite apreciar la situación de la pobreza en Castilla- La Mancha con respecto a la referencia del conjunto del Estado.
- Comparación con el gasto medio de la Comunidad de Castilla-La Mancha, para apreciar la situación de los hogares pobres con respecto a su entorno más inmediato.

Complementando lo ya expuesto en cuanto a la deflación de los gastos, los índices de precios utilizados han sido el I.P.C. de España, para la comparación nacional, y el I.P.C. de Castilla- La Mancha, para la comparación con el umbral de pobreza de la Comunidad. Esta última medida permite situar los gastos familiares en el marco donde debe evaluarse preferentemente su poder adquisitivo pues, lógicamente, la mayor parte de los gastos de la población pobre se destinarán a adquirir bienes en la propia Comunidad. Por tanto, la casuística descrita implica obtener 72 curvas I.I.D., 36 correspondientes a la comparación nacional y otras 36 para la comparación en el seno de la Comunidad. En cada uno de estos grupos, se incluyen 9 curvas correspondientes a cada uno de los cuatro cortes temporales seleccionados de la E.C.P.F.(base 1997), para el período 1997-2000.

4. Incidencia de la pobreza en Castilla-La Mancha, durante 1997-2000.

La Tabla 1 muestra la proporción de pobres obtenida para Castilla-La Mancha y para el conjunto nacional, durante el período 1997-2000, utilizando como umbral de pobreza la mitad del gasto familiar equivalente medio nacional en cada instante temporal.

TABLA 1: *Porcentaje de hogares pobres, en Castilla-La Mancha y España, durante 1997-2000, según diferentes valores de la escala de equivalencia BRSS.*

| | BRSS0 | BRSS01 | BRSS025 | BRSS04 | BRSS05 | BRSS06 | BRSS075 | BRSS09 | BRSS1 |
|------------------------------------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|
| Año 1997 (Tercer trimestre) | | | | | | | | | |
| CASTILLA-LA MANCHA | 0,3853 | 0,3765 | 0,3665 | 0,3689 | 0,3689 | 0,3714 | 0,3764 | 0,3825 | 0,3837 |
| TOTAL NACIONAL | 0,2226 | 0,2133 | 0,1994 | 0,1848 | 0,1826 | 0,1840 | 0,1847 | 0,1957 | 0,2052 |
| Año 1998 (Tercer trimestre) | | | | | | | | | |
| CASTILLA-LA MANCHA | 0,2983 | 0,2850 | 0,2821 | 0,2580 | 0,2584 | 0,2699 | 0,2447 | 0,2497 | 0,2517 |
| TOTAL NACIONAL | 0,2162 | 0,2005 | 0,1863 | 0,1843 | 0,1815 | 0,1801 | 0,1814 | 0,1828 | 0,1918 |
| Año 1999 (Tercer trimestre) | | | | | | | | | |
| CASTILLA-LA MANCHA | 0,3277 | 0,3092 | 0,3046 | 0,2843 | 0,2794 | 0,2581 | 0,2696 | 0,2963 | 0,3130 |
| TOTAL NACIONAL | 0,2125 | 0,2007 | 0,1812 | 0,1649 | 0,1636 | 0,1608 | 0,1685 | 0,1815 | 0,1942 |
| Año 2000 (Tercer trimestre) | | | | | | | | | |
| CASTILLA-LA MANCHA | 0,2957 | 0,2903 | 0,2767 | 0,2554 | 0,2379 | 0,2402 | 0,2249 | 0,2712 | 0,2850 |
| TOTAL NACIONAL | 0,2005 | 0,1949 | 0,1817 | 0,1679 | 0,1564 | 0,1544 | 0,1617 | 0,1714 | 0,1831 |

Fuente: *Elaboración propia.*

Puede observarse como la incidencia de la pobreza en Castilla-La Mancha es siempre notablemente superior a la observada para el Estado en su conjunto, sea cual sea el valor del parámetro de la escala. Ciñéndonos al caso Castellano-Manchego, se aprecia, en casi todos los casos, una proporción de hogares entre el 22% y el 38%, mientras que, en el ámbito nacional, se sitúa entre el 16% y el 22%. Sin embargo, conviene poner de manifiesto como la selección de un valor de la escala provoca oscilaciones en torno a 5 puntos porcentuales en la incidencia registrada de la pobreza en la Comunidad Autónoma.

En cuanto a la evolución registrada, en el caso de Castilla-La Mancha, se observa una disminución ostensible de la incidencia de la pobreza, con un ligero repunte en el año 1999, para volver a disminuir en al 2000. En cualquier caso, se observa cómo los valores más pequeños de la proporción de pobres en esta Comunidad Autónoma se obtienen para valores de s alrededor de 0.5, que equivale aproximadamente a la escala de McClements. Esta evolución temporal no coincide, en cambio, con la registrada a nivel nacional, donde el descenso de la incidencia de la pobreza resulta continuado durante todo el período, sea cuál sea el valor del parámetro considerado de la escala.

El enfoque relativo provoca que, comparando los niveles medios de gasto en Castilla-La Mancha y el Estado, gran parte de los hogares que pueden considerarse pobres a nivel nacional no lo sean si la óptica es autonómica, lo que en este caso adquiere gran

relevancia observando los diferenciales que oscilan entre los 6 y los 9 puntos porcentuales, modificando ampliamente la percepción de la incidencia de la pobreza en la Comunidad, dependiendo de la escala de equivalencia elegida.

En este sentido, se observa como en el año 1997 los diferenciales se sitúan en torno al 18%, disminuyendo en 1998 hasta 8 puntos porcentuales aproximadamente, siempre dependiendo de la escala elegida. Posteriormente, se produce un nuevo repunte aunque sin alcanzar los diferenciales observados en 1997; en efecto, en 2000, el diferencial con respecto a la proporción de pobres, oscila en torno al 10%.

Obviamente, estos porcentajes se atenúan cuando se considera la mitad del gasto medio de la Comunidad de Castilla-La Mancha como umbral de pobreza, situándose entonces la incidencia de la pobreza en torno al 25% de los hogares, cuando utilizamos el valor 0 del parámetro, hasta el 10% para $s=0.5$ con un comportamiento en el tiempo similar al descrito anteriormente. Este hecho viene provocado por el efecto combinado de una alta desigualdad y un menor nivel de gasto medio, en relación con el nacional, como ya se ponía de manifiesto al considerar las rentas en el período 1973-1991 (García, Núñez, Rivera y Zamora, 2001). Además, en cuanto a la sensibilidad de la proporción de pobres, con respecto al parámetro de la escala, se aprecia una formación similar a la típica U, descrita en Casas, Domínguez y Núñez (2001), entre otros.

5. Análisis transversal y su sensibilidad frente a la escala de equivalencia

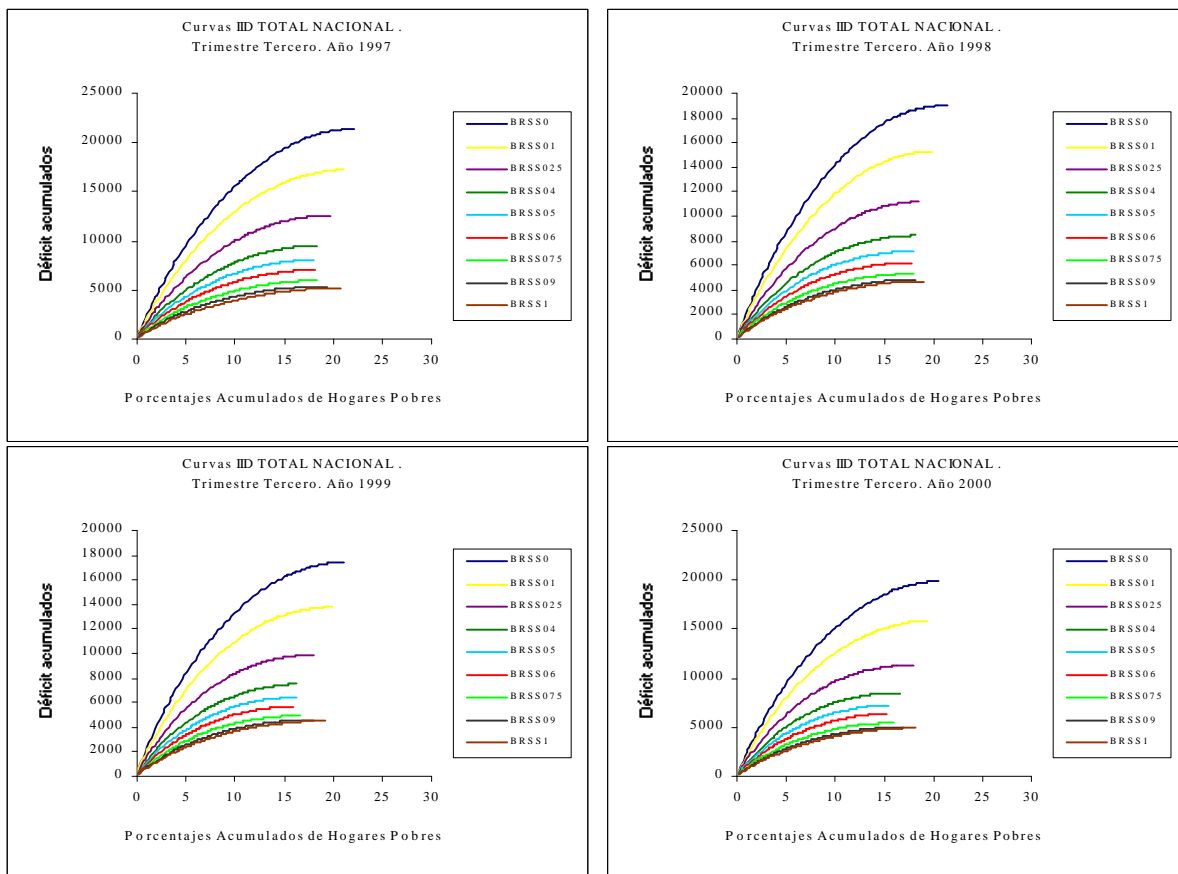
Para efectuar el análisis transversal, se comenzará efectuando el estudio a nivel nacional, evaluando la sensibilidad que exhiben los resultados frente a los diversos valores expuestos de la escala BRSS. A continuación, se pasará a efectuar el estudio en el ámbito de la Comunidad Autónoma de Castilla-La Mancha.

5.1. Análisis de la pobreza, a nivel nacional

En el Gráfico 2, se presentan las curvas IID construidas sobre el gasto familiar de los hogares españoles, en cada uno de los cuatro cortes transversales considerados, que recordemos que son los terceros trimestres de los años comprendidos en el período 1997-2000. En cada uno de ellos, se observa la evolución de las curvas IID, cuando cambia el parámetro de la escala potencial BRSS, lo que permite visualizar su sensibilidad frente a la

escala de equivalencia considerada. El umbral de pobreza elegido es la mitad del gasto equivalente medio familiar, para cada escala considerada.

GRÁFICO 2: Sensibilidad de las curvas IID nacionales, frente al parámetro s de la escala BRSS.



En todos los cortes transversales considerados, se observa una relación de dominación en pobreza a partir de las curvas IID, que resulta ser monótona decreciente con respecto al parámetro s de la escala BRSS. Así pues, cuando aumenta el parámetro de elasticidad, se aprecia una intensidad de la pobreza inferior, cuya mínima expresión se observa, lógicamente, al trabajar con el gasto familiar per cápita. Este hecho indica que los déficit de pobreza crecen cuando disminuye el parámetro, dando mayor énfasis a la posible economía de escala interna del hogar. Sin embargo, debe reseñarse el repunte producido en 2000, frente a la tendencia decreciente del resto del período.

En cuanto a la desigualdad que se refleja en las curvas, se constata su aumento entre los hogares pobres al utilizar valores más pequeños del parámetro s , siguiendo una tónica similar a la observada en relación con la intensidad de la pobreza.

Por último, con respecto a la incidencia de la pobreza, se comprueba que tiende a ser mayor, para valores pequeños del parámetro, y va reduciéndose a medida que éste aumenta. Aproximadamente, a partir de $s=0.6$ (cercana a la escala de McClements), la incidencia vuelve a crecer, presentándose este hecho en los cuatro cortes transversales, aunque en 1997 este cambio de tendencia se aprecia antes (en torno al valor 0.5). Por tanto, no se puede admitir una relación monótona con respecto a la incidencia que muestran las curvas. Más bien, se presenta una relación de tipo curvilíneo sin una forma claramente definida, pero más cercana al patrón en forma de U expuesto en el epígrafe anterior. La disminución continuada de la incidencia, junto con el repunte de intensidad de 2000, sugiere un agravamiento de las capas más pobres al final del período.

5.2. Análisis de la pobreza en Castilla-La Mancha.

Ahora, pasamos a realizar el estudio descrito para la Comunidad Autónoma de Castilla-La Mancha, utilizando como umbral relativo de pobreza el gasto medio de los hogares de la comunidad, por una parte, y el gasto medio de los hogares españoles, por otro, que proporcionará un mayor grado de distancia con respecto a la población estudiada, resultando, por tanto, un umbral algo menos relativo que el anterior.

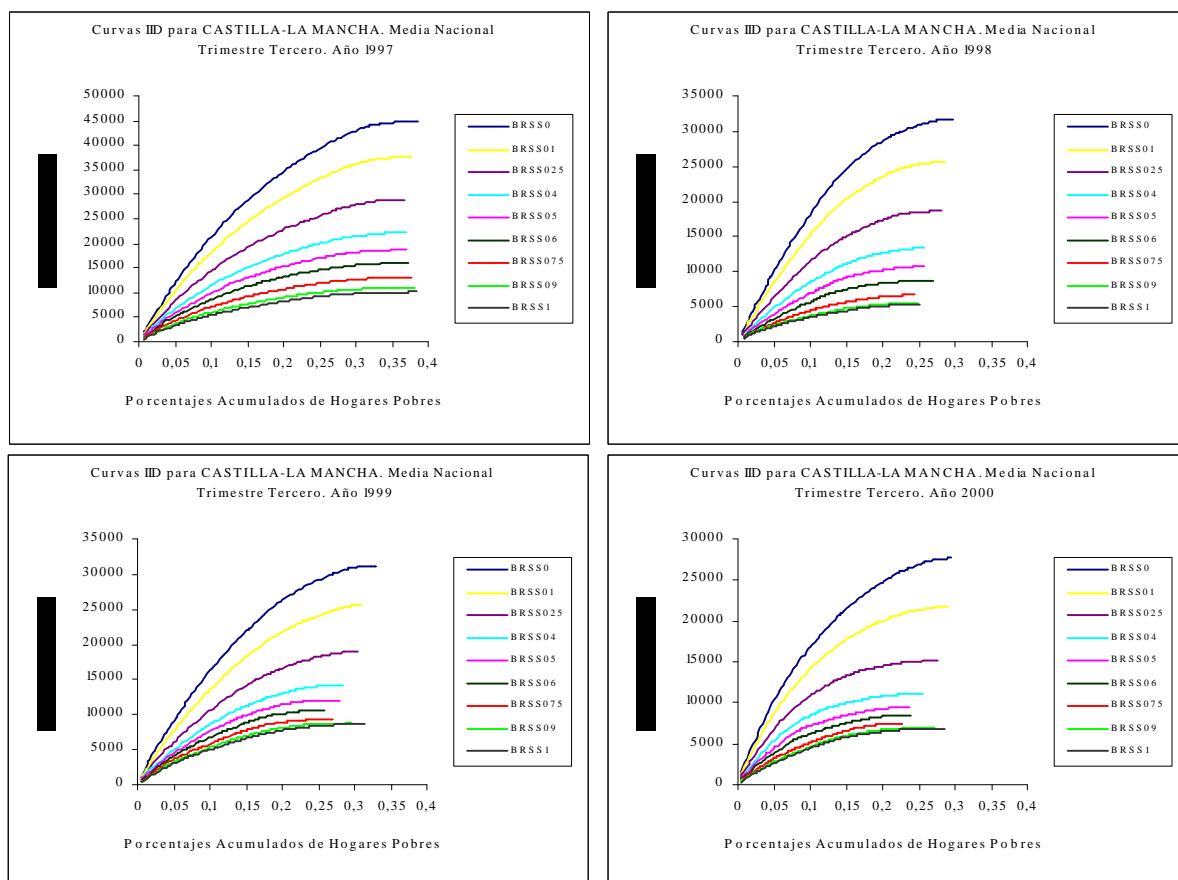
5.2.1. Umbral de pobreza nacional

Como puede apreciarse en el Gráfico 3, si se comparan los gastos familiares de los hogares Castellano-Manchegos, utilizando como línea de pobreza la definida por la mitad del gasto familiar equivalente medio nacional, puede concluirse que, como en el caso anterior, la intensidad de la pobreza mantiene el mismo orden de dominación entre las curvas IID, lo que permite afirmar que para valores pequeños del parámetro s , la intensidad de la pobreza será mayor y decrecerá cuando aumenta este valor. En cuanto a valores concretos, se aprecia una disminución en la intensidad de la pobreza en todos los años, lo que configura un comportamiento descendente que confirmará el estudio de la incidencia. La desigualdad entre los pobres aumenta también a medida que disminuye el parámetro s , en todos los casos.

Con respecto a la incidencia de la pobreza, se concluye que la utilización de la renta *per capita* casi siempre proporciona el mayor porcentaje de pobres. En relación con su variación ante otros valores del parámetro s , no puede concluirse ninguna tendencia

definida, aunque sí parece apreciarse una evolución en forma de U con alguna salvedad, pero obteniéndose la menor proporción de pobres para valores en torno a 0,6 (que corresponde aproximadamente a la escala de McClements) y 0.75 que se sitúa en torno a la escala de la O.C.D.E. En cuanto a los valores, puede visualizarse el comportamiento descendente expuesto en el epígrafe anterior, con aumento notable en 1999, para mejorar en el 2000.

GRÁFICO 3: Sensibilidad de las Curvas IID de Castilla-La Mancha, frente al parámetro s de la escala BRSS, con umbral de pobreza nacional.

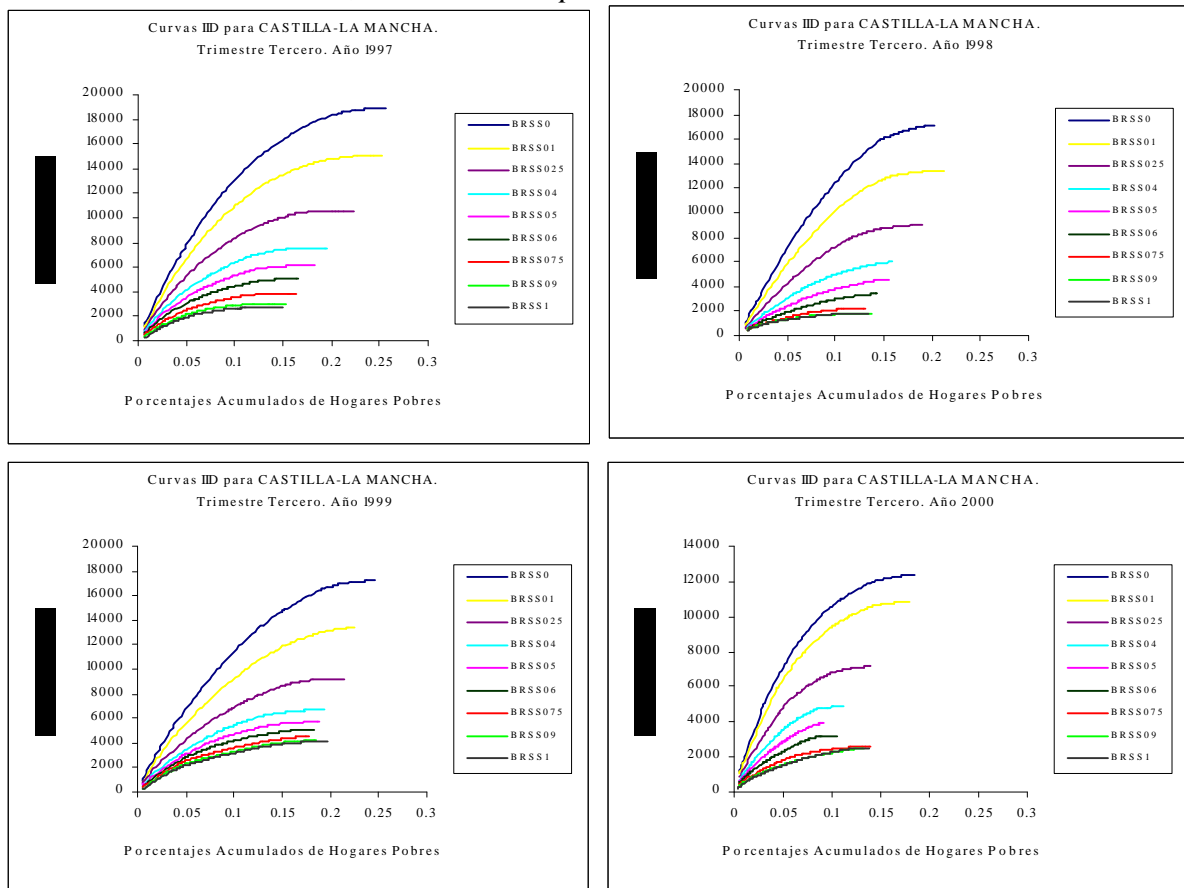


5.2.2. Umbral de pobreza de la Comunidad de Castilla-La Mancha

En el Gráfico 4, puede apreciarse cómo, para los años 1997 y 1998, las curvas IID siguen un patrón muy similar en cuanto a la incidencia de la pobreza. El menor porcentaje de pobres se alcanza en torno al valor 0.9 del parámetro y la mayor proporción de pobres se alcanza cuando se utilizan los valores más pequeños del parámetro, exceptuando el caso $s=0$, que corresponde al gasto familiar total. El año 1999 presenta un comportamiento totalmente diferenciado, observándose cómo el porcentaje de pobres sufre un descenso prácticamente continuado desde el mayor valor (para $s=0$) hasta el que presenta para el

valor 0.75, que corresponde aproximadamente a la escala de la O.C.D.E. Este comportamiento también se observa para el año 2000, con la diferencia de que, ahora, el menor porcentaje se da para $s=0.5$ que corresponde a la escala de McClements.

GRÁFICO 4: Sensibilidad de las curvas IID de Castilla-La Mancha, frente al parámetro s de la escala BRSS, con umbral de pobreza autonómico.



Puede apreciarse, además, cómo desciende la incidencia de la pobreza en todos los casos, al considerar el umbral de pobreza referido a la propia Comunidad, a excepción del año 1999, tal y como ya se avanzó anteriormente, situándose ahora entre el 10% y el 25%, a excepción de los correspondientes a los valores más pequeños del parámetro s , en el año 1999. En cuanto a su evolución, resulta evidente el comportamiento oscilante antes detectado. En general, si se considera el gasto *per capita*, puede hablarse de una leve disminución de la incidencia de la pobreza, aunque con un fuerte repunte en 1999, para situarse en torno al 14% en 2000, ligeramente por debajo del comienzo del período estudiado. Sin embargo, si se trabaja con valores en torno a 0.5 (cercano a la escala de McClements), puede observarse como, aunque el patrón se mantiene, la reducción de la

incidencia de la pobreza resulta mucho más acusada, situándose en torno al 10% en el año 2000. Esta variedad de comportamientos debe achacarse, fundamentalmente, al impacto de la composición del hogar a través de las economías de escala, además de las posibles fluctuaciones muestrales al tratar sólo con los hogares de la Comunidad Autónoma, con la correspondiente reducción muestral.

Con respecto a la intensidad de la pobreza, el análisis global es el mismo que para los dos casos anteriores, es decir, a medida que aumenta el valor del parámetro s disminuye monótonamente la intensidad de la pobreza. La desigualdad entre los pobres que reflejan las curvas también presenta el mismo comportamiento que en los casos anteriores. Los valores concretos alcanzados sugieren, en cambio, una disminución paulatina durante el período, aunque ahora los valores concretos del parámetro de la escala juegan un papel más activo y no permiten un análisis tan uniforme como en los casos anteriores. Pese a esto, si debe reseñarse una acusada reducción de la intensidad de la pobreza para todos los valores de la elasticidad de la escala, lo que permite concluir una notable mejora relativa en las clases más pobres.

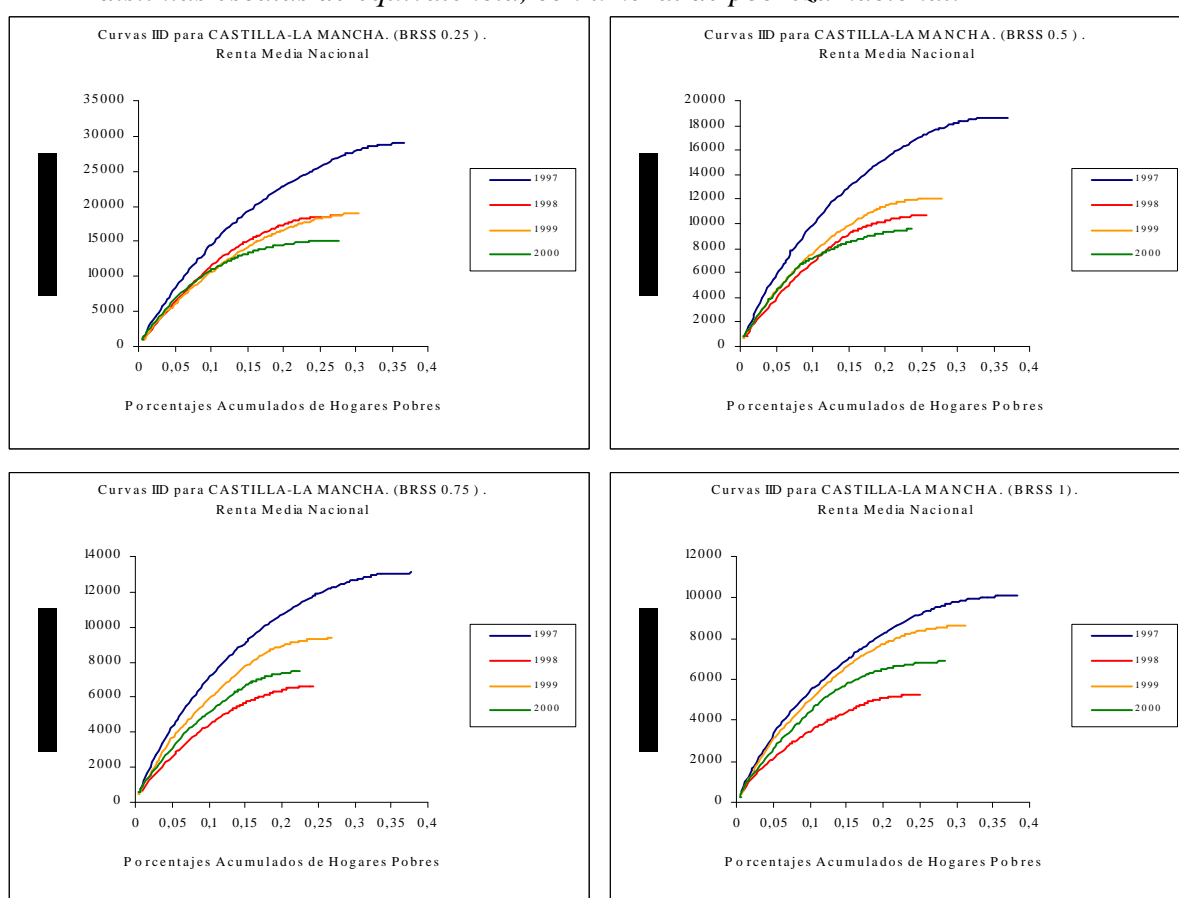
6. Evolución de la pobreza en Castilla-La Mancha a partir de distintas escalas de equivalencia y de las curvas IID.

A continuación, se efectúa el análisis longitudinal de la pobreza en Castilla-La Mancha. Sin embargo, la gran cantidad de valores considerados del parámetro de la escala BRSS, obliga ahora a seleccionar algunos valores representativos (0.25, 0.5, 0.75, 1) que permitan complementar el análisis general esbozado anteriormente. De nuevo, se considerarán los dos umbrales de pobreza ya empleados al efectuar el análisis transversal de la pobreza en la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha.

El Gráfico 5 muestra las curvas IID construidas con referencia al umbral de pobreza nacional, para los valores expuestos de la escala potencial de equivalencia (BRSS). En general, se muestra como a medida que aumenta el parámetro de la escala las curvas se separan cada vez más, observándose una clara dominancia del año 1997 tanto en intensidad como en incidencia y desigualdad sobre el resto de los años para cualquier valor del parámetro de la escala, lo que indica claramente que la pobreza ha descendido con respecto al año inicial del período estudiado. Sin embargo, para el resto de los años, se observa

como para $s=0.25$ el año 1998 domina en intensidad a 1999 y 2000 excepto en la parte baja de la curva donde se aprecia como los pobres del año 2000 son más pobres que lo eran en el año 1998, invirtiéndose este orden en el caso de la incidencia. A medida que aumenta el parámetro se observa como la relación de dominancia se aclara. Para $s=0.75$ y $s=1$ no se producen cruces en las curvas observándose como, para la escala de la O.C.D.E, el año 2000 domina a 1998 en cuanto a intensidad y no en incidencia, invirtiéndose éste para el gasto *per capita*.

GRÁFICO 5: *Evolución temporal de las curvas IID en Castilla-La Mancha, para distintas escalas de equivalencia, con umbral de pobreza nacional.*

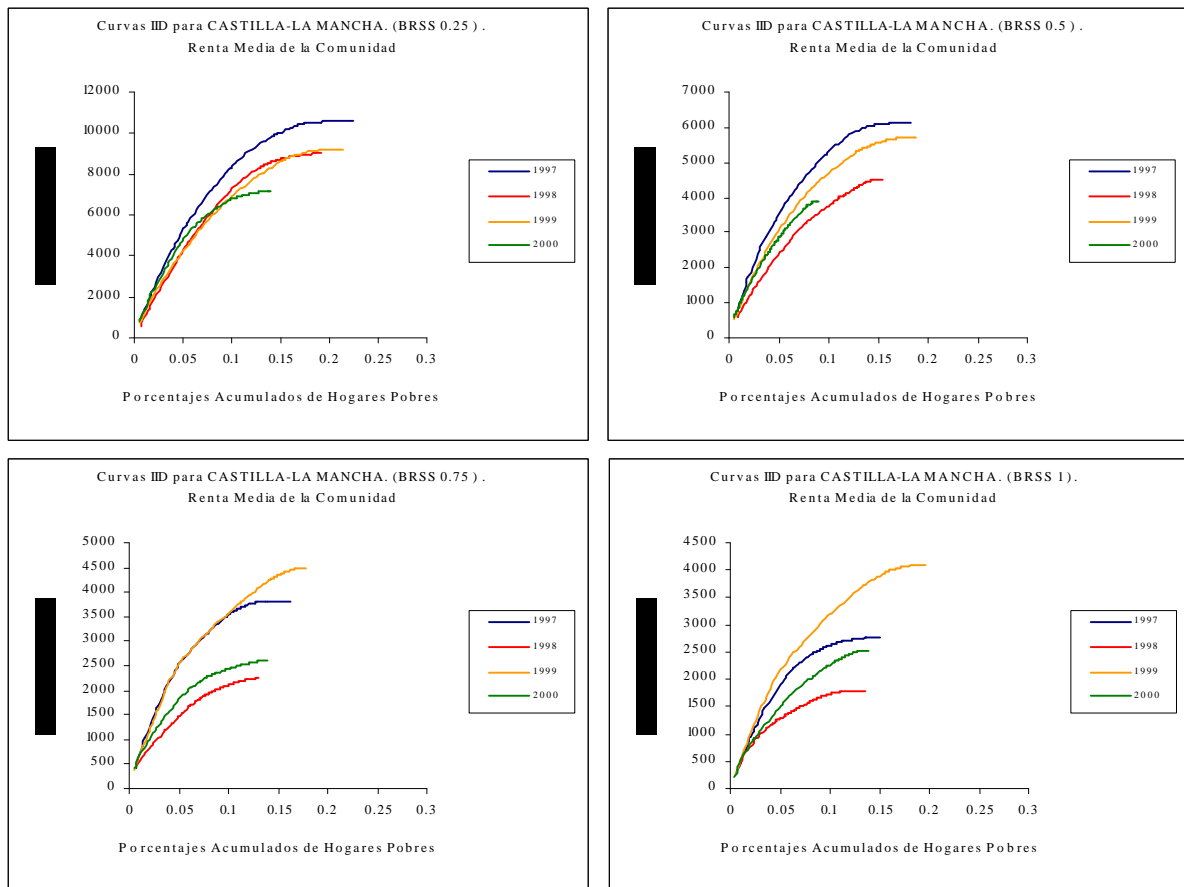


En relación con el parámetro $s=1$, se observa como hay una notable disminución en la incidencia entre los años 1997 y 1998, hasta que se produce un repunte en el año 1999 seguido de un nuevo descenso en el año 2000, pero no alcanzando los niveles tan bajos de 1998. Esta misma ordenación se mantiene para el estudio de la intensidad, lo que sugeriría un agravamiento de las capas más bajas de la sociedad en comparación con el Estado. Sin embargo, si debe reseñarse una convergencia hacia la situación nacional, que se detecta en

la fuerte disminución continuada registrada en la intensidad de la pobreza, pese al repunte observado en 2000.

Respecto a la comparación con el umbral de pobreza de la Comunidad de Castilla-La Mancha, las curvas IID se muestran en el Gráfico 6, observándose cómo las conclusiones, presentan matices muy interesantes.

GRÁFICO 6: Evolución temporal de las curvas IID en Castilla-La Mancha, para distintas escalas de equivalencia, con umbral de pobreza autonómico.



Por una parte, se aprecia un comportamiento similar en las curvas, para $s=0.25$, al obtenido con el umbral de pobreza nacional. Sin embargo, a medida que aumenta el valor del parámetro, vemos como se va invirtiendo el orden de las curvas pasando a dominar tanto en incidencia, intensidad y desigualdad el año 1999 al resto, siendo el año 1998 con menor porcentaje de pobres, sufriendo un severo repunte en 1999 para volver a disminuir en el año 2000, pero sin llegar a alcanzar los valores tan bajos de 1998. Ahora puede observarse con mayor claridad el comportamiento ya comentado para el valor de 0.5 de la escala.

Para valores altos de la elasticidad de la escala, la situación aparece clara. En efecto, la situación en 1999 fue, al menos comparable si no más desfavorable, que la de 1997. Se aprecia como la reducción de la pobreza en 1998 fue especialmente notable, como también lo fue en 2000, aunque sin alcanzar la situación en 1998. En general puede decirse que los pobres en el año son menos pobres que en el año 1997, con lo que ha habido una mejora en la pobreza en las capas más bajas de la sociedad

7. Conclusiones

En este trabajo, se han utilizado las curvas IID para analizar la pobreza en la Comunidad Autónoma de Castilla-La Mancha, a partir de los gastos familiares obtenidos de las E.C.P.F.(base 1997), durante el período 1997-2000, tomando como referencia el tercer trimestre de cada año. Se han utilizado dos umbrales de pobreza determinados por la mitad del gasto medio, siendo uno claramente relativo, ya que se refiere al gasto de la propia Comunidad, y el otro algo menos relativo, al estar determinado por el gasto nacional. Esto ha permitido comparar la situación de la pobreza en el ámbito castellano-manchego con la registrada con respecto a la situación nacional, lo que ha permitido obtener un análisis con mayor riqueza que el que habría producido un enfoque rigurosamente relativo. Además, se ha estudiado la sensibilidad de los resultados frente a un amplio abanico de valores del parámetro de la escala potencial uniparamétrica de equivalencia, propuesta por Buhmann, Rainwater, Schmaus y Smeeding (1988), que permite aproximar una amplia variedad de escalas de equivalencia. Estas consideraciones han permitido efectuar análisis transversales y longitudinales, teniendo en cuenta el período considerado. El análisis descrito ha permitido extraer un buen número de conclusiones, entre las que puede destacarse la diferencia de patrones observada cuando se utilizan los dos umbrales de pobreza propuestos.

En cuanto a los valores concretos, se observa cómo la incidencia e intensidad de la pobreza son notablemente inferiores al considerar el umbral autonómico frente al nacional, fruto también de la notable diferencia en gasto medio entre Castilla-La Mancha y el Estado en su conjunto.

En general, las tres dimensiones estudiadas sugieren una disminución de la pobreza en castilla-La Mancha, durante el período 1997-2000, aunque este no se ha producido de

manera continuada, sino que la mejoría más notable se produce en 1998 con un fuerte agravamiento en 1999, seguido de una nueva corrección en 2000 que, no obstante, no alcanza los valores observados dos años antes. Por otra parte, la paulatina disminución de la intensidad de la pobreza sugiere una convergencia hacia niveles más cercanos al Estado en su conjunto.

Con respecto a la sensibilidad frente a la escala de equivalencia, se observa cómo aparece un esquema de dominación monótono no creciente con respecto al parámetro de la escala, lo que implica una disminución gradual de la intensidad registrada. Por otra parte, debe reseñarse la importante influencia de la escala de equivalencia elegida sobre los valores concretos calculados que identifican las tres componentes de la pobreza, lo que prueba que esta selección es crucial en este aspecto.

Bibliografía.

- ATKINSON, A.B. (1987).- “On the measurement of poverty”. *Econometrica*, **55**, nº 4, pp. 749-764.
- BUHMANN, B.; RAINWATER, L.; SCHMAUS, G. y SMEEDING, T.M. (1988).- “Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database”. *Review of Income and Wealth*, **34**, pp. 115-142.
- BURKHAUSER, R.V.; SMEEDING, T.M. y MERZ, J. (1996).- “Relative inequality and poverty in Germany and the United States using alternative equivalence scales”. *Review of Income and Wealth*, **42**, pp. 381-399.
- CARRASCAL, U. (1997).- *Consumo familiar en España: Análisis y obtención de escalas de equivalencia*. Universidad de Valladolid.
- CASAS, J.M.; DOMÍNGUEZ, J. y NÚÑEZ, J.J. (2001).- “Sobre la utilización de las escalas de equivalencia en el estudio de la desigualdad y la pobreza. El caso de España”. Ponencia. *Anales de Economía Aplicada. XV Reunión Anual de ASEPELT-España*. La Coruña.
- CASAS, J.M.; DOMÍNGUEZ, J. y NÚÑEZ, J.J. (2003).- “La pobreza en España: Estudio a partir de curvas I.I.D. y su sensibilidad frente a escalas de equivalencia”. Publicado en *Información económica y técnicas de análisis en el siglo XXI*. (Casas, J.M. y Pulido, A., coords.). Ed. INE, pp. 161-173.

- COULTER, F.; COWELL, F. y JENKINS, S. (1992).- “Equivalence scales relativities and the extent of inequality and poverty”. *Economic Journal*, **102** (Sept.), pp. 1067-1082.
- CULTER, D.M. y KATZ, L.F. (1992).- “Rising inequality?. Changes in the distribution of income and consumption in the 1980’s”. *American Economic Review*, **82**, n°2: Papers and Proceedings of the 104th Annual Meeting of A.E.A. (May, 1992), pp. 546-551.
- DE VOS, K. y ZAIDI, M.A. (1997).- “Equivalence scale sensitivity of poverty statistics for the member states of the European Community” *Review of Income and Wealth*, **43**, n° 3, pp. 319-334.
- DEL RÍO, C. y RUIZ-CASTILLO, J. (2001).- “TIPs for poverty analysis. The case of Spain, 1980-81 to 1990-91”. *Investigaciones Económicas*, **XXV**, n°1, pp. 63-91.
- DOMÍNGUEZ, J. (2003).- *Análisis dinámico de la pobreza y la estructura de los hogares*. Tesis Doctoral. Universidad de Granada.
- DOMÍNGUEZ, J.; GARCÍA, C.; HERRERÍAS, R. y NÚÑEZ, J.J. (2002).- “Estudio estadístico de la pobreza en la Comunidad de Murcia a partir de curvas IID y su sensibilidad frente a escalas de equivalencia”. *Actas de la XXVIII Reunión de Estudios Regionales: Desarrollo Sostenible en la Europa de las Regiones*. Murcia. Publicación en CD-ROM.
- DOMÍNGUEZ, J.; NÚÑEZ, J.J. y RIVERA, L.F. (2002).- “Una perspectiva dinámica del análisis de la desigualdad en España, a través de escalas de equivalencia”. *XVI Reunión Anual de ASEPELT-España*. Madrid. Publicación en CD-ROM.
- DUCLOS, J.-Y. y MERCADER-PRATS, M. (1999).- “Household needs and poverty: with application to Spain and the U.K.”. *Review of Income and Wealth*, **45**, n°1, pp. 77-98.
- FOSTER, J.E. (1984).- “On economic poverty: A survey of aggregate measures”. *Advances in Econometrics*, **3**, pp. 215-251.
- FOSTER, J.E. y SEN, A. (1997).- *On Economic Inequality. Expanded Edition: Annexe*. Clarendon Paperbacks. Oxford.
- FOSTER, J.E. y SHORROCKS, A. (1988a).- “Poverty orderings and welfare dominance”. *Social Choice and Welfare*, **5**, pp. 179-198.
- FOSTER, J.E. y SHORROCKS, A. (1988b).- “Poverty orderings”. *Econometrica*, **56**, n°1, pp. 173-178.

- GARCÍA, C.; NÚÑEZ, J.J.; RIVERA, L.F. y ZAMORA, A.I. (2001).- “Indicadores sintéticos de desigualdad y nivel de vida-renta. Un estudio dinámico de las Comunidades Autónomas españolas”. *XXVII Reunión de Estudios Regionales*. Madrid. Publicación en CD-ROM.
- HAGENAARS, A.J.M. (1986).- *The perception of poverty*. North Holland. Amsterdam.
- JENKINS, S.P. y COWELL, F.A. (1994).- “Parametric equivalence scales and scales relativities”. *Economic Journal*, **104**, nº454, pp.891-900.
- JENKINS, S.P. y LAMBERT, P.J. (1997).- “Three ‘I’s of poverty curves, with an analysis of UK poverty trends”. *Oxford Economic Papers*, **49**, pp. 317-327.
- LADERCHI, C.R. (1997).- “Poverty and its many dimensions: The role of income as an indicator”. *Oxford Development Studies*, **25**, nº 3, pp. 345-360.
- NÚÑEZ, J.J. (1990).- “Una clase de índices estadísticos de pobreza”. *Actas de las XV Jornadas Luso-Espanholas de Matemáticas*. Évora (Portugal), **IV**, pp. 313-319.
- PANNUZI, N. y QUARANTA, A.G. (1995).- “Measuring poverty: A case study in an italian industrial city”. *Research on Economic Inequality*, **6**, pp. 323-335.
- PENA, J.B. (Dir.); CALLEALTA, F.J.; CASAS, J.M.; MEREDIZ, A. y NÚÑEZ, J.J. (1996).- *Distribución personal de la renta en España*. Ed. Pirámide. Madrid.
- RAVALLION, M. (1996).- “Issues in measuring and modelling poverty”. *The Economic Journal*, **106** (Sept.), pp. 1328-1343.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1987).- *La medición de la pobreza y la desigualdad en España, 1980-81*. Estudios Económicos, nº**42**. Banco de España.
- SEN, A.K. (1976).- “Poverty: An ordinal approach to measurement “. *Econometrica*, **44**, pp.219-231.
- TAKAYAMA, N. (1979).- “Poverty, income inequality, and their measures: Professor Sen’s axiomatic approach reconsidered”. *Econometrica*, **47**, nº 3, pp. 747-759.
- TOWNSEND, P. (1979).- *Poverty in the United Kingdom, a survey of household resources and standards of living*. Harmondsworths. Eng.: Penguin Books. Middlesex.33