

XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES

ANÁLISIS DINÁMICO DE LA POBREZA EN ESPAÑA DURANTE EL PERÍODO 1997-2000, CON ESPECIAL REFERENCIA AL CASO DE LA COMUNIDAD DE CASTILLA-LA MANCHA¹.

Juana DOMÍNGUEZ DOMÍNGUEZ (juana.dominguez@uah.es)

José Javier NÚÑEZ VELÁZQUEZ ([josej.nunez@uah.es](mailto: josej.nunez@uah.es))

Luis F. RIVERA GALICIA (luisf.rivera@uah.es)

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

Universidad de Alcalá.

Dirección:

Facultad de CC. EE. y EE. (Universidad de Alcalá).

Plaza de la Victoria, nº2. 28002 - Alcalá de Henares (Madrid)

Tfno.: 91-8854277, 91-8854276, 91-8854280. Fax: 91-8854201.

Resumen

En este trabajo, se hace un estudio dinámico de la pobreza en España y sus Comunidades Autónomas, utilizando datos de gasto de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (E.C.P.F.) base 1997, durante el período 1997-2000. Tomando varios indicadores de pobreza, se elabora un indicador sintético, que permite realizar comparaciones tanto transversales como longitudinales. Para finalizar, se lleva a cabo un estudio comparativo de la situación de la Comunidad de Castilla-La Mancha con respecto a las demás Comunidades Autónomas y al Total Nacional.

Palabras Clave: Pobreza, distribución de la renta, indicadores sintéticos.

Códigos UNESCO y JEL:

UNESCO: 5302.01, 5302.04.; JEL: I32.

Área Temática: Técnicas de Análisis Regional.

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 esta comunicación está vinculada.

1. INTRODUCCIÓN.

En el Prefacio del *Informe sobre el Desarrollo Mundial 2000/01*, dedicado a la lucha contra la pobreza, James D. Wolfensohn, Presidente del Banco Mundial, argumenta: "Al comienzo del nuevo siglo, la pobreza continúa siendo un problema mundial de enormes proporciones", y más adelante: "La acción pública debe estar impulsada por el compromiso de reducción de la pobreza". Sirvan estas sencillas citas como indicadoras de la importancia que ha adquirido el análisis y medición de la pobreza, que traspasa ampliamente el ámbito de la literatura específica, en la que puede citarse como un buen precedente el artículo de Amartya Sen (1976), en el que se sientan las bases para el estudio de la *pobreza económica*, a través de indicadores basados en la posición económica de los hogares, que será el concepto al que nos referiremos en el presente trabajo, ya que un tratamiento basado en otro tipo de indicadores es complicado por la escasa disponibilidad de datos adecuados (Laderchi, 1997, entre otros). Posteriormente, entre otros, los artículos de James E. Foster (1984) y de Anthony B. Atkinson (1987), en los que se profundiza en las implicaciones de los elementos subyacentes en la construcción de indicadores de pobreza económica, contribuiría de manera notable a la implantación definitiva de esta corriente de investigación.

Sen (1976) propone las propiedades básicas ó *axiomas* que debería satisfacer una medida de pobreza y presenta la denominada *medida de Sen* como indicador de pobreza, de gran importancia posterior al servir de base para el diseño de un buen número de indicadores alternativos (Foster y Sen, 1997, Cap. A.6, entre otros), y que incluye en su formulación como elementos básicos la incidencia de la pobreza (proporción de pobres), su intensidad como magnitud agregada de la bolsa de pobreza y la desigualdad en la población pobre, cuyo aumento actúa como factor agravante. Posteriormente, Jenkins y Lambert (1997) proponen un sistema gráfico que incluye estos tres componentes, al que denominan curva TIP (*Three I's of Poverty: Incidence, Intensity and Inequality*) ó curva IID, si atendemos a la traducción literal de estas componentes. Estas curvas TIP/IID proporcionan un medio de análisis comparativo global de pobreza, generando una ordenación parcial similar a la

inducida por las curvas de Lorenz en el estudio de la desigualdad y se han utilizado para estudiar la pobreza en España en diferentes períodos de tiempo (Del Río y Ruiz-Castillo, 2001; Casas, Domínguez y Núñez, 2003) y en comparación con algunas Comunidades Autónomas, como la de Murcia (Domínguez, García, Herrerías y Núñez, 2002) ó la de Andalucía (Domínguez y Núñez, 2003), así como utilizando diversas escalas de equivalencia para definir las economías de escala internas de los hogares (Duclos y Mercader-Prats, 1999).

Un procedimiento para tratar de superar los problemas que genera la ordenación parcial comentada consiste en el estudio aislado de las dos componentes más genuinamente ligadas al concepto de pobreza económica, que son su incidencia y su intensidad. En relación con el análisis de la incidencia de la pobreza, cobra una especial importancia el problema de la identificación de los pobres, de manera que deberá definirse una cantidad mínima (*umbral ó línea de pobreza*), por debajo de la que un hogar será considerado pobre. En este punto crítico, no puede decirse que exista un consenso generalizado en la selección, debiendo optar entre la confección de una línea de pobreza de tipo absoluto, basada en la especificación de las necesidades mínimas para el hogar con los problemas que esto conlleva, una de tipo relativo, asumiendo que la pobreza debe entenderse en relación con el contexto en el que se ubica el hogar, ó una de tipo subjetivo, que incorpore la percepción de los propios hogares en relación con la situación en que se encuentran². En este trabajo, se elegirá un umbral de pobreza relativo, determinado por la mitad de la media aritmética de la variable que determine la posición económica del hogar, que es la opción más habitual, pudiéndose estudiar, si se desea, el impacto que provoca esta selección a través de las ordenaciones en pobreza, sugeridas por Atkinson (1987) y Foster y Shorrocks (1988a y b), entre otros.

² Una discusión amplia sobre esta problemática puede verse en Casas, Domínguez y Núñez (1998) ó, con más amplitud, en Hagenaars (1986).

La determinación de la intensidad de la pobreza exige, lógicamente, la construcción de un indicador de pobreza que permita evaluar la magnitud global de la pobreza en la sociedad. En este caso, tampoco puede hablarse de una propuesta de consenso, pese a la cantidad y variedad de axiomas propuestos (Foster, 1984; Ruíz-Castillo, 1987), aunque sí puede defenderse la existencia de baterías de indicadores que satisfacen un conjunto de propiedades mínimas comúnmente aceptadas (Núñez, 1990; Domínguez, 2003). En esta situación, cobra sentido la utilización de la *cuasi-ordenación de intersección*, propuesta por Sen (1973), en el marco del análisis de la desigualdad, aunque también genera sólo una ordenación parcial, de nuevo.

Para paliar este hecho, se hará uso de un esquema de dos fases. En la primera, se reducirá el conjunto de indicadores que forman la batería a uno sólo, sintetizando la información mediante una combinación de los indicadores iniciales que capture la mayor parte de la que proporciona la batería inicial. Para ello, se adaptará la técnica propuesta por García, Núñez, Rivera y Zamora (2002), en el ámbito del análisis de la desigualdad económica. La segunda fase deberá permitir la construcción de un indicador dinámico, en el sentido de que permita las comparaciones longitudinales, además de las de carácter transversal.

En cuanto a la evaluación de la posición económica de los hogares, se ha utilizado el gasto familiar procedente de las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares (E.C.P.F.), con base 1997. Esta decisión 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 deberá presentar propensiones marginales al consumo próximas a la unidad y, sin embargo, permite beneficiarse del menor grado de ocultación que presenta esta fuente de información (Ruíz-Castillo, 1987). Además, los resultados dependen críticamente de la escala de equivalencia seleccionada, provocando un patrón reconocible en las medidas de pobreza (Casas, Domínguez y Núñez, 2001, entre otros); por ello, teniendo en cuenta la extensión que supondría la consideración de varias escalas de equivalencia y la persistencia del patrón comentado, se ha optado por trabajar con el *gasto*

per capita, que es la opción más habitual y la que presenta una interpretación más clara.

Con estas consideraciones, la organización del trabajo será la siguiente. En el siguiente epígrafe, se presentan los datos utilizados y la selección de los indicadores simples de pobreza que componen la batería de base. En el tercer epígrafe, se justifican las dos fases que articulan la metodología propuesta. A continuación, se presentan y analizan los resultados obtenidos en el caso de las Comunidades Autónomas españolas, durante el periodo 1997-2000, finalizando con las conclusiones más sobresalientes.

2. DATOS UTILIZADOS Y SELECCIÓN DE LOS INDICADORES SIMPLES DE POBREZA.

En el presente trabajo, se han utilizado datos de gastos familiares per cápita procedentes de las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares (E.C.P.F.), con base 1997. Es una encuesta trimestral, cuya información se obtiene de un panel rotante de 7200 familias cada trimestre. Dichos gastos están deflacionados, utilizando el I.P.C. trimestral con base 1992, tanto nacional como para las diferentes Comunidades Autónomas según el caso, para permitir las comparaciones temporales³. Con objeto de homogeneizar dichas comparaciones, a la luz de los datos actualmente disponibles, se ha trabajado con los cuatro trimestres de cada uno de los años que integran el período de estudio, que corresponde a 1997-2000. 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, ya que es la única encuesta de la última década, cuyos datos tienen representatividad a nivel de las Comunidades Autónomas, además de las justificaciones argumentadas en la Introducción. Por otra parte, siguiendo las directrices del INE para estudios sobre pobreza y desigualdad cuando se utiliza esta Encuesta, sólo se han seleccionado aquellos hogares que presentan un *grado de colaboración fuerte*,

³ El IPC trimestral se ha calculado como una media geométrica de los IPC mensuales con base 1992 publicados por el INE.

es decir, aquellos que anotan todos los gastos realizados en un período, incluidos los de bienes y servicios de periodicidad semanal, el autoconsumo y el autosuministro⁴. Esta restricción provoca reducciones drásticas en los tamaños muestrales, particularmente severas en el caso de las Comunidades Autónomas más pequeñas. Como ejemplo, a nivel nacional, el tamaño muestral se reduce a 3600 hogares.

Para determinar qué familias se consideran pobres, desde el punto de vista de la aproximación del gasto, se utiliza, como umbral de pobreza, la mitad de la media aritmética del gasto per cápita de cada entidad territorial considerada, ya sean las Comunidades Autónomas ó el Estado en su conjunto.

Las medidas de pobreza seleccionadas para formar parte de la batería básica, utilizada en este estudio, cumplen las propiedades básicas exigibles a una buena medida de pobreza (Domínguez, 2003). En concreto, dichos indicadores han sido los siguientes, teniendo en cuenta que q identifica al número de pobres, n el tamaño poblacional y z es el umbral de pobreza:

1. La medida de Sen (SEN)

$$SEN(x, z) = \frac{2}{(q+1)nz} \sum_{i=1}^q (z - x_i)(q+1-i)$$

2. La medida de Thon (THON)

$$THON(x, z) = \frac{2}{(n+1)nz} \sum_{i=1}^q (z - x_i)(n+1-i)$$

3. La medida de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke 2 (FGT2)

$$FGT2(x, z) = \frac{1}{nz^2} \sum_{i=1}^q (z - x_i)^2$$

4. La medida de Watts (WATTS)

$$WATTS(x, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q (\ln z - \ln x_i)$$

⁴ Véase la Metodología de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Base 1997.

5. La medida de Chackravarty 0.75 (CHACK0.75)

$$\text{CHACK0.75} (x, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[1 - \left(\frac{x_i}{z} \right)^{0.75} \right]$$

La proporción de pobres ($H=q/n$) se ha utilizado para estudiar la evolución de la incidencia de la pobreza en las diferentes poblaciones a lo largo de los periodos. Para el estudio de la intensidad de la pobreza, se han utilizado el resto de los indicadores simples presentados en este epígrafe.

3. METODOLOGÍA.

Se presenta, en primer lugar, la metodología apropiada para resumir la información proporcionada por la batería de indicadores simples, mediante la construcción de indicadores sintéticos de carácter transversal. Posteriormente, se propone la construcción de un único indicador sintético, que permita efectuar comparaciones dinámicas.

3.1. INDICADORES DE POBREZA SINTÉTICOS TRANSVERSALES.

En cada corte temporal, se puede resumir la información de los p indicadores de pobreza por medio del Análisis de Componentes Principales, adaptando la metodología desarrollada en García, Núñez, Rivera y Zamora (2002), en el ámbito del análisis de la desigualdad económica.

Así, para cada instante temporal, $t \in T = \{3erT1997, \dots, 4oT2000\}$, y para cada Comunidad Autónoma, x , se puede obtener un indicador de pobreza sintético transversal como una combinación lineal convexa de los p indicadores de pobreza, $I_1, \dots, I_p$, utilizando la primera componente principal, según la ecuación:

$$I(t, x) = \sum_{j=1}^p a_j(t) I_j(t, x), \quad (1)$$

siendo $a_j(t) = \frac{(u_j(t)/S_j(t))}{\sum_{h=1}^p (u_h(t)/S_h(t))}$, $u_j(t)$ la j -ésima coordenada del primer autovector

asociado a la matriz de correlaciones entre los indicadores de pobreza en el instante t , y $S_j(t)$ la desviación típica muestral del indicador de pobreza j -ésimo en el instante t .

El problema es que el indicador sintético transversal que se calcula de esta forma es distinto para cada período temporal considerado, puesto que los coeficientes de la combinación lineal convexa son diferentes en cada momento, lo cual imposibilita la utilización longitudinal del indicador obtenido.

3.2. CONSTRUCCIÓN DE UN INDICADOR SINTÉTICO DINÁMICO DE POBREZA.

Antes de comenzar con el resumen de la información que contienen los indicadores simples en los períodos temporales considerados, es necesario comprobar si la estructura de correlaciones que liga dichos indicadores es la misma o no en cada período. Para realizar dicha comprobación, se utiliza el contraste basado en el estadístico M de Box (Rencher, 1995, pág. 280 y siguientes), que permite contrastar la hipótesis nula de igualdad de matrices de varianzas y covarianzas.

En caso de que se pueda admitir la hipótesis nula, entonces el indicador sintético dinámico se puede calcular utilizando la primera componente del Análisis de Componentes Principales, aplicado sobre la matriz de correlación muestral combinada, esto es, aquélla que se calcula considerando conjuntamente los datos de todos los períodos temporales.

En caso contrario, se puede aplicar un caso particular del método del Análisis del Espacio Común (Krzanowski, 1979), que, en esencia, es un método algebraico que permite encontrar el espacio que está situado lo más próximo posible a todos los subespacios de partida. En este caso, se intentará

encontrar una única componente que resuma la información muestral obtenida en cada instante temporal, con lo que la aplicación de esta técnica nos permite obtener una única combinación que resumirá, en cierto sentido, la información de las diferentes componentes obtenidas a lo largo del tiempo.

Sea $U(t)$ el vector fila, de dimensión p , que se corresponde con el primer vector propio de la matriz de correlación asociada a las p variables (indicadores simples de pobreza) consideradas en el período t -ésimo ($t \in T = \{3erT1997, \dots, 4oT2000\}$).

Si todos los subespacios generados por cada una de las diferentes muestras son similares, lo normal es que se pudiera encontrar un vector V que esté lo suficientemente cerca de los vectores que generan dichos subespacios. Krzanowski (1979) demostró que dicho vector V es el vector propio asociado con el mayor autovalor de la matriz:

$$H = \sum_{t \in T} U'(t) \cdot U(t).$$

Este vector V es el que se tomará como vector generador del espacio común, que permitirá construir una combinación lineal convexa de las variables originales del tipo:

$$I(t, x) = \sum_{j=1}^p a_j I_j(t, x), \quad (2)$$

siendo $a_j = \frac{(v_j/S_j)}{\sum_{h=1}^p (v_h/S_h)}$, v_j la j -ésima coordenada del vector V , y S_j la

desviación típica muestral del indicador de pobreza j -ésimo.

4. PRESENTACIÓN Y ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS.

En el Cuadro 1, se presenta la incidencia de la pobreza, a partir de los datos muestrales contenidos en la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, medida a través de la proporción de pobres en cada entidad

territorial, y teniendo en cuenta las circunstancias ya comentadas al presentar los datos.

Cuadro 1: *Incidencia de la pobreza a nivel nacional y por Comunidades Autónomas, en el período 1997-2000.*

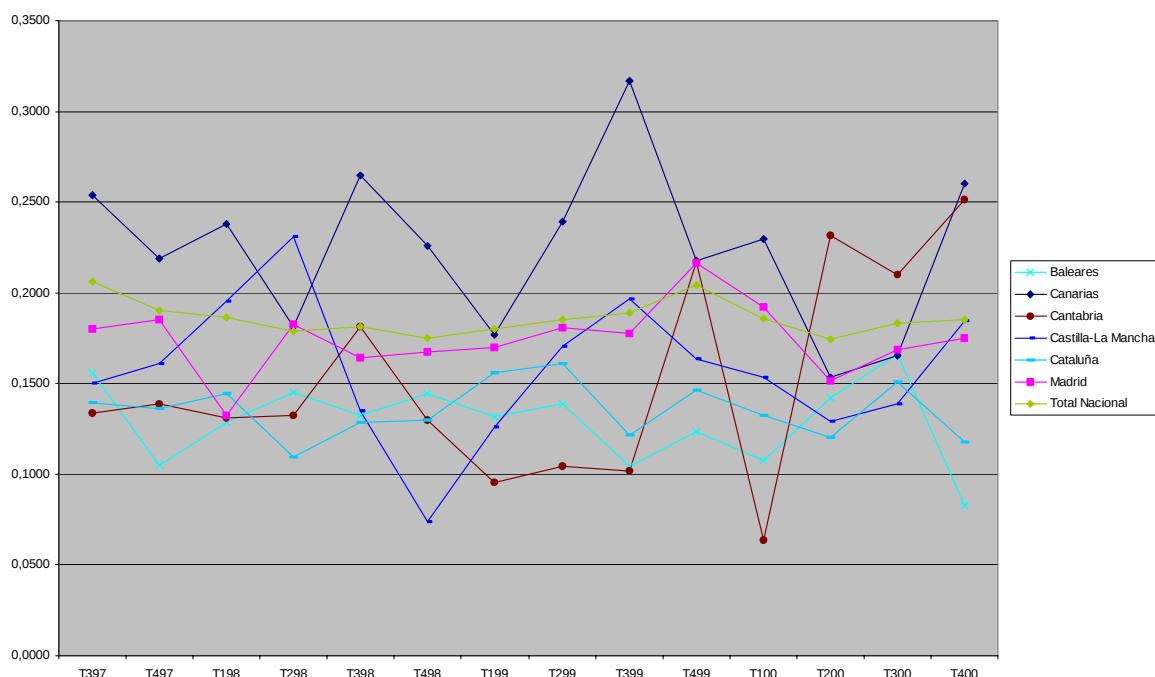
	T397	T497	T198	T298	T398	T498	T199	T299	T399	T499	T100	T200	T300	T400
Andalucía	0,2145	0,1894	0,1951	0,1894	0,1883	0,1701	0,1709	0,1632	0,2075	0,2091	0,1917	0,1446	0,2023	0,2156
Aragón	0,1612	0,1498	0,1702	0,0978	0,1856	0,2017	0,1554	0,1139	0,1788	0,1897	0,1991	0,1773	0,1707	0,1400
Asturias	0,1495	0,1906	0,1825	0,1500	0,2060	0,1271	0,1817	0,0956	0,1695	0,2367	0,1732	0,1383	0,1169	0,1802
Baleares	0,1559	0,1050	0,1288	0,1453	0,1327	0,1444	0,1317	0,1388	0,1044	0,1235	0,1073	0,1418	0,1662	0,0827
Canarias	0,2541	0,2187	0,2381	0,1813	0,2645	0,2258	0,1770	0,2391	0,3172	0,2176	0,2298	0,1531	0,1656	0,2602
Cantabria	0,1336	0,1386	0,1309	0,1322	0,1816	0,1297	0,0957	0,1045	0,1017	0,2170	0,0634	0,2319	0,2098	0,2511
Castilla-León	0,1030	0,1879	0,1271	0,2112	0,0906	0,1801	0,0782	0,1803	0,1232	0,2525	0,1017	0,1882	0,0850	0,1716
Castilla-La Mancha	0,1500	0,1611	0,1956	0,2312	0,1350	0,0740	0,1261	0,1704	0,1969	0,1638	0,1531	0,1291	0,1386	0,1848
Cataluña	0,1393	0,1361	0,1443	0,1095	0,1286	0,1296	0,1561	0,1613	0,1213	0,1465	0,1325	0,1205	0,1506	0,1177
Valencia	0,2011	0,1938	0,1900	0,2074	0,1676	0,1938	0,1751	0,1451	0,1557	0,1766	0,1611	0,1451	0,1562	0,2022
Extremadura	0,1041	0,1082	0,1928	0,1771	0,1779	0,2404	0,2807	0,1973	0,1636	0,2088	0,1659	0,1552	0,2048	0,1459
Galicia	0,2074	0,1719	0,1500	0,1694	0,2113	0,1624	0,2098	0,1839	0,1542	0,1875	0,2109	0,2031	0,2270	0,1748
Madrid	0,1803	0,1852	0,1324	0,1823	0,1639	0,1671	0,1699	0,1810	0,1774	0,2167	0,1922	0,1516	0,1687	0,1749
Murcia	0,3141	0,1669	0,1499	0,1750	0,1948	0,1713	0,1294	0,1646	0,1709	0,1428	0,1748	0,2765	0,1243	0,1343
Navarra	0,1405	0,0427	0,1002	0,1600	0,1917	0,1940	0,1545	0,1245	0,1200	0,1366	0,1194	0,1847	0,2569	0,0934
País Vasco	0,1608	0,1278	0,0787	0,0366	0,0972	0,1149	0,0895	0,0908	0,0834	0,1637	0,1174	0,1122	0,0924	0,0732
La Rioja	0,2829	0,1973	0,1495	0,1356	0,1023	0,0524	0,0977	0,1010	0,1189	0,1259	0,1672	0,1572	0,1698	0,1791
Ceuta y Melilla	0,2609	0,2083	0,1739	0,2340	0,1522	0,1890	0,1312	0,1964	0,1301	0,2540	0,1709	0,2833	0,2667	0,2683
Total Nacional	0,2063	0,1902	0,1867	0,1788	0,1814	0,1751	0,1802	0,1850	0,1890	0,2045	0,1858	0,1741	0,1831	0,1850

Fuente: Elaboración propia.

Entre los casos analizados, destacamos, en el Gráfico 1, algunos de relevante interés, como son el Total Nacional, que sirve como elemento de comparación; Madrid, con un comportamiento muy parecido en su evolución al Nacional; Canarias presenta siempre una mayor incidencia de la pobreza que la registrada a nivel nacional; en cambio, Cataluña y Baleares siempre sitúan su proporción de pobres por debajo de la nacional, y Cantabria resulta ser un territorio para el que se aprecia un aumento de la pobreza en el año 2000, tras fuertes oscilaciones desde el año 1999.

En relación con la Comunidad de Castilla-La Mancha, se aprecia que, tras un repunte en el primer semestre de 1998, la proporción de pobres se mantiene, en líneas generales, por debajo del nivel nacional, pasando a igualarse en el último período considerado.

Gráfico 1: Incidencia de la pobreza a nivel nacional y en las CC.AA. seleccionadas.



Pasemos ahora a analizar los aspectos ligados a la intensidad de la pobreza en España. Para ello, una vez obtenidos los indicadores de pobreza en cada instante temporal considerado, para cada unidad territorial analizada, el primer paso ha sido comprobar si puede admitirse la hipótesis de igualdad de las matrices de correlación, en todos los períodos considerados. Así, aplicando el contraste M de Box, se obtienen los resultados que se presentan en el Cuadro 2, a partir de los que se observa el rechazo de la hipótesis nula de igualdad de matrices de correlación y, por lo tanto, no se pueden considerar conjuntamente todos los indicadores de pobreza nacionales y autonómicos de todos los períodos, sino que se hace necesaria la aplicación de la técnica del Análisis del Espacio Común, como ya se explicó en la exposición de la metodología.

Cuadro 2: Resultado de la prueba M de Box para la igualdad de las matrices de correlaciones (aplicado sobre los datos tipificados).

Resultados de la prueba

M de Box		1631,546
F	Aprox.	11,446
	gl1	130
	gl2	49092,404
	Sig.	,000

Contrasta la hipótesis nula de que las matrices de covarianza poblacionales son iguales.

A continuación, se ha realizado el Análisis de Componentes Principales sobre los indicadores de pobreza, calculados para todas las entidades territoriales, en cada uno de los catorce instantes temporales considerados. En cada uno de dichos instantes, se comprobó que la primera componente principal absorbe la mayor parte de la varianza de los datos de partida, constituyéndose así como un buen resumen de la información en cada uno de los períodos. En el Cuadro 3, se muestran los porcentajes de la varianza que acumula esta primera componente principal en cada corte temporal.

Cuadro 3: Porcentaje de la varianza que explica la Primera Componente Principal.

Período	Autovalor	Porcentaje explicado de varianza
3T1997	4,973	99,461
4T1997	4,933	98,664
1T1998	4,950	99,002
2T1998	4,969	99,387
3T1998	4,980	99,600
4T1998	4,932	98,640
1T1999	4,848	96,958
2T1999	4,948	98,963
3T1999	4,970	99,406
4T1999	4,903	98,064
1T2000	4,961	99,210
2T2000	4,962	99,242
3T2000	4,963	99,261
4T2000	4,934	98,675

Fuente: Elaboración propia.

Se aprecia que, en el peor de los casos, la Primera Componente resume al menos un 96,958 % de la varianza de los indicadores de pobreza de partida, con lo cual la pérdida de información sufrida es prácticamente despreciable al utilizar dicha componente en lugar de la batería de indicadores de la que procede.

Una vez aplicado el método basado en el Análisis del Espacio Común, se obtiene la siguiente combinación lineal convexa de los indicadores que forman la batería seleccionada, al utilizar la Componente Común resultante:

$$I(t, x) = 0,1113 \cdot \text{SEN}(t, x) + 0,1147 \cdot \text{THON}(t, x) + 0,4150 \cdot \text{FGT2}(t, x) + 0,1343 \cdot \text{WATTS}(t, x) + 0,2248 \cdot \text{CHACK075}(t, x)$$

El autovector que genera los coeficientes de esta expresión es tal que el ángulo que forma con los autovectores derivados de los Análisis de Componentes Principales transversales es, en el peor de los casos, de 0'66° ó de 0'0115 radianes. Este hecho permite dar una idea de la gran proximidad de la Componente Común propuesta a todos y cada uno de los indicadores sintéticos transversales que permitieron condensar la información en la primera fase.

Utilizando este indicador sintético dinámico (obsérvese cómo los coeficientes no dependen del tiempo), que se propone, se obtienen los valores que figuran en el Cuadro 4. En dicho cuadro, se destacan los casos de la Comunidad de Castilla-La Mancha y del Total Nacional, para facilitar su comparación.

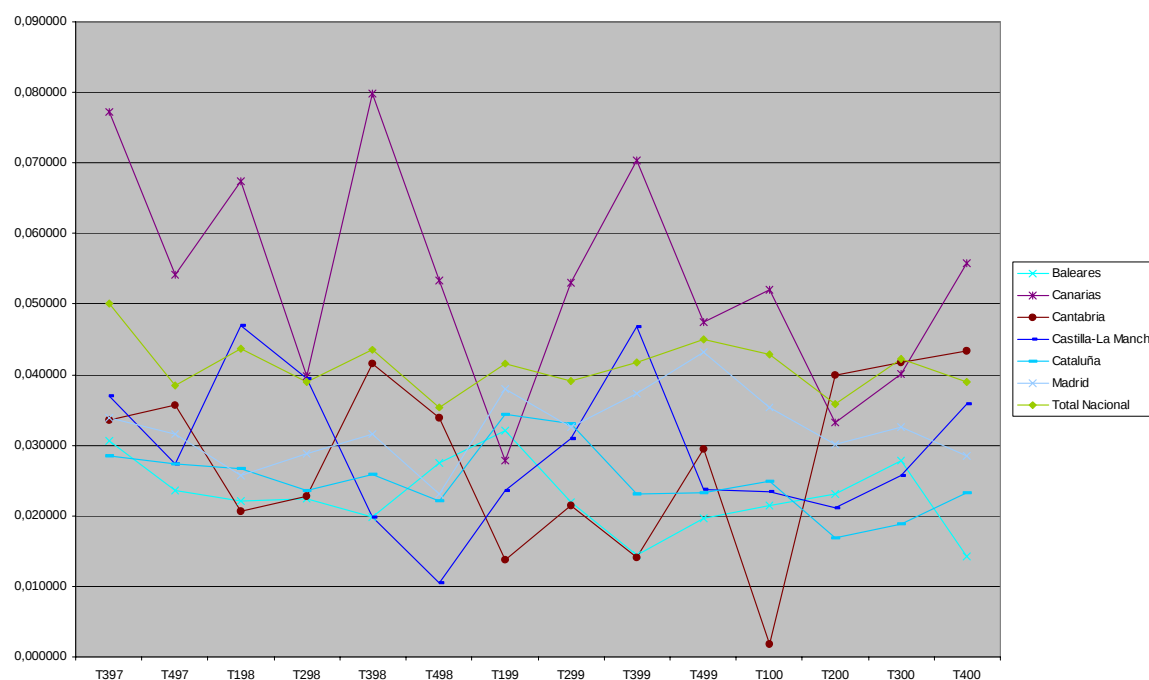
Cuadro 4: Valores del Indicador Sintético Dinámico, por Comunidades Autónomas.

	T397	T497	T198	T298	T398	T498	T199	T299	T399	T499	T100	T200	T300	T400
Andalucía	0,0501	0,0371	0,0423	0,0361	0,0470	0,0362	0,0403	0,0359	0,0455	0,0476	0,0472	0,0311	0,0386	0,0380
Aragón	0,0301	0,0243	0,0344	0,0234	0,0368	0,0302	0,0275	0,0207	0,0293	0,0288	0,0475	0,0345	0,0313	0,0209
Asturias	0,0287	0,0316	0,0443	0,0341	0,0487	0,0253	0,0357	0,0215	0,0381	0,0470	0,0438	0,0209	0,0250	0,0284
Baleares	0,0307	0,0235	0,0221	0,0225	0,0198	0,0275	0,0321	0,0219	0,0143	0,0197	0,0214	0,0231	0,0277	0,0142
Canarias	0,0773	0,0541	0,0674	0,0397	0,0799	0,0533	0,0278	0,0529	0,0703	0,0474	0,0521	0,0332	0,0402	0,0558
Cantabria	0,0335	0,0356	0,0207	0,0228	0,0415	0,0339	0,0137	0,0214	0,0140	0,0294	0,0017	0,0399	0,0418	0,0433
Castilla-León	0,0421	0,0370	0,0495	0,0446	0,0193	0,0418	0,0254	0,0365	0,0365	0,0532	0,0169	0,0471	0,0217	0,0498
Castilla-La Mancha	0,0370	0,0273	0,0470	0,0395	0,0199	0,0105	0,0236	0,0309	0,0467	0,0238	0,0234	0,0212	0,0256	0,0358
Cataluña	0,0284	0,0273	0,0267	0,0235	0,0258	0,0221	0,0344	0,0330	0,0231	0,0232	0,0249	0,0169	0,0189	0,0232
Valencia	0,0438	0,0293	0,0396	0,2318	0,0371	0,0293	0,0314	0,0243	0,0225	0,0306	0,0322	0,0243	0,0316	0,0453
Extremadura	0,0147	0,0175	0,0453	0,0317	0,0410	0,0589	0,0664	0,0380	0,0303	0,0279	0,0314	0,0378	0,0396	0,0225
Galicia	0,0553	0,0238	0,0323	0,0379	0,0483	0,0262	0,0442	0,0418	0,0418	0,0399	0,0492	0,0445	0,0521	0,0332
Madrid	0,0340	0,0316	0,0257	0,0288	0,0316	0,0231	0,0380	0,0326	0,0373	0,0433	0,0353	0,0301	0,0326	0,0285
Murcia	0,0790	0,0374	0,0295	0,0239	0,0473	0,0359	0,0410	0,0310	0,0331	0,0352	0,0299	0,0418	0,0232	0,0253
Navarra	0,0229	0,0107	0,0194	0,0271	0,0254	0,0286	0,0290	0,0308	0,0211	0,0372	0,0176	0,0190	0,0417	0,0153
País Vasco	0,0259	0,0230	0,0110	0,0021	0,0172	0,0216	0,0180	0,0201	0,0153	0,0341	0,0247	0,0110	0,0150	0,0132
La Rioja	0,0819	0,0455	0,0306	0,0220	0,0246	0,0109	0,0205	0,0203	0,0254	0,0286	0,0343	0,0276	0,0562	0,0355
Ceuta y Melilla	0,0901	0,0364	0,0355	0,0844	0,0493	0,0454	0,0518	0,0590	0,0349	0,0376	0,0355	0,1231	0,1077	0,0501
Total Nacional	0,0500	0,0384	0,0437	0,0390	0,0434	0,0354	0,0416	0,0391	0,0417	0,0450	0,0429	0,0359	0,0421	0,0389

Fuente: Elaboración propia.

Se aprecia que los valores que toma el indicador sintético en Castilla-La Mancha oscilan alrededor de los valores obtenidos para el Total Nacional, siendo, en general, inferiores. Este hecho se puede comprobar en el Gráfico 2, en el que se han incluido, además, las trayectorias del indicador sintético para todos los casos comentados al efectuar el análisis dinámico de la incidencia de la pobreza.

Gráfico 2: Representación de la Componente Común del Indicador Sintético durante el período 1997-2000.



En general, se aprecian comportamientos similares a los obtenidos en el análisis de la incidencia, lo que podría interpretarse, en general, diciendo que las características de las diversas poblaciones pobres detectadas resultan ser parecidas, ya que la incidencia y la intensidad varían en proporción directa. Obviamente, si en algún caso se apreciase escasa incidencia acompañada de una acusada intensidad, revelaría la existencia de bolsas severas de pobreza.

En el caso de la Comunidad de Castilla-La Mancha, puede apreciarse como la trayectoria de la intensidad de pobreza se mantiene casi siempre por debajo de la observada a nivel nacional, excepto dos pequeños repuntes, situados en el primer semestre del año 1998 y en el tercer trimestre del año 1999. Sin embargo, el diferencial observado con respecto al caso nacional

resulta ser bastante notable en algunas etapas del ciclo observado, tendiendo a reducirse al final del mismo.

5. CONCLUSIONES.

En el presente trabajo, se efectúa una propuesta metodológica para la construcción de un indicador sintético dinámico de pobreza. Para ello, se hace uso de un esquema de dos fases. En primer lugar, se selecciona una batería de indicadores simples de pobreza, que cumplan las propiedades mínimas exigibles en la literatura y, a través del Análisis de Componentes Principales, se genera un indicador sintético que recoge la mayor parte de la información suministrada por los indicadores que componen dicha batería. Como el porcentaje de varianza explicada resulta ser muy alto, cabe deducir que la información común retenida está relacionada con el rasgo esencial que les sirve de relación que, en este caso, deberá ser la intensidad de pobreza necesariamente. Ahora bien, esta técnica proporciona indicadores sintéticos cuyos coeficientes varían en cada instante temporal considerado y, por ello, se les ha denominado indicadores sintéticos transversales. La segunda fase consiste en la obtención de un indicador sintético que, siendo combinación lineal de los indicadores de partida, presenta, no obstante, coeficientes constantes en el tiempo, lo que le confiere un carácter longitudinal.

Por otra parte, se ha probado la utilidad práctica del indicador sintético dinámico, estudiando las trayectorias de la intensidad de la pobreza registrada en España, durante el período 1997-2000, tanto a nivel nacional como autonómico, utilizando datos del gasto de los hogares, suministrados por la E.C.P.F. Los resultados demuestran ser perfectamente coherentes, teniendo en cuenta las propias trayectorias de los indicadores de pobreza de partida, con lo que cumple la doble función de resumir la información que contienen en un solo indicador y de permitir las comparaciones tanto transversales como longitudinales.

En cuanto a los resultados obtenidos, cabe destacar la estrecha relación observada entre las trayectorias que muestran la incidencia y la intensidad de la pobreza, a lo largo del ciclo considerado, tanto a nivel nacional como autonómico. Esto sugiere que las características relativas de la población pobre son parecidas en todas las poblaciones estudiadas, si se establece la comparación, como es el caso, en términos totalmente relativos. En este sentido, estas conclusiones se verían afectadas si se tienen en cuenta los diferentes niveles de gasto medio de cada entidad territorial, que son distintos. Para poner esto de manifiesto, bastaría con fijar el umbral de pobreza nacional como referente para todos los casos y periodos considerados, lo que permitiría restar relatividad a los umbrales de pobreza utilizados en este trabajo.

Finalmente, cabe mencionar que la incidencia de la pobreza se sitúa, para el conjunto nacional, entre el 17,41% y el 20,63%, a lo largo del período considerado, siendo del 18,5% en el cuarto trimestre de 2000. Estas cifras revelan un comportamiento relativamente estable, durante el periodo 1997-2000. En relación con la situación autonómica, se observa un comportamiento menos estable, debido a las oscilaciones provocadas por la drástica disminución del tamaño muestral en algunos casos. La intensidad registrada, a nivel nacional, oscila entre el 3,54% y el 5%, aunque estos valores deben interpretarse con cautela, debido a la propia construcción de los indicadores de partida, lo que implica que su validez sea más adecuada para efectuar comparaciones que su interpretación en términos absolutos.

6. BIBLIOGRAFÍA.

- Atkinson, A.B. (1987): "On the measurement of poverty". *Econometrica*, 55(4), 749-764.
- Banco Mundial (2000): *Informe sobre el Desarrollo Mundial 2000/2001: Lucha contra la pobreza*. Ed. Mundi-Prensa. Madrid.
- Casas, J.M.; Domínguez, J.; Núñez, J.J. (1998): "Análisis crítico de las medidas estadísticas de pobreza: Evolución en España". *Anales de Economía Aplicada*. XII Reunión Anual de ASEPELT-España, Córdoba. Publicado en CD-ROM.
- Casas, J.M.; Domínguez, J.; 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. Publicación en CD-ROM.
- Casas, J.M.; Domínguez, J.; Núñez, J.J. (2003): "La pobreza en España. Estudio a partir de curvas IID y su sensibilidad frente a escalas de equivalencia". Incluido en *Información económica y técnicas de análisis en el siglo XXI* (Casas, J.M. y Pulido, A., coords.). INE. Madrid, 161-173.
- Del Río, C.; Ruiz-Castillo, J. (2001): "TIP's for poverty analysis. The case of Spain, 1980-81 to 1990-91". *Investigaciones Económicas*, XXV, 1, 63-91.
- Domínguez, J. (2003): *Análisis Dinámico de la Pobreza y la Estructura de los Hogares*. Tesis Doctoral. Granada.
- Domínguez, J.; García, C.; Herrerías, R.; 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". *XXVIII Reunión de Estudios Regionales*. Murcia. Publicación en CD-ROM.
- Domínguez, J.; Núñez, J.J. (2003): "Análisis de la pobreza en Andalucía, durante el período 1997-2000, a partir de los gastos familiares". Ponencia. *Anales de Economía Aplicada 2003*. XVII Reunión Anual de Asepelt-España. Almería. Publicación en CD-ROM.
- Duclos, J.-Y.; Mercader-Prats, M. (1999): "Household needs and poverty: with application to Spain and the U.K.". *Review of Income and Wealth*, 45, 1, 77-98.

- Foster, J.E. (1984): "On economic poverty: A survey of aggregated measures". *Advances in Econometrics*, 3, 212-251.
- Foster, J.E.; Sen, A.K. (1997): *On economic inequality. Expanded edition: Annexe*. Clarendon Paperbacks. Oxford.
- Foster, J.E.; Shorrocks, A.F. (1988a): "Notes and comments. Poverty orderings". *Econometrica*, 56 (1), 173-177.
- Foster, J.E.; Shorrocks, A.F. (1988b): "Poverty orderings and welfare dominance". *Social Choice*, 5, 179-198.
- García, C.; Núñez, J.J.; Rivera, L.F.; Zamora, A.I. (2002): "Análisis comparativo de la desigualdad a partir de una batería de indicadores. El caso de las Comunidades Autónomas españolas en el período 1973-1991". *Estudios de Economía Aplicada*, 20-I, 137-154.
- Hagenaars, A.J.M. (1986): *The perception of poverty*. North Holland. Amsterdam.
- I.N.E. (1998): *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (Renovada en el 2º trimestre de 1997)*. Metodología. I.N.E. Madrid.
- Jenkins, S.P.; Lambert, P.J. (1997): "Three I's of poverty curves, with an analysis of UK poverty trends". *Oxford Economic Papers*, 49, 317-327.
- Krzanowski, W.J. (1979): "Between-group comparison of principal components". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 703-707; correction note (1981): 76, 1022.
- Krzanowski, W.J. (1984): "Principal component analysis in the presence of group structure". *Applied Statistics*, 33, 164-168.
- Laderchi, C.R. (1997): "Poverty and its many dimensions: The role of income as an indicator". *Oxford Development Studies*, 25 (3), 345-360.
- Núñez, J.J. (1990): "Una clase de índices estadísticos de pobreza". *Actas de las XV Jornadas Luso-Españolas de Matemáticas*. Vol. IV, 313-319. Évora (Portugal).
- Pena, J.B.; Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Núñez, J.J. (1996): *Distribución Personal de la Renta en España*. Pirámide. Madrid.
- Rencher, A.C. (1995): *Methods of Multivariate Analysis*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. New York.
- Ruíz-Castillo, J. (1987): "La medición de la pobreza y la desigualdad en España 1980-81". *Banco de España. Estudios Económicos*, 42, Madrid.

Sen, A.K. (1973): *On Economic Inequality*. Clarendon Press. Oxford.

Sen, A.K. (1976): "Poverty: An ordinal approach to measurement".
Econometrica, 44, 219-231.