

TENDENCIAS DE LOS NIVELES DE VIDA EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS EN EL PERÍODO 1997-2001*. (PONENCIA)

Domínguez Domínguez, Juana (juana.dominguez@uah.es) (Autor Correspondencia)

Núñez Velázquez, José Javier (josej.nunez@uah.es)

Rivera Galicia, Luis Felipe (luisf.rivera@uah.es)

Departamento de Estadística, Estructura Económica y O.E.I.
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Plaza de la Victoria, s/n, 28802 Alcalá de Henares. Madrid
Universidad de Alcalá.

RESUMEN

En la literatura existe un amplio abanico de medidas de desigualdad, para estudiar el nivel de vida. Sin embargo, no existe consenso sobre cuales son las propiedades deseables que debería verificar tal indicador de desigualdad. Por tanto una primera opción sería seleccionar una batería de ellos que cumplan unos requisitos mínimos.

Así pues, una alternativa es la construcción de un indicador sintético de desigualdad a partir de todos los que componen dicha batería y, por lo tanto, de un indicador sintético del nivel de vida para, de este modo, poder analizar cómo evolucionan las diferentes Comunidades Autónomas a partir de sus gastos familiares, en la línea del indicador transversal propuesto en García, Núñez, Rivera y Zamora (2002). A partir de estos indicadores transversales, se propone una modificación basada en la construcción de un nuevo indicador que permitirá efectuar un análisis comparativo dinámico a través del período considerado, siguiendo una técnica similar a la propuesta en Domínguez, Núñez y Rivera (2003), en el marco del estudio de la pobreza.

Las razones apuntadas permiten diseñar un indicador con potencialidades dinámicas que van más allá del análisis comparativo desarrollado en este trabajo. Así, por ejemplo, aunque el período considerado aquí resulta demasiado corto para poder hablar de convergencia, sí se muestran las capacidades del indicador propuesto para estudiarla si se dispone de datos para un período mayor. Este hecho permite sugerir esta propuesta como alternativa para este tipo de estudios, complementando las propuestas de Barro y Sala-i-Martin (1992) y las de convergencia estocástica de Quah (1993, 1996).

Para llevar a cabo este estudio se han utilizados los datos procedentes de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) con base 1997 en el período 1997-2001.

Palabras Clave: Nivel de vida, Desigualdad, Distribución de gastos.

Clasificación JEL: D31; D63; C43

* Los autores agradecen la subvención de la Universidad de Alcalá a través del Proyecto de Investigación UAH-PI2004/034

1. INTRODUCCIÓN.

Los aspectos relacionados con el bienestar social de la población constituyen un tema de indudable trascendencia en la investigación económica. En efecto, varias han sido las aproximaciones para medir este concepto, de indudable trascendencia social y de amplias dificultades metodológicas. En este sentido, una excelente panorámica puede verse en Pena (1977), por ejemplo.

Entre las aproximaciones mencionadas, ha tomado auge en los últimos años la que postula la extracción de información a través de una batería suficientemente amplia de indicadores sociales. El uso de indicadores sociales para el análisis de las condiciones de vida de la población se lleva a cabo desde principios de los años 60. En este sentido, en el ámbito de Naciones Unidas, la Comisión Estadística publicó, en 1961, una definición y propuesta de medida de los niveles de vida y el Instituto de Investigación para el Desarrollo Social (UNRISD) publica en 1985 un estudio metodológico sobre indicadores, titulado *Medición y análisis de desarrollo socioeconómico*. Así mismo, en 1983, la O.C.D.E. publica el trabajo titulado *Living conditions in O.E.C.D. countries: A compendium of social indicators*, que comenzó a elaborarse a principios de la década de los 70.

Por otra parte, en 1977, la Oficina Estadística de la Comunidad Europea comenzó a publicar varios números con el título *Social indicators of the European Community* y, en 1991, comenzó la segunda fase de su programa *Social Portrait of Europe*.

La experiencia de los países desarrollados en indicadores sociales ha sido muy variada. El Instituto Nacional de Estadística los define como *compendios de datos básicos que dan una medida concisa de la situación y cambios relativos a aspectos de las condiciones de vida de la población que son objeto de preocupación social* (INE, 1991, pág. 13). De esta manera, la mayor parte de los países recurren a las encuestas de hogares como fuente principal de datos sobre el nivel de vida.

Así pues, lo que todo estudio sobre indicadores sociales se propone, salvo matices en la metodología, es investigar la distribución y evolución en el tiempo del bienestar de la población. Es precisamente esta preocupación por la distribución del bienestar la que se refleja en los indicadores e informes sociales producidos en las sociedades del bienestar. No obstante, de la batería de posibles indicadores para medir el bienestar de una sociedad, en este trabajo sólo se utilizarán los relacionados con la desigualdad económica y el nivel de vida, siguiendo postulados basados en la construcción de *funciones de bienestar ó valoración social*. Medir la desigualdad puede significar, simplemente, constatar el hecho de que el gasto, o la renta, es distinta para cada individuo, o significar un juicio moral de la situación, bajo la presunción de que la igualdad es deseable (Bartels, 1977). Sin embargo, en la mayoría de los estudios realizados, no son los individuos, sino las unidades familiares en que ellos se integran, las verdaderas unidades de análisis en cuanto sujetos de relaciones sociales o en cuanto sujetos de desigualdad.

La medición de la desigualdad a través de indicadores agregados se ha desarrollado considerablemente durante los últimos 30 años, como consecuencia de los avances experimentados en dos direcciones complementarias:

- El desarrollo de una literatura de fuerte contenido analítico, iniciada por Atkinson (1970) y Kolm (1976a y 1976b), que han servido para clarificar las bases axiomáticas de todo intento de medición de conceptos tan cargados de connotaciones normativas.
- La constante y creciente aparición de potentes muestras con información microeconómica sobre la renta o el gasto y las características demográficas, geográficas y socioeconómicas de la población cuyos aspectos distributivos se desea investigar.

Sin embargo, puede considerarse que la herramienta que mayor acuerdo suscita es la curva de Lorenz¹, de manera que una distribución de rentas, o de gastos, resulta ser más desigual que otra si la curva de Lorenz de la primera domina (encierra) completamente a la segunda, generando la relación de *dominación de Lorenz*. Así pues, esta relación no presenta una estructura de orden completa; es decir, en el caso de que dos curvas de Lorenz se corten no puede concluirse cuál de las correspondientes distribuciones es menos desigual.

Shorrocks (1983) propone la utilización de las curvas de Lorenz generalizadas, que se obtienen multiplicando las ordenadas de la curva de Lorenz por la renta media de la distribución (μ), lo que supone un cambio de escala. Es decir:

$$LG(p) = \mu L(p), \quad p \in [0,1]$$

No obstante, ahora ya no se mide desigualdad, sino que se incorpora una medida de nivel de vida, como es la renta media, y supone admitir que una sociedad prefiere repartos con mayor renta media para niveles similares de desigualdad. De esta manera, se admite generalmente que el concepto que subyace es bienestar social o, más exactamente, nivel de vida-renta, haciendo hincapié en que sólo mide el nivel de vida que puede cuantificarse en términos de renta (Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez, 1996). Así, se admite implícitamente que la renta media influye sobre el nivel de vida en relación directa, mientras que la desigualdad también lo hace a través de la curva de Lorenz. Estas curvas reducen significativamente el número de intersecciones en las comparaciones. En cualquier caso, ésta sigue generando una relación de orden parcial.

Esta problemática aconseja la selección de indicadores agregados que cuantifiquen la desigualdad presente en la distribución. Ahora bien, es suficientemente conocido que diferentes indicadores de desigualdad pueden proporcionar ordenaciones distintas de las distribuciones que se desean comparar. Por lo tanto, sería deseable determinar un criterio que permita seleccionar las medidas que deben utilizarse en cualquier trabajo empírico. A este respecto, la literatura sigue dos direcciones:

- Dada una ordenación parcial de aceptación general, como la inducida por la Curva de Lorenz, se ha buscado la caracterización de la clase de indicadores consistentes con ella (Foster, 1985).

¹ Propuesta en Lorenz (1905), puede verse una amplia descripción en Kakwani (1980), Nygard and Sandström (1981) ó en Kendall and Stuart (1977, 49-51), por ejemplo.

- Se han investigado ampliamente las propiedades, a veces denominadas axiomas, que satisfacen las distintas medidas de desigualdad (Nygard y Sandström, 1981).

Además, puesto que en este trabajo se propone el estudio del nivel de vida² de los hogares, debe contemplarse la opción de diseñar funciones de valoración social dependientes de estos mismos elementos, en la línea de las curvas generalizadas de Shorrocks, de acuerdo con la siguiente formulación general para vectores de renta ó gasto:

$$W(x) = W[\mu(x), I_d(x)], \quad (1)$$

crecientes con $\mu(x)$ y decrecientes con el indicador normalizado de desigualdad $I_d(x)$. Concretamente, esta será la aproximación utilizada en este trabajo, en su versión más simple como se identificará en la metodología, en la línea de la adoptada por Del Río y Ruiz-Castillo (2002), en la que se utiliza el índice de Theil de orden 1 como medida de desigualdad³. Sin embargo, a diferencia de ésta, en este trabajo optaremos por un indicador de desigualdad más elaborado que supere la problemática generada por la selección del mismo, que se presenta a continuación.

Así pues, el problema que se plantea ahora es qué indicador de desigualdad debe seleccionarse, ante la amplia variedad existente en la literatura, para estudiar el nivel de vida. Una primera opción sería seleccionar aquel que presente las mejores propiedades, pero, llegados a este punto, no existe consenso en la comunidad científica sobre cuáles son siquiera las propiedades deseables que debería cumplir tal indicador de desigualdad, llegando a seleccionar una batería de ellos que cumplan unos requisitos mínimos. Así pues, una alternativa es la construcción de un indicador sintético de desigualdad a partir de todos los que componen dicha batería y, por lo tanto, de un indicador sintético del nivel de vida para, de este modo, poder analizar cómo evolucionan las diferentes Comunidades Autónomas a partir de sus gastos familiares, en la línea del indicador transversal propuesto en García, Núñez, Rivera y Zamora (2002). A partir de estos indicadores transversales, se propone una modificación basada en la construcción de un nuevo indicador que permitirá efectuar un análisis comparativo dinámico a través del período considerado, siguiendo una técnica similar a la propuesta en Domínguez, Núñez y Rivera (2003), en el marco del estudio de la pobreza. Las razones apuntadas permiten diseñar un indicador con potencialidades dinámicas que van más allá del análisis comparativo desarrollado en este trabajo.

Para llevar a cabo este estudio, se ha estructurado como sigue. En primer lugar, se justifica la elección de los datos utilizados. En el apartado 3, se presenta la batería de indicadores simples de desigualdad seleccionados, así como los correspondientes para medir el nivel de vida. A continuación, en el siguiente apartado, se desarrolla la metodología apropiada, tanto para la elaboración de indicadores de desigualdad (nivel de vida) sintéticos transversales, como para la construcción de un

² En relación con los conceptos de bienestar y nivel de vida, entendemos que son más amplios, por lo que este trabajo se acercará más al concepto de nivel de vida-renta, en terminología de Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996), aunque desde la óptica del gasto, como se argumentará posteriormente.

³ Un amplio análisis sobre este tipo de funciones de valoración social puede encontrarse en Blackorby and Donaldson (1978), Ruiz-Castillo (1986) ó Herrero y Villar (1989), entre otros.

indicador sintético dinámico de desigualdad (nivel de vida), estudiando sus posibilidades dinámicas. En el epígrafe 5, se lleva a cabo la presentación y análisis de los resultados obtenidos. Finalmente, se detallan las conclusiones más interesantes de este trabajo.

2. DATOS UTILIZADOS.

Para afrontar el estudio que se pretende realizar en este trabajo, ha sido preciso seleccionar una fuente de datos que tuviera en cuenta las características básicas del fenómeno que pretendemos analizar. En primer lugar, debe tener una representatividad suficiente tanto a nivel nacional como regional, ya que los casos de estudio cuya evolución se pretende analizar vienen determinados por las diferentes Comunidades Autónomas, incluyendo el Total Nacional como elemento que servirá como referente para la comparación. En segundo lugar, la fuente de datos seleccionada debe tener un ámbito temporal suficientemente cercano a la actualidad para proporcionar información relevante, en cuanto a la evolución reciente de los niveles de vida en nuestro país.

Con estas dos restricciones, se ha optado finalmente por utilizar la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, con base 1997, (E.C.P.F.), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (I.N.E.). Se ha trabajado con los datos correspondientes al gasto de los hogares, desde el 3^{er} Trimestre de 1997 hasta el 3^{er} Trimestre de 2001 (último periodo temporal disponible en el momento de realizar este estudio). Por tanto, se han utilizado datos relativos a las Comunidades Autónomas, medidos sobre 17 nodos temporales, igualmente espaciados (cada trimestre viene a representar un nodo temporal). Para los estudios relacionados con la desigualdad o la pobreza, el I.N.E. recomienda utilizar sólo la información de aquellos hogares de la Encuesta que presenten un grado fuerte de colaboración⁴. Con esta restricción, el tamaño muestral de la ECPF que, en principio, sería aproximadamente de 8000 hogares, se reduce drásticamente a la mitad. Esto hecho va a provocar que los resultados sobre algunas Comunidades Autónomas deban entenderse con algunas reservas⁵.

Para facilitar la comparación temporal, se han deflacionado los datos, utilizando el correspondiente Índice de Precios de Consumo (IPC) trimestral⁶. Por otra parte, en este estudio, se ha considerado el hogar como la unidad básica de consumo, entendiendo que sus bienes y recursos son disfrutados por todos sus miembros, con independencia de quien sea el que los aporta, de manera que todos ellos gozan de un mismo nivel de vida. Además, se utiliza el gasto familiar como indicador de la posición económica del hogar, por cuanto permite aproximar su consumo, más apropiado para el estudio del nivel de vida de los hogares (Ruiz-Castillo, 1987)⁷.

⁴ El grado colaboración fuerte identifica a aquellos hogares que durante una semana del mes anotan todos los gastos que se producen en el hogar, sea cual sea la cuantía de éste. Los hogares con un grado de colaboración débil sólo anotan parte de sus gastos semanales, los que superan una cierta cantidad.

⁵ En concreto, las uniprovinciales y, muy especialmente, las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, así como aquellas que cuentan con pocos habitantes.

⁶ Para ello, se utiliza la media geométrica de los IPC mensuales.

⁷ Si sólo se analizara desigualdad y nivel de vida-renta, podría ser preferible la renta, como argumentan Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez, 1996.

Si se desea estudiar el nivel de vida de los hogares, parece lógico suponer que las necesidades de estos varían según su composición. Para homogeneizar dichas necesidades, 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 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 total del hogar y E es el número equivalente de adultos, según 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, o Domínguez, Núñez y Rivera, 2002, por ejemplo). En este trabajo, siguiendo los criterios expuestos en Pena, Casas, Callealta, Merediz y Núñez (1996), se utiliza el *gasto per capita*, es decir, que el número equivalente de adultos se corresponde para cada hogar con el número de miembros que lo componen.

3. INDICADORES SIMPLES DE DESIGUALDAD.

Sea $\{(x_i, f_i) : i = 1, \dots, k\}$ el vector que contiene los valores muestrales del *gasto per cápita* por hogar (x_i), y el factor de elevación asignado a dicho hogar en el conjunto de la población (f_i) de los k hogares incluidos en cada una de las oleadas de la ECPF.

Los indicadores simples de desigualdad que se han elegido para realizar este estudio son los siguientes⁸:

1. Medida de Desigualdad de Atkinson de orden 0.5 (*ATKIN0.5*):

$$ATKIN0.5 = 1 - \frac{1}{\mu} \left(\sum_{i=1}^k f_i \sqrt{x_i} \right)^2,$$

donde μ es la media aritmética de la distribución de gastos.

2. Medida de Desigualdad de Atkinson de orden 1 (*ATKIN1*): $ATKIN1 = 1 - \prod_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^{f_i}$

3. Medida de Desigualdad de Atkinson de orden 2 (*ATKIN2*): $ATKIN2 = 1 - \left(\frac{\mu_A}{\mu} \right)$

donde μ_A es la media armónica de la distribución de gastos.

4. Coeficiente de Variación al Cuadrado Normalizado (*CV2NORM*):

$$CV2NORM = \frac{CV^2}{1 + CV^2},$$

⁸ Para encontrar una amplia justificación de la elección de esta batería y su utilización en los estudios sobre desigualdad, véase Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996) ó García, Núñez, Rivera y Zamora (2002).

donde CV es el coeficiente de variación de la distribución de gastos.

5. Índice de Gini ($GINI$):
$$GINI = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k |x_i - x_j| f_i f_j$$

6. Índice de Pietra ($PIETRA$):
$$PIETRA = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^k |x_i - \mu| f_i$$

7. Medida de Desigualdad de Theil de Orden 1 Normalizada ($TH1.NORM$):

$$TH1.NORM = 1 - \exp\left(-\frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^k x_i \log(x_i/\mu) f_i\right).$$

4. METODOLOGÍA.

En primer lugar, se va a presentar 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 permite efectuar comparaciones dinámicas.

4.1. INDICADORES DE DESIGUALDAD SINTÉTICOS TRANSVERSALES.

En cada nodo temporal, se puede resumir la información de los indicadores de desigualdad y nivel de vida a través de una adaptación del Análisis de Componentes Principales, adecuando la metodología desarrollada en García, Núñez, Rivera y Zamora (2002), en el ámbito del análisis de la desigualdad económica.

Así, para cada caso de estudio (Comunidad Autónoma o Total Nacional), r , y para cada instante temporal, $t \in T = \{3erT1997, \dots, 3erT2001\}$ ⁹, se puede obtener un indicador sintético transversal de desigualdad, mediante una combinación lineal convexa de los p indicadores de desigualdad seleccionados, I_1, \dots, I_p , utilizando la primera componente principal, según la ecuación:

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

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 de los indicadores de desigualdad en el instante t , y $S_j(t)$ la desviación típica muestral del indicador de desigualdad j -ésimo, calculada sobre todos los casos de estudio en el instante t .

El inconveniente de este método radica en que el indicador sintético transversal que se calcula de esta manera depende del período temporal considerado, puesto que depende de la información

⁹ Estas abreviaturas indican los trimestres de referencia de los datos, tal y como se expuso en el punto 2.

muestral de cada trimestre. Por lo tanto, los coeficientes de la combinación lineal convexa son diferentes en cada momento, lo cual imposibilita la comparación longitudinal de los diferentes indicadores obtenidos.

4.2. INDICADOR SINTÉTICO DINÁMICO DE DESIGUALDAD.

Antes de resumir la información que contienen los indicadores simples en los períodos temporales considerados, se propone comprobar si la estructura de correlaciones que liga dichos indicadores es la misma en cada período. Para realizar dicha comprobación, se utiliza un contraste basado en el estadístico M de Box¹⁰, que permite contrastar la hipótesis nula de igualdad de matrices de varianzas y covarianzas.

En caso de que se pueda admitir la hipótesis nula, el indicador sintético dinámico se puede calcular utilizando la primera componente del Análisis de Componentes Principales, que será común, aplicado sobre la matriz de correlación muestral combinada (Flury, 1984); esto es, aquélla que se calcula considerando conjuntamente los datos de todos los períodos temporales, obteniendo un indicador análogo al presentado en el apartado 4.1, pero que posee una única expresión para todos los instantes temporales considerados.

En caso contrario, se propone aplicar una adaptación del denominado Análisis del Espacio Común (Krzanowski, 1979, 1982, 1984), que, en esencia, es un método algebraico que permite encontrar el espacio más próximo a todos los subespacios de partida. En este caso, se trata de encontrar un único vector que resuma la información muestral obtenida en cada instante temporal, con lo que esta técnica nos permite extraer una única combinación lineal que resumirá, en cierto sentido, la información de las diferentes componentes obtenidas a lo largo del tiempo. A continuación, se ofrece una descripción más formal del método.

Sea $U(t)$ el vector fila, de dimensión p , que corresponde al primer vector propio de la matriz de correlación asociada a las p variables (indicadores simples de desigualdad), consideradas en el período t ($t \in T = \{3erT1997, \dots, 3erT2001\}$). Si los subespacios generados por cada uno de los autovectores obtenidos en cada una de las diferentes muestras son similares, se podrá encontrar un vector V que esté lo suficientemente próximo a los vectores que generan dichos subespacios. Krzanowski (1979) demuestra que dicho 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 generador del espacio común, lo que permitirá construir una combinación lineal convexa de las variables originales del tipo:

$$I(r, t) = \sum_{j=1}^p a_j I_j(r, t), \quad (3)$$

¹⁰ Para una presentación detallada de dicho estadístico, véase Rencher, 1995, pág. 280 y siguientes.

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 desigualdad j -ésimo.

4.3. INDICADOR SINTÉTICO DINÁMICO DEL NIVEL DE VIDA.

Una vez encontrada la expresión que permite calcular el indicador sintético dinámico de desigualdad, se definirá el indicador sintético dinámico del nivel de vida, teniendo en cuenta la discusión ofrecida en la Introducción. Es decir, para cada caso, r , y para cada instante, t , se obtendrá un valor del nivel de vida comparable con los demás, tanto transversal como longitudinalmente, utilizando la siguiente expresión, que es la más simple que respeta el planteamiento general expuesto en la formulación (1):

$$INV(r,t) = \mu(r,t)(1 - I(r,t)) \quad (4)$$

siendo $\mu(r,t)$ e $I(r,t)$ los valores que toman, respectivamente, el gasto medio y el indicador sintético dinámico de desigualdad, para el caso r en el período t . Obviamente, el indicador (4) crece con el gasto medio y decrece con el nivel de desigualdad.

5. PRESENTACIÓN Y ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS.

En el Cuadro 1, se observa cómo, a nivel nacional, todos los indicadores simples de desigualdad disminuyen en general, aunque no de forma continuada, desde el tercer trimestre de 1997 al tercero del año 2001, excepto en el caso del índice *CV2NORM*. También se han calculado los indicadores simples de desigualdad para las distintas Comunidades Autónomas

Cuadro 1: *Indicadores simples de desigualdad del gasto para el Total Nacional*

Trimestre	<i>ATKIN05</i>	<i>ATKIN1</i>	<i>ATKIN2</i>	<i>CV2NORM</i>	<i>GINI</i>	<i>PIETRA</i>	<i>THINORM</i>
1997-T3	0.0976	0.1821	0.3530	0.3558	0.3602	0.2484	0.1899
1997-T4	0.0917	0.1695	0.3007	0.3704	0.3299	0.2397	0.1824
1998-T1	0.0937	0.1726	0.3070	0.3694	0.3347	0.2387	0.1866
1998-T2	0.0940	0.1721	0.2997	0.3799	0.3415	0.2402	0.1885
1998-T3	0.0968	0.1763	0.3061	0.3998	0.3482	0.2423	0.1950
1998-T4	0.0865	0.1617	0.2882	0.3258	0.3342	0.2347	0.1699
1999-T1	0.0931	0.1709	0.2998	0.3796	0.3375	0.2395	0.1863
1999-T2	0.0970	0.1758	0.3030	0.4109	0.3447	0.2430	0.1964
1999-T3	0.0923	0.1701	0.2983	0.3620	0.3465	0.2390	0.1834
1999-T4	0.1033	0.1881	0.3240	0.4026	0.3611	0.2534	0.2052
2000-T1	0.0935	0.1725	0.3024	0.3640	0.3466	0.2426	0.1851
2000-T2	0.0933	0.1705	0.2974	0.3807	0.3395	0.2396	0.1875
2000-T3	0.0952	0.1743	0.3023	0.3725	0.3448	0.2437	0.1895
2000-T4	0.0921	0.1697	0.2974	0.3636	0.3397	0.2378	0.1834
2001-T1	0.0879	0.1639	0.2902	0.3313	0.3387	0.2358	0.1729
2001-T2	0.0954	0.1735	0.3005	0.3959	0.3396	0.2405	0.1924
2001-T3	0.0934	0.1714	0.2981	0.3660	0.3461	0.2412	0.1860

Fuente: *Elaboración propia.*

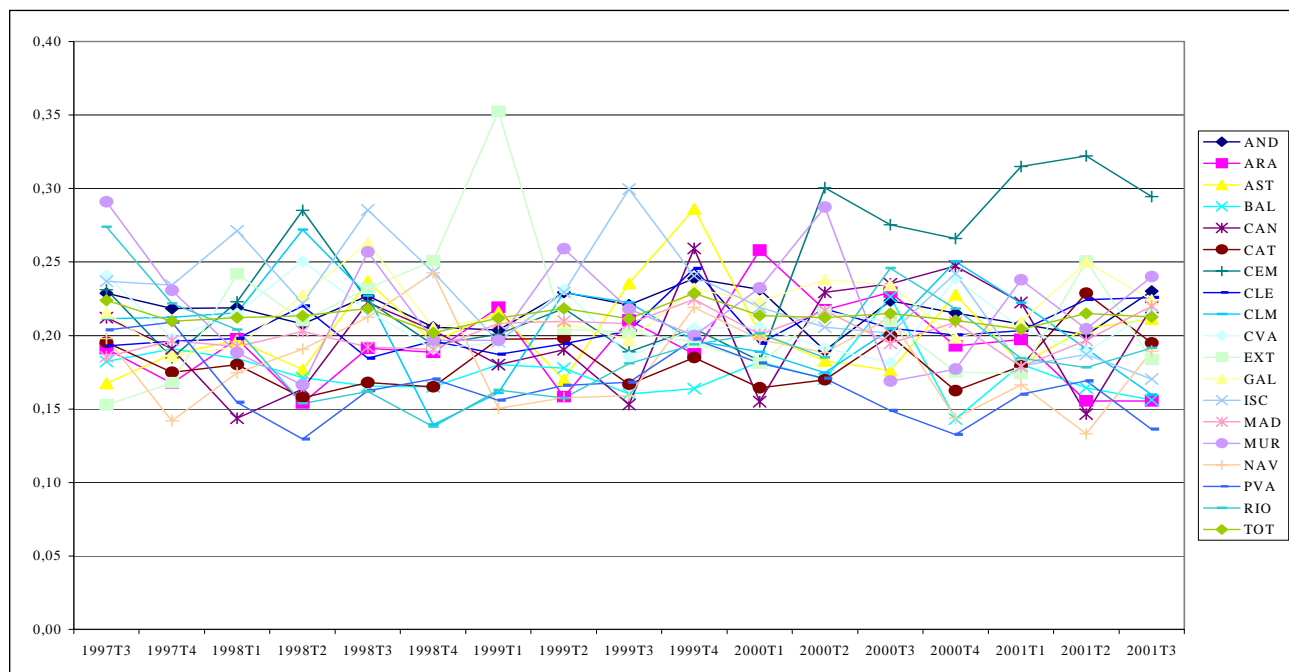
A partir de ellos, se ha obtenido el indicador sintético transversal de desigualdad, mediante el correspondiente Análisis de Componentes Principales en cada período de tiempo, cuyos resultados se incluyen en el Cuadro 1 del ANEXO, observándose cómo el porcentaje de varianza que absorbe la primera componente principal, en cada trimestre, se sitúa en cotas muy altas, que oscilan entre el 82% y el 95.8%.

Sin embargo, al estudiar si se podían combinar todos los datos, para aplicar la misma metodología a la matriz de correlaciones muestral combinada, el contraste M de Box, cuyo resultado se presenta en el Cuadro 2 del ANEXO, rechaza la hipótesis de igualdad de las matrices de correlación. De acuerdo con la metodología expuesta, en este caso, se procede a utilizar la adaptación propuesta del Análisis del Espacio Común, obteniéndose la siguiente expresión para el indicador sintético dinámico de desigualdad:

$$I = 0.250 ATKIN0.5 + 0.157 ATKIN1 + 0.096 ATKIN2 + 0.051 CV2NORM + 0.133 GINI + 0.199 PIETRA + 0.115 TH1NORM$$

Los resultados que ofrece este indicador de desigualdad, tanto a nivel nacional como autonómico, se ofrecen en el Cuadro 3 del ANEXO. Sin embargo, para visualizar mejor la evolución de dicho indicador, en los distintos casos, se muestran las trayectorias de cada Comunidad Autónoma y del Total Nacional, en el Gráfico 1.

Gráfico 1: Evolución del índice sintético de desigualdad del gasto a nivel nacional y por Comunidades Autónomas. Años 1997 a 2001.



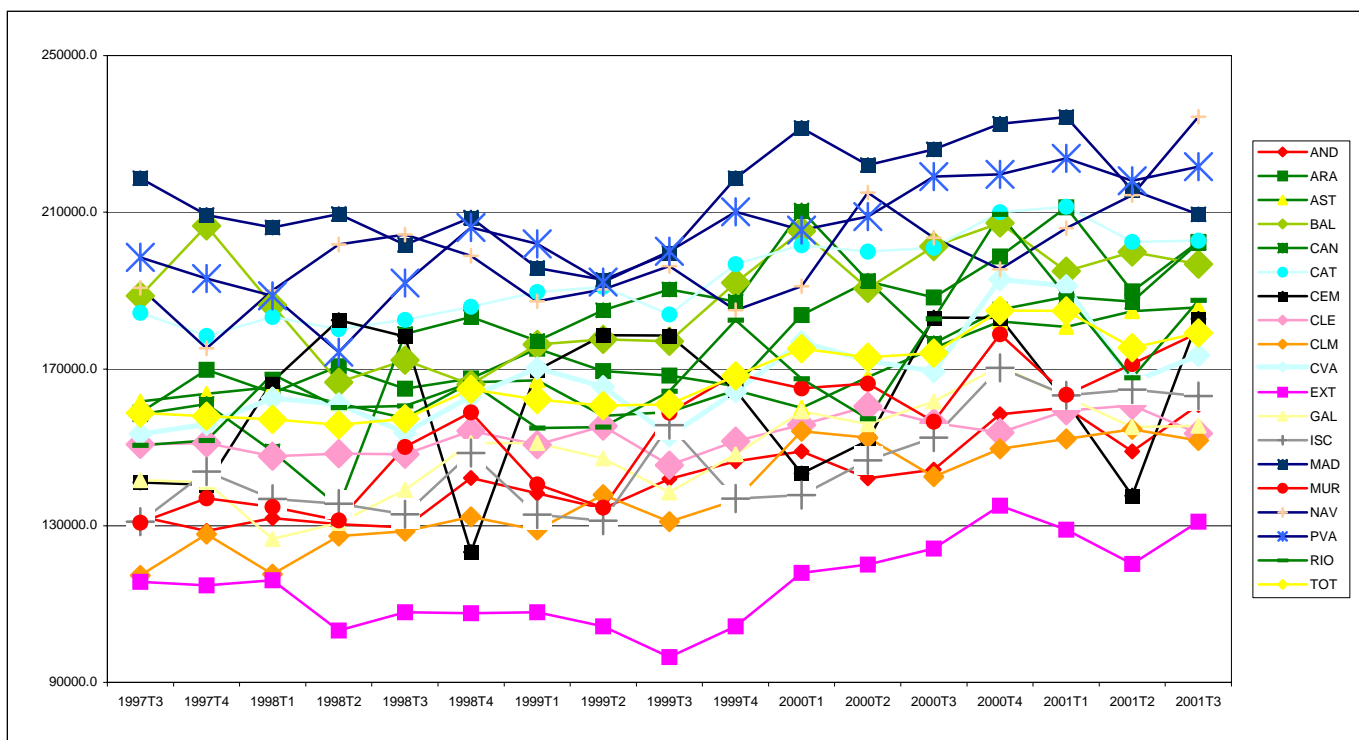
Puede observarse cómo Extremadura y las ciudades de Ceuta y Melilla se sitúan muy por encima, en términos de desigualdad, con respecto al resto de Comunidades Autónomas y el Total Nacional.

Como ya se indicó, estas apreciaciones deben entenderse con cautela, debido a la escasez de datos muestrales de la E.C.P.F., en ambos casos, lo que genera grandes fluctuaciones de unos trimestres a otros.

Sin embargo, como era de esperar, las Comunidades con mayor tamaño muestral presentan un comportamiento muy estable en sus tendencias. Así, la Comunidad de Madrid, por ejemplo, exhibe un nivel de desigualdad muy similar a la del conjunto del Estado. Andalucía se mantiene, durante los 17 períodos, con una desigualdad ligeramente superior a la media nacional. Castilla-La Mancha presenta, en los primeros trimestres, aproximadamente la misma desigualdad que el conjunto nacional, continuando con fuertes oscilaciones para, a continuación, mostrar un movimiento sinusoidal en torno al nivel nacional, y finalizando el periodo con una tendencia claramente descendente de la desigualdad. Tanto Cataluña como el País Vasco se mantienen siempre por debajo del total nacional.

Los resultados obtenidos a partir del indicador sintético transversal del nivel de vida se presentan en el Cuadro 4 del ANEXO. Como se hizo en el análisis de la desigualdad, las trayectorias en cada Comunidad Autónoma y su comparación en términos de nivel de vida, a través de los gastos familiares, se presentan en el Gráfico 2:

Gráfico 2: Evolución del índice sintético de nivel de vida, tanto a nivel nacional y por Comunidades Autónomas. Años 1997 a 2001



Cabe destacar cómo las trayectorias que muestra el indicador sintético dinámico de nivel de vida permiten clasificar las Comunidades Autónomas en cuatro grupos bien diferenciados en sus rasgos básicos. Estos grupos vienen definidos por la zona superior (trayectorias en color azul), la zona media (trayectorias en color verde), la inferior (trayectorias en color rojo), y, por último, se aísla el caso de

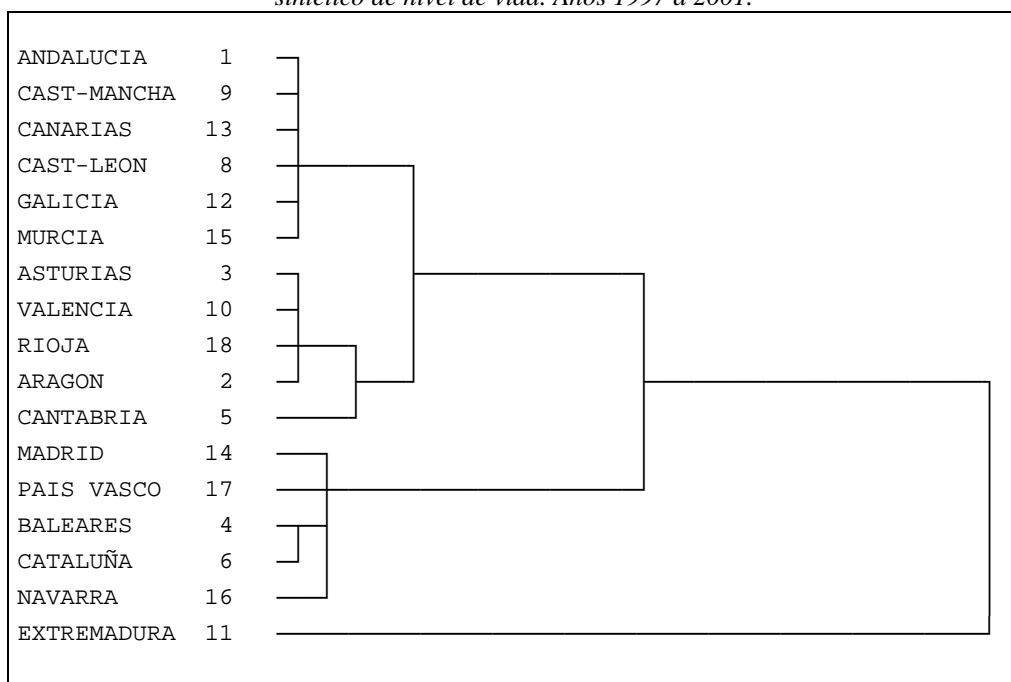
Extremadura (trayectoria en color rosa). En la franja superior, se encuentran las Comunidades de Madrid, Baleares, Cataluña, País Vasco y Navarra, siendo la Comunidad de Madrid la que presenta, por término medio, el nivel de vida más alto de España aunque, entre el tercer trimestre de 1997 y el tercero de 2001, ha disminuido en torno al 4%. En cambio, el resto de las Comunidades de esta franja han experimentado una subida en su nivel de vida, que puede cifrarse entre el 4.3% y el 11.65%. Merece destacarse, en particular, el comportamiento de la Comunidad Foral de Navarra, que es la que más ha crecido, en términos porcentuales, durante el periodo de estudio (un 27.42%), llegando su nivel de vida a superar al de la Comunidad de Madrid, en el tercer trimestre de 2001.

En la franja intermedia, se encuentran, junto con el nivel de vida nacional, las Comunidades Autónomas de Cantabria, La Rioja, Aragón, Castilla-León, Valencia y Asturias. Entre ellas, las Comunidades de Cantabria y Aragón han experimentado un crecimiento por encima del 27%. En ambas, se observa que evolucionan hacia las Comunidades Autónomas de la franja superior. La Comunidad Autónoma de La Rioja muestra un incremento superior al 24%, apreciándose, en este caso, cómo se aproxima al nivel nacional. La Comunidad de Castilla-León prácticamente no ha sufrido variación en su indicador del nivel de vida (apenas una subida del 2%) y, por tanto, ha pasado, durante los cuatro años de estudio, a encontrarse en la zona baja de la franja intermedia. El resto de las Comunidades de esta franja oscilan alrededor de la media del Estado.

En la zona baja del gráfico 2, se encuentran las Comunidades Autónomas de Galicia, Murcia, Canarias, Castilla-La Mancha y Andalucía. Se puede apreciar que Extremadura queda claramente por debajo de todas las demás, habiéndose incrementado su nivel de vida un 13.3%, durante el período. En sentido contrario, la Comunidad de Murcia es la que mayor incremento registra, en comparación con el nivel nacional, con una subida del 37% y, por tanto, parece estar convergiendo hacia la zona intermedia, situándose por encima del Total Nacional, en el tercer trimestre de 2001. El resto de las Comunidades llevan una evolución muy por encima de Extremadura, aunque se siguen manteniendo en esta franja inferior. Del resto, cabe decir que Galicia es la que ha experimentado un menor crecimiento (no llega al 10%), le siguen Andalucía (21.5%), Canarias (24.5%) y, por último, Castilla-La Mancha (superior al 29%). Con respecto a esta última Comunidad, se aprecia una tendencia ascendente, en general, en el nivel de vida y está acercándose muy suavemente hacia la franja central del gráfico 2.

Para corroborar lo expuesto, se ha recurrido a elaborar un Análisis de Conglomerados (*Cluster Analysis*) de tipo jerárquico, cuyo dendrograma final se presenta en el Gráfico 3. En concreto, se ha utilizado la distancia euclídea, como medida de similaridad, y el método del centroide, como algoritmo de agrupamiento. Además, se ha eliminado el caso de Ceuta y Melilla, por las fuertes oscilaciones que presenta en su comportamiento, provocadas por su reducido tamaño muestral en las distintas oleadas de la ECPF, y el Total Nacional, por ser el elemento de comparación con las demás.

Gráfico 3: Dendrograma de clasificación de las Comunidades Autónomas según la evolución del índice sintético de nivel de vida. Años 1997 a 2001.



Fuente: *Elaboración propia.*

Como puede comprobarse, el dendrograma confirma el análisis desarrollado, como puede apreciarse en el Cuadro 2, donde se muestran los grupos obtenidos según la clasificación realizada.

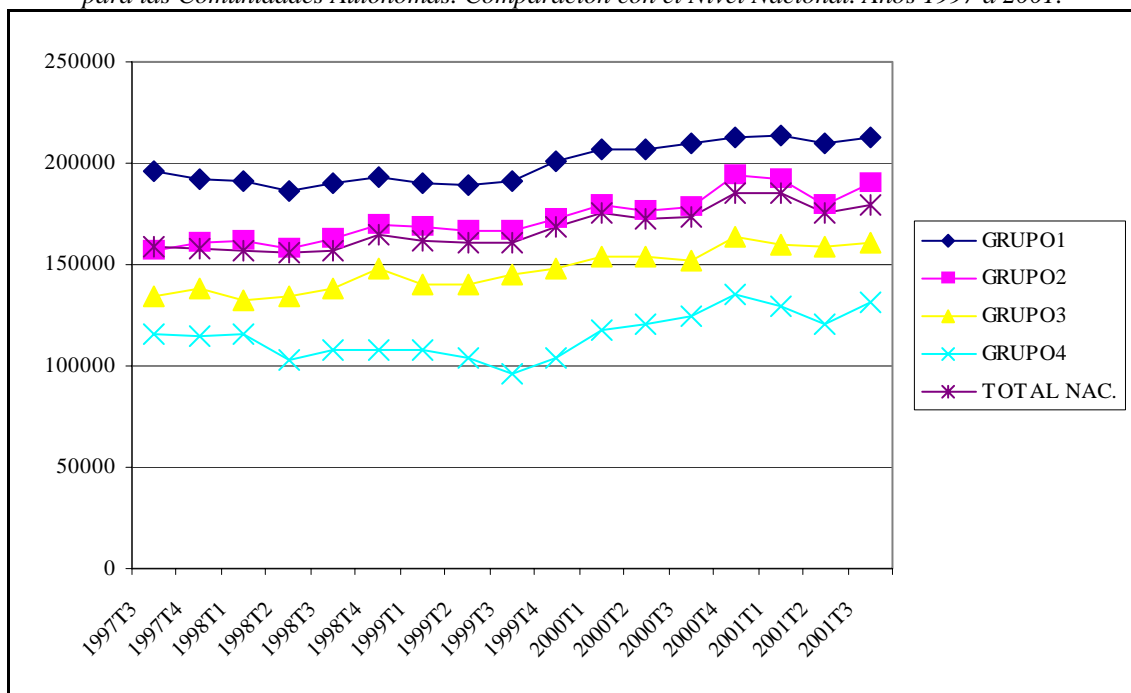
Cuadro 2: Agrupación de las distintas CC.AA., según su nivel de vida.

Grupo 1:	Madrid Baleares Cataluña País Vasco Navarra
Grupo 2:	Cantabria La Rioja Aragón Castilla-León Valencia Asturias
Grupo 3:	Galicia Murcia Canarias Castilla-La Mancha Andalucía
Grupo 4:	Extremadura

Fuente: *Elaboración propia.*

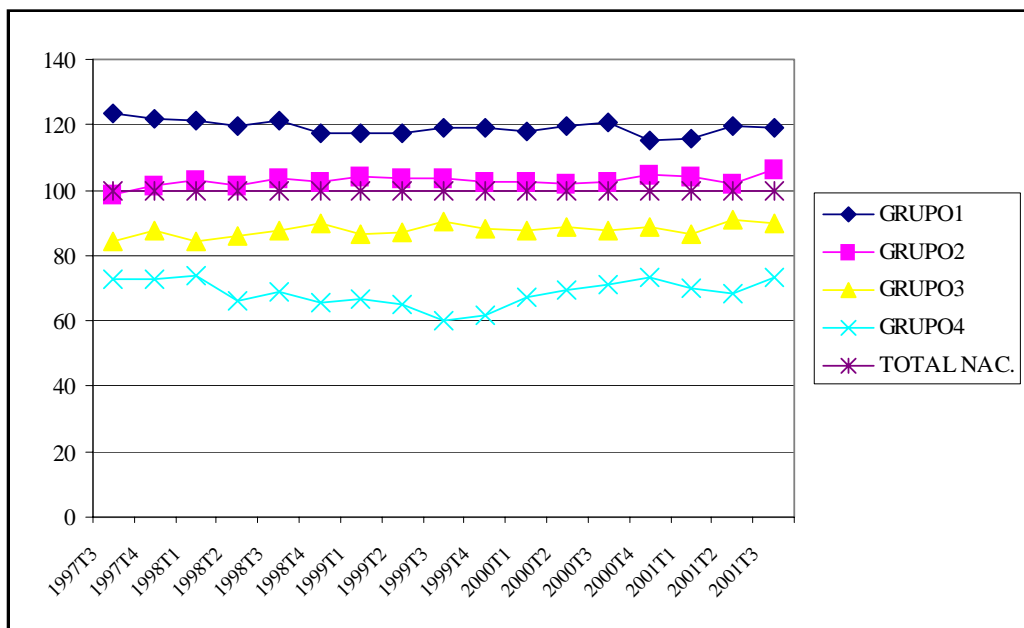
En el Gráfico 4, se presenta la evolución del valor medio que toma el índice sintético de nivel de vida en los cuatro grupos que se han establecido, así como el nivel de vida a nivel nacional. Se aprecia que, en general, y considerando todo el período de análisis, el nivel de vida de todos los grupos ha aumentado, aunque los niveles de vida de estos grupos han experimentado una evolución en paralelo, no pudiéndose encontrar que exista una convergencia en los niveles de vida por grupos.

Gráfico 4: Evolución del índice sintético medio de nivel de vida por grupos, según la clasificación realizada para las Comunidades Autónomas. Comparación con el Nivel Nacional. Años 1997 a 2001.



Profundizando en este último análisis, en el Gráfico 5 se presenta la evolución porcentual de los índices sintéticos medios de nivel de vida en cada grupo, comparando, en cada instante temporal de referencia, con el nivel de vida del Total Nacional, para así analizar cuál es el grado de convergencia o divergencia en los distintos niveles de vida, durante el período estudiado. Se aprecia que, tomando como base el Total Nacional en cada caso (Índice = 100), los grupos 1 y 2 (formados por las Comunidades Autónomas con un mayor nivel de vida) se encuentran por encima del Total Nacional. El tercer grupo, formado por Andalucía, Castilla-La Mancha, Canarias, Castilla y León, Galicia y Murcia y el cuarto grupo (Extremadura), se sitúan por debajo del nivel de vida del Total Nacional, presentando ésta última una acusada disminución relativa durante el año 1999.

Gráfico 5: Evolución porcentual del índice sintético medio de nivel de vida, por grupos, según la clasificación realizada para las Comunidades Autónomas. Comparación con el Total Nacional. Años 1997 a 2001.



6. CONCLUSIONES.

En este estudio, se ha analizado la evolución del nivel de vida de las Comunidades Autónomas españolas, durante el período 1997 (3er. Trimestre) – 2001 (3er. Trimestre), utilizando como base la parte que tiene en cuenta el nivel de gasto familiar y el nivel de desigualdad, de acuerdo con la construcción habitual de las funciones de valoración social, resultando lo que podría denominarse *nivel de vida-gasto*. Sin embargo, este enfoque deja sin considerar totalmente la influencia del factor precios, haciéndolo sólo a través del I.P.C. Esta consideración aconsejaría la introducción de las Paridades de Poder de Compra en análisis continuadores, pero no ha sido posible en este caso porque no se dispone de esta información a nivel autonómico, recomendando algunos de los últimos trabajos sobre este tema la utilización del IPC, como se ha hecho aquí. No obstante, los resultados ofrecidos son plenamente compatibles con la literatura actual sobre el tema, presentando la novedad de la inclusión del índice sintético que le dota de la posibilidad de efectuar comparaciones dinámicas, no sólo en este ambiente, sino que ofrece la potencialidad adicional de servir para el estudio de otras magnitudes.

Así pues, utilizando datos de *gasto per capita* por hogar, procedentes de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, con base 1997, se han calculado los valores que toman los índices simples de desigualdad en cada unidad territorial de estudio. Se ha comprobado que las matrices de correlación que incorporan la estructura de dependencia, que existe entre los indicadores de desigualdad en cada corte temporal, no pueden considerarse iguales, por lo que se justifica plenamente la utilización de la

técnica del Análisis del Espacio Común para la construcción del indicador sintético, como se ha propuesto en la metodología.

En cuanto a los resultados obtenidos, hay que destacar varios aspectos fundamentales. En primer lugar, se aprecia un ligero aumento del nivel de vida en España, principalmente desde mediados del año 1999. Las Comunidades Autónomas que destacan por su mayor nivel de vida son Madrid, Navarra y el País Vasco, aunque no siempre en este orden. Por el contrario, Extremadura es la Comunidad Autónoma que ha presentado un menor nivel de vida, comparada con las demás comunidades, y situándose muy por debajo del Total Nacional, no llegando a alcanzar en ningún período el 80% del nivel de vida español.

Analizando conjuntamente las trayectorias seguidas por el nivel de vida en todas las Comunidades Autónomas, se han clasificado éstas en cuatro grupos según su comportamiento. El grupo de las comunidades con un mayor nivel de vida está formado por Madrid, Baleares, Cataluña, País Vasco y Navarra. Su nivel de vida representa, durante todo el período, en torno al 120% del nivel de vida nacional. El segundo grupo, formado por Cantabria, La Rioja, Aragón, Castilla-León, Valencia y Asturias, tiene un nivel de vida ligeramente superior (alrededor del 103%) al del conjunto del Estado. El tercer grupo, en el que se incluye a Galicia, Murcia, Canarias, Castilla-La Mancha y Andalucía, presenta un nivel de vida en torno al 85% del nivel de vida nacional, mientras que Extremadura (cuarto grupo), se queda en el 70%.

Debe destacarse que Extremadura es la Comunidad Autónoma que presenta un menor nivel de vida en España, durante el período 1997-2001, mientras que la Comunidad que ha tenido una evolución más sobresaliente ha sido la de Murcia, situándose por encima de la media nacional.

Finalmente, las Comunidades Autónomas de Cantabria, Navarra y Aragón convergen a niveles de la zona en la que se encuentra Madrid, País Vasco, Baleares y Cataluña. Las Comunidades de La Rioja que se situaba en la zona baja ha pasado a niveles de la zona media

7. BIBLIOGRAFÍA.

ATKINSON, A.B. (1970) “On the measurement of inequality”. *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.

BARRO, R.; SALA i MARTÍN, X. (1992) “Convergence”. *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.

BARTELS, C.P.A. (1977) *Economic aspects of regional welfare*. Martinus Nijhoff Social Sciences Division.

BLACKORBY, C.; DONALDSON, D. (1978) “Measures of relative equality and their meaning in terms of social welfare”. *Journal of Economic Theory*, 18, 59-80.

- 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. Publicación en CD-ROM. La Coruña.
- DEL RÍO, C.; RUIZ-CASTILLO, J. (2002)** “Demographic trends and living standards during the 1980s”. *Revista de Economía Aplicada*, Vol. X, 5-24.
- DOMÍNGUEZ, J.; NÚÑEZ, J.J.; RIVERA, L.F. (2002)** “Una perspectiva dinámica del análisis de la desigualdad en España, a través de escalas de equivalencia”. *Actas de la XVI Reunión Anual de ASEPELT-España*. Publicación en CD-ROM. Ed. McGraw-Hill, Madrid.
- DOMÍNGUEZ, J.; NÚÑEZ, J.J.; RIVERA, L.F. (2003)** “Análisis dinámico de la pobreza en España durante el período 1997-2000, con especial referencia al caso de la Comunidad de Castilla-La Mancha”. *Actas de la XXIX Reunión de Estudios Regionales*. Publicación en CD-ROM. Servicio de Publicaciones de la Universidad de Cantabria. Santander.
- FLURY, B. (1984)** “Common Principal Components in k Groups”. *Journal of the American Statistical Association*, 79(388), 892-898.
- FOSTER, J.E. (1985)** “Inequality Measurement”. En *Fair Allocation* (H.P.Young, ed.), Proceedings of Symposia in Applied Mathematics, Vol. 33, Providence, American Mathematical Society, 31-68.
- 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.
- HERRERO, C.; VILLAR, A. (1989)** “Comparaciones de renta real y evaluación del bienestar”. *Revista de Economía Pública*, 2, 79-101.
- I.N.E. (1991)** *Indicadores Sociales*. I.N.E. Madrid.
- I.N.E. (1998)** *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (Renovada en el 2º trimestre de 1997)*. Metodología. I.N.E. Madrid.
- KAKWANI, N.C. (1980)** *Income inequality and poverty. Methods of estimation and policy applications*. Oxford University Press.
- KENDALL, M.; STUART, A. (1977)** *The advanced theory of Statistics*. 4th ed., Vol. 1. C. Griffin. London.
- KOLM, S. (1976a)** “Unequal inequalities I”. *Journal of Economic Theory*, 12, 416-442.
- KOLM, S. (1976b)** “Unequal inequalities II”. *Journal of Economic Theory*, 13, 80-111.
- KRZANOWSKI, W.J. (1979)** “Between-groups comparison of principal components”. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 703-707; Correction note (1981), 76, p. 1022.
- KRZANOWSKI, W.J. (1982)** “Between-groups comparison of principal components-some sampling results”. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 15, 141-154.
- KRZANOWSKI, W.J. (1984)** “Principal component analysis in the presence of group structure”. *Applied Statistics*, 33, 164-168.

- LORENZ, M.O. (1905)** “Methods of measuring the concentration of wealth”. *Journal of the American Statistical Association*, 9, 209-219.
- NYGARD, F.; SANDSTRÖM, A. (1981)** *Measuring income inequality*. Almqvist & Wiksell International. Stockholm.
- PENA, J.B. (1977)** *Problemas de la medición del bienestar y conceptos afines*. INE. Madrid.
- PENA, J.B.; CALLEALTA, F.J.; CASAS, J.M.; MEREDIZ, A.; NÚÑEZ, J.J. (1996)** *Distribución Personal de la Renta en España*. Pirámide. Madrid.
- QUAH, D. (1993)** “Empirical cross-section dynamics in economic growth”. *European Economic Review*, 37, n^{os} 2-3, 426-434.
- QUAH, D. (1996)** “Empirics for economic growth and convergence”. *European Economic Review*, 40, n^o 6, 1353-1375.
- RENCHER, A.C. (1995)** *Methods of Multivariate Analysis*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. New York.
- RUÍZ-CASTILLO, J. (1986)** “Problemas conceptuales en la medición de la desigualdad”. *Hacienda Pública Española*, 101, 17-31.
- 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. (1973)** *On economic inequality*. Oxford University Press.
- SHORROCKS, (1983)** “Ranking income distributions”. *Economica*, 50, 3-17.

ANEXO

Cuadro 1: Porcentaje de varianza explicada en cada instante de tiempo.

Varianza total explicada 1997-T3

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,214	88,778	88,778	6,214	88,778	88,778
2	,541	7,722	96,500			
3	,152	2,167	98,667			
4	,075	1,066	99,733			
5	,016	,230	99,963			
6	,003	,037	100,000			
7	2,883E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 1997-T4

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	5,895	84,215	84,215	5,895	84,215	84,215
2	,891	12,727	96,942			
3	,151	2,151	99,092			
4	,049	,698	99,790			
5	,014	,200	99,990			
6	,001	,010	100,000			
7	3,017E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 1998-T1

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,442	92,035	92,035	6,442	92,035	92,035
2	,379	5,420	97,455			
3	,124	1,768	99,223			
4	,043	,613	99,836			
5	,011	,155	99,991			
6	,001	,008	99,999			
7	5,807E-05	,001	100,000			

Varianza total explicada 1998-T2

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,711	95,867	95,867	6,711	95,867	95,867
2	,241	3,439	99,306			
3	,032	,457	99,762			
4	,014	,200	99,962			
5	,002	,030	99,992			
6	,001	,008	100,000			
7	2,250E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 1998-T3

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,287	89,817	89,817	6,287	89,817	89,817
2	,618	8,834	98,651			
3	,052	,749	99,400			
4	,037	,523	99,923			
5	,005	,072	99,994			
6	,000	,005	100,000			
7	1,952E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 1998-T4

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,698	95,685	95,685	6,698	95,685	95,685
2	,166	2,373	98,058			
3	,080	1,143	99,201			
4	,051	,731	99,932			
5	,005	,065	99,997			
6	,000	,002	100,000			
7	2,391E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 1999-T1

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,502	92,887	92,887	6,502	92,887	92,887
2	,326	4,663	97,550			
3	,107	1,531	99,081			
4	,052	,742	99,823			
5	,011	,158	99,981			
6	,001	,019	100,000			
7	3,810E-06	5,443E-05	100,000			

Varianza total explicada 1999-T2

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,087	86,953	86,953	6,087	86,953	86,953
2	,752	10,738	97,691			
3	,112	1,604	99,296			
4	,039	,556	99,852			
5	,009	,133	99,985			
6	,001	,015	100,000			
7	3,169E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 1999-T3

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,703	95,756	95,756	6,703	95,756	95,756
2	,153	2,183	97,940			
3	,084	1,195	99,135			
4	,055	,783	99,918			
5	,006	,081	99,999			
6	6,839E-05	,001	100,000			
7	2,843E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 1999-T4

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,385	91,221	91,221	6,385	91,221	91,221
2	,401	5,734	96,955			
3	,169	2,417	99,372			
4	,038	,548	99,920			
5	,005	,074	99,994			
6	,000	,006	100,000			
7	1,855E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 2000-T1

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,157	87,957	87,957	6,157	87,957	87,957
2	,548	7,833	95,790			
3	,189	2,706	98,496			
4	,098	1,406	99,902			
5	,006	,091	99,993			
6	,001	,007	100,000			
7	1,135E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 2000-T2

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,384	91,195	91,195	6,384	91,195	91,195
2	,433	6,185	97,380			
3	,135	1,930	99,310			
4	,041	,592	99,902			
5	,006	,091	99,992			
6	,001	,007	100,000			
7	2,637E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 2000-T3

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,067	86,668	86,668	6,067	86,668	86,668
2	,741	10,588	97,256			
3	,143	2,049	99,305			
4	,044	,630	99,934			
5	,004	,061	99,995			
6	,000	,005	100,000			
7	9,417E-06	,000	100,000			

Varianza total explicada 2000-T4

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,598	94,264	94,264	6,598	94,264	94,264
2	,280	4,002	98,266			
3	,092	1,316	99,582			
4	,024	,349	99,931			
5	,005	,067	99,998			
6	,000	,002	100,000			
7	6,352E-06	9,074E-05	100,000			

Varianza total explicada 2001-T1

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,669	95,270	95,270	6,669	95,270	95,270
2	,195	2,789	98,059			
3	,090	1,287	99,346			
4	,037	,527	99,873			
5	,009	,126	99,999			
6	4,449E-05	,001	100,000			
7	2,235E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 2001-T2

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,618	94,549	94,549	6,618	94,549	94,549
2	,272	3,887	98,435			
3	,082	1,178	99,613			
4	,015	,209	99,823			
5	,012	,165	99,988			
6	,001	,012	100,000			
7	1,926E-05	,000	100,000			

Varianza total explicada 2001-T3

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,594	94,200	94,200	6,594	94,200	94,200
2	,248	3,536	97,736			
3	,129	1,847	99,583			
4	,023	,323	99,906			
5	,006	,090	99,996			
6	,000	,004	100,000			
7	3,428E-05	,000	100,000			

Cuadro 2: Contraste de la M de Box.

M de Box	1430,606
F Aprox.	3,700
gl1	336
gl2	53480,145
Sig.	,000

Cuadro 3: Valores del indicador sintético de desigualdad en cada corte temporal para cada caso considerado.

Comunidades Autónomas	1997T3	1997T4	1998T1	1998T2	1998T3	1998T4	1999T1	1999T2	1999T3	1999T4	2000T1	2000T2	2000T3	2000T4	2001T1	2001T2	2001T3
Andalucía	0,2288	0,2184	0,2189	0,2077	0,2270	0,2056	0,2037	0,2293	0,2207	0,2387	0,2313	0,1898	0,2236	0,2152	0,2077	0,2003	0,2301
Aragón	0,1909	0,1673	0,1977	0,1539	0,1912	0,1885	0,2191	0,1584	0,2105	0,1873	0,2581	0,2174	0,2295	0,1930	0,1973	0,1554	0,1555
Asturias	0,1675	0,1875	0,1967	0,1768	0,2368	0,1953	0,2160	0,1699	0,2355	0,2860	0,2015	0,1828	0,1762	0,2277	0,1804	0,2050	0,2112
Baleares	0,1825	0,1909	0,1842	0,1713	0,1655	0,1651	0,1801	0,1779	0,1602	0,1638	0,1820	0,1704	0,2263	0,1432	0,1803	0,1643	0,1561
Cantabria	0,2120	0,1910	0,1437	0,1636	0,2225	0,2035	0,1802	0,1902	0,1530	0,2592	0,1549	0,2294	0,2352	0,2472	0,2224	0,1465	0,2191
Cataluña	0,1952	0,1750	0,1802	0,1575	0,1680	0,1650	0,1974	0,1979	0,1667	0,1849	0,1643	0,1698	0,2000	0,1624	0,1792	0,2288	0,1948
Ceuta y Melilla	0,2312	0,1847	0,2229	0,2852	0,2236	0,1938	0,2009	0,2184	0,1888	0,2047	0,1829	0,3005	0,2754	0,2659	0,3151	0,3222	0,2946
Castilla-León	0,1929	0,1961	0,1980	0,2200	0,1846	0,1963	0,1871	0,1944	0,2032	0,2454	0,1947	0,2181	0,2050	0,2004	0,2032	0,2244	0,2257
Castilla-La Mancha	0,2114	0,2123	0,2156	0,2719	0,2271	0,1394	0,1610	0,2293	0,2226	0,1966	0,1888	0,1747	0,2042	0,2503	0,2221	0,1910	0,1597
C. Valencia	0,2410	0,1981	0,2149	0,2506	0,2167	0,1907	0,1955	0,2312	0,1854	0,2049	0,2060	0,1914	0,1815	0,2388	0,2048	0,1885	0,2170
Extremadura	0,1528	0,1678	0,2418	0,2099	0,2322	0,2507	0,3524	0,2043	0,2020	0,1957	0,1812	0,2161	0,2092	0,1751	0,1740	0,2505	0,1836
Galicia	0,2155	0,1859	0,1923	0,2272	0,2630	0,2052	0,2126	0,2086	0,1971	0,2318	0,2230	0,2381	0,2341	0,1984	0,2093	0,2497	0,2242
Islas Canarias	0,2369	0,2343	0,2712	0,2219	0,2853	0,2431	0,1958	0,2295	0,2995	0,2405	0,2192	0,2057	0,2016	0,2421	0,1792	0,1870	0,1704
Madrid	0,1854	0,1965	0,1925	0,2028	0,1923	0,1906	0,2083	0,2098	0,2081	0,2247	0,2005	0,2169	0,1946	0,2090	0,1787	0,1967	0,2202
Murcia	0,2910	0,2307	0,1883	0,1663	0,2569	0,1967	0,1969	0,2590	0,2180	0,1999	0,2322	0,2872	0,1690	0,1770	0,2379	0,2045	0,2401
Navarra	0,1979	0,1420	0,1748	0,1907	0,2124	0,2426	0,1503	0,1575	0,1590	0,2191	0,1971	0,1884	0,2120	0,1436	0,1665	0,1332	0,1893
País Vasco	0,2037	0,2090	0,1544	0,1296	0,1625	0,1703	0,1558	0,1660	0,1683	0,1975	0,1811	0,1707	0,1491	0,1326	0,1599	0,1692	0,1361
Rioja	0,2738	0,2216	0,2038	0,1538	0,1620	0,1379	0,1628	0,1574	0,1809	0,1938	0,2014	0,1851	0,2458	0,2181	0,1845	0,1783	0,1914
Total Nacional	0,2240	0,2096	0,2121	0,2133	0,2184	0,2018	0,2120	0,2185	0,2114	0,2288	0,2135	0,2122	0,2151	0,2101	0,2041	0,2150	0,2127

Fuente: *Elaboración propia.*

Cuadro 4: Valores del indicador sintético del nivel de vida en cada corte temporal, para cada caso considerado.

Comunidades Autónomas	1997T3	1997T4	1998T1	1998T2	1998T3	1998T4	1999T1	1999T2	1999T3	1999T4	2000T1	2000T2	2000T3	2000T4	2001T1	2001T2	2001T3
Andalucía	132317,0	128679,6	131964,9	130416,7	129595,6	142134,6	138222,5	134410,6	141943,5	146385,3	148987,5	142043,0	144327,7	158452,1	160155,7	148976,4	160839,8
Aragón	158869,5	169786,7	163921,5	170664,0	164952,2	167562,9	175198,1	169475,5	168342,2	165645,1	183782,8	192400,8	188262,9	198710,8	211249,0	189810,7	202434,3
Asturias	161682,2	163650,1	165417,7	161246,7	157468,8	166612,4	167069,9	158017,8	158972,7	164571,5	160106,9	167926,9	175325,5	182153,8	180765,3	184739,3	185754,9
Baleares	188678,1	206521,7	186300,6	166637,5	172239,3	166035,2	176265,3	177600,1	177095,3	192011,4	205228,1	190545,5	201277,1	207262,5	194987,5	199874,4	196765,5
Cantabria	158441,0	161024,2	148974,6	134899,3	178990,0	183309,4	177172,7	185013,1	190276,7	187182,0	210459,5	192542,9	176596,0	185142,5	188473,0	187244,4	202174,6
Cataluña	184355,9	178496,4	183248,9	180155,7	182555,1	185930,5	189653,0	190968,4	183950,7	196769,9	201622,8	200000,6	200977,4	210035,9	211412,5	202446,8	202736,9
Ceuta y Melilla	141031,0	140451,4	166880,1	182432,0	178305,7	123313,3	169701,2	178617,9	178515,3	164602,3	143342,9	151741,9	183128,6	183031,6	161638,8	137660,2	182808,1
Castilla-León	150749,9	151033,3	147696,4	148401,2	148215,8	154144,4	150623,5	155417,2	145466,6	151524,3	155728,0	160439,2	156184,8	153737,5	159305,6	160728,6	153544,8
Castilla-La Mancha	117269,0	127880,4	117628,2	127349,7	128600,9	132262,8	128884,0	137870,6	131004,8	136518,4	154130,1	152485,9	142458,2	149617,4	152118,3	154617,2	151733,9
C. Valencia	153397,6	155936,6	162523,2	161067,6	153700,4	163019,7	170180,8	165459,1	152991,7	164225,1	176923,1	172109,3	169403,6	192866,9	191187,7	166588,1	173484,8
Extremadura	115670,8	114774,0	116073,7	103281,3	107923,1	107661,9	107931,2	104293,9	96463,9	104280,9	117983,9	120107,8	124201,5	135116,2	129008,8	120229,1	131016,0
Galicia	141599,1	141069,6	126613,7	130718,7	139163,9	151100,2	151048,6	147137,3	138444,2	148230,0	159128,2	155877,9	161740,1	170744,4	162872,3	155199,4	155521,7
Islas Canarias	131044,3	143825,1	136808,7	135622,4	132955,7	148542,3	132835,3	131313,8	155626,7	136942,6	137812,4	146641,9	152460,3	170306,6	163295,0	164753,8	163082,0
Madrid	218693,2	209307,6	206068,8	209560,9	201681,3	208655,3	195764,1	192742,0	199567,7	218711,2	231516,7	222027,1	226034,4	232599,9	234278,4	215653,0	209426,8
Murcia	130824,3	136999,3	134810,3	131404,2	150090,8	158896,7	140500,8	134656,9	158852,7	168726,1	165075,5	166239,5	156516,0	178879,3	163416,9	171296,4	179275,3
Navarra	190690,9	175252,6	190044,5	201741,1	204287,3	198906,1	187275,6	190357,2	196253,8	185041,8	191115,0	214970,8	203453,1	195460,4	205968,9	214357,3	234406,2
País Vasco	198523,5	193119,3	188660,7	174275,8	191971,7	206103,6	201892,8	192185,7	200008,7	210129,3	205410,5	208900,9	219098,4	219702,3	223766,6	218039,7	221646,3
Rioja	150520,0	151761,5	168630,7	160184,2	160569,4	166489,4	154901,8	155173,0	164323,0	182503,8	167509,8	157270,0	182794,4	209472,9	188661,8	167734,9	187511,6
Total Nacional	158791,9	157972,9	157106,5	155750,2	157248,1	164823,3	162168,3	160641,7	160950,8	168271,0	175225,5	173023,3	174011,7	184954,2	184809,0	175461,5	179223,0

Fuente: *Elaboración propia.*