

ANÁLISIS DE LA DESIGUALDAD Y OTROS ASPECTOS DE LA DISTRIBUCIÓN PERSONAL DE LA RENTA EN ESPAÑA, A TRAVÉS DE BATERÍAS DE INDICADORES

García Pérez, C.; Núñez Velázquez, J.J.; Rivera Galicia, L.F.; Zamora Sanz, A.I.
Departamento de Estadística, Estructura y O.E.I.*
Universidad de Alcalá

RESUMEN

En este estudio, consideramos una amplia batería de indicadores de desigualdad y otros aspectos relacionados con el nivel de vida-renta, para obtener una clasificación según su modo de actuación, lo que nos permitirá analizar su estructura de ponderaciones, por ejemplo. Consideramos, además, su clasificación mediante Comunidades Autónomas en el período 1973-1991, a partir de las respectivas Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, una vez corregidos los datos del efecto “ocultación de renta”.

Palabras Clave: *Componentes Principales, Desigualdad, Indicadores Económicos, Nivel de Vida-Renta.*

Clasificación UNESCO: 5302.04, 5302.01, 1209.09

1. INTRODUCCIÓN

En 1973, Amartya Sen comenzaba el Prefacio a la Primera Edición de su obra *On Economic Inequality* con las siguientes palabras: “La idea de desigualdad es muy simple y muy compleja a la vez. Por una parte, es la más simple de todas las ideas y ha motivado a la gente con un atractivo inmediato difícilmente comparable con ningún otro concepto. Por otra parte, sin embargo, es una noción extraordinariamente compleja que hace las aseveraciones sobre desigualdad altamente problemáticas, y ha sido, por tanto, objeto de amplia investigación por parte de filósofos, estadísticos, teóricos de la política, sociólogos y economistas”¹. Pues bien, más de 25 años después, aún se mantiene vigente esta afirmación, cuando ya su obra es un texto clásico en el estudio de las ideas básicas del análisis de la desigualdad. Sin embargo, pese a la ingente cantidad de literatura

* Los autores agradecen las amables y acertadas sugerencias recibidas del Dr. F. J. Callealta Barroso, Profesor perteneciente al mismo Departamento. Sin embargo, los posibles errores, si los hubiere, son responsabilidad exclusiva de los autores.

¹ Traducción libre de la cita extraída de Sen, A.(1997), pág. vii.

desarrollada sobre el tema, no puede decirse aún que se haya encontrado un método que permita medir la desigualdad económica de manera completa y que esté libre de controversias.

No obstante, puede considerarse que la herramienta que mayor acuerdo suscita es la curva de Lorenz, propuesta por este autor, en 1905, para medir la desigualdad en el reparto de recursos. Ésta se define como la relación entre las proporciones acumuladas de perceptores y la correspondiente a las rentas recibidas, una vez ordenados dichos perceptores en sentido creciente de sus rentas. Por lo tanto, una distribución de renta presentará mayor desigualdad que otra si la curva de Lorenz de la primera encierra completamente (domina) a la segunda. Es decir:

$$x \succeq_L y \iff \hat{U}_x(p) \geq \hat{U}_y(p), \quad \forall p \in [0,1].$$

Ahora bien, como es bien conocido, esta relación sólo define un orden parcial, motivado por la posibilidad de que se produzcan intersecciones entre diferentes curvas de Lorenz.²

Una vía de solución, propuesta por Shorrocks (1983), consiste en la utilización de *curvas generalizadas*, haciendo intervenir la renta media de cada distribución en su formulación:

$$LG(p) = \int_0^p L(p) \, dp, \quad p \in [0,1],$$

lo que permite, admitiendo la definición de una relación de orden en el mismo sentido que la anterior, reducir significativamente el número de cruces o intersecciones en la comparación de curvas, aunque continúa proporcionando una estructura de orden parcial. Pero ahora debe admitirse que lo que se compara no se reduce únicamente a desigualdad, sino que más bien guarda relación con el nivel de vida aunque derivado exclusivamente de la renta, por lo que suele denominarse *nivel de vida-renta*.

Así pues, la vía alternativa para la consecución de una ordenación total consiste en la adopción de un indicador sintético construido a partir de las rentas que configuran la

distribución. Pero la obtención de dicho orden total supone el coste del establecimiento implícito de un sistema de ponderaciones, lo que induce la posibilidad de que diversos indicadores produzcan ordenaciones contradictorias. Este hecho crea la necesidad de imponer axiomas o propiedades deseables sobre tales indicadores que, por una parte, supongan un estándar mínimo de recomendable cumplimiento (compatibilidad con la ordenación de Lorenz, por ejemplo) o, de manera más ambiciosa, permitan la caracterización de determinadas medidas (como, por ejemplo, la familia de índices de Theil).³

En el presente trabajo, se parte de una batería de indicadores de desigualdad que presentan buenas propiedades generales, ampliamente aceptados, pese a las diferencias que exhiben en sus esquemas de ponderación. A través de los resultados obtenidos al aplicarlos a la distribución de la renta de las Comunidades Autónomas en el período 1973-91, partiendo de la información básica contenida en las EBPF⁴, obtendremos un indicador global que los sintetice usando métodos de Análisis Multivariante, que también permitirán clarificar un poco sus respectivas estructuras de ponderación.

2. DATOS UTILIZADOS Y SELECCIÓN DE INDICADORES

En este estudio, se ha trabajado con ocho indicadores de desigualdad, que son los seleccionados y obtenidos en los tres instantes de tiempo considerados en Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Núñez, J.J. y Pena, J.B. (1996) cuyas expresiones son las siguientes:

1. Medida de Desigualdad de Atkinson de Orden 0.5 (ATKIN0.5).

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

donde x_i son las rentas, \bar{x} su media aritmética y f_i las correspondientes frecuencias relativas.

2. Medida de Desigualdad de Atkinson de Orden 1 (ATKIN1).

² Otras alternativas pueden verse, por ejemplo, en Casas, J.M. y Núñez, J.J. (1991).

³ Un análisis detallado de esta problemática puede consultarse, por ejemplo, en Ruiz-Castillo, J. (1986).

⁴ Los detalles y el proceso de selección se encuentran en Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Núñez, J.J.; Pena, J.B. (1996).

$$ATKIN1 = 1 - \prod_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{i} \right)^{f_i}.$$

3. Medida de Desigualdad de Atkinson de Orden 2 (ATKIN2).

$$ATKIN2 = 1 - (\mathbf{m}_A/\mathbf{m}),$$

donde \mathbf{m}_A representa la media armónica de la distribución.

4. Coeficiente de Variación al Cuadrado Normalizado (CV2.NORM).

$$CV2.NORM = CV^2 / (1+CV^2),$$

donde CV es el coeficiente de variación.

5. Índice de Gini (GINI).

$$GINI = \frac{1}{2i} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k |x_i - x_j| f_i f_j,$$

6. Índice de Pietra (PIETRA).

$$PIETRA = Desv.M/(2\mathbf{m}),$$

donde $Desv.M = \sum_{i=1}^k |x_i - \mu| f_i$.

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

$$TH1.NORM = 1 - \exp(-THEIL1),$$

donde $THEIL1 = \frac{1}{i} \sum_{i=1}^k x_i \log \left(\frac{x_i}{i} \right) f_i$.

8. Varianza Normalizada de Logaritmos (VL.NORM).

$$VL.NORM = VARLOG / (1+VARLOG),$$

donde $VARLOG = \sum_{i=1}^k \left[\log \left(\frac{x_i}{i_G} \right) \right]^2 \cdot f_i$, y \mathbf{m}_G es la media geométrica.

Los índices seleccionados se han calculado a partir de las distribuciones de rentas corregidas de cada Comunidad Autónoma y del total nacional. La definición de los datos de renta utilizados es la argumentada en la obra “Distribución de la Renta en España”⁵, en la que se toman dos decisiones fundamentales para la definición del marco empírico del estudio:

- Utilización de datos de renta y no de gasto.
- Corrección de la ocultación de los datos de renta derivados de las Encuestas de Hogares del INE (1973, 1980, 1990).

⁵ Op. Cit. 4.

Aunque, para una justificación amplia de estas hipótesis remitimos al trabajo citado, realizamos a continuación algunas consideraciones.

Numerosos trabajos sobre la distribución de la renta se apoyan en distribuciones del gasto por su fuerte relación con la renta. Sin embargo, es necesario incidir en la diferencia conceptual de ambos términos que sólo tienden a coincidir en tramos bajos de renta en los que la propensión marginal al consumo es próxima a uno. Por tanto, si utilizamos la distribución del gasto como aproximación de la distribución de la renta se introduce un sesgo importante en los tramos altos, desvirtuando así el análisis.

Las discrepancias observadas entre las rentas deducidas a partir de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares y los datos de referencia de la Contabilidad Nacional, manifiestan la presencia de ocultación en las rentas declaradas de la EBPf que no son congruentes con los agregados correspondientes a la renta total repartida en España.

En el estudio mencionado, se consideraron diferentes métodos de corrección de esta ocultación mediante distintos modelos de tasas; finalmente se optó por una tasa de ocultación progresiva frente a una tasa constante, pues esta última imputaría la ocultación con la misma intensidad relativa tanto a las clases con rentas elevadas como a las clases con rentas bajas. Los datos de renta, corregidos de esta forma, son los que utilizamos en el presente análisis, que se ceñirá a las distribuciones de renta corregidas de cada Comunidad Autónoma.

3. METODOLOGÍA

Como ya se ha señalado, la ordenación de Lorenz proporciona una clasificación parcial de las poblaciones estudiadas según su grado de desigualdad. No obstante, cuando consideramos diferentes índices de desigualdad, cada uno de ellos puede provocar una ordenación diferente de las poblaciones analizadas, según el énfasis que sus ponderaciones realizan sobre los diferentes cuantiles de la distribución. Por otra parte, debido a las buenas propiedades que presentan los ocho indicadores seleccionados, sería razonable la pretensión de considerar la información proporcionada por todos ellos a la hora de realizar un estudio sobre desigualdad.

Con el Análisis de Componentes Principales pretendemos obtener una primera componente en la que se recoja la mayor información posible de todos estos indicadores, siendo por tanto un resumen, en cierta medida óptimo, de la variabilidad que presentan los indicadores considerados. Por tanto, nuestro objetivo será construir un indicador de desigualdad basado en dicha componente, una vez comprobado que ésta absorbe una cantidad razonablemente alta de la variabilidad existente.

Así pues, comenzaremos tipificando los indicadores I_1, \dots, I_p , para eliminar la influencia de las distintas escalas, obteniendo Y_1, \dots, Y_p y, a partir de éstas, el Análisis de Componentes Principales proporcionará las componentes:

$$Z_i = \sum_{j=1}^p u_{ij} Y_j \quad i=1, \dots, p,$$

de manera que cada Z_i se obtiene de:

$$\text{Máx } \text{Var}(Z_i)$$

$$\text{sujeto a } \begin{cases} u'_i u_i = 1 \\ u'_i u_j = 0, \quad \forall j < i, \text{ siendo } i = 1, \dots, p \end{cases}$$

que, como es sabido, da como resultado los vectores propios normalizados de la matriz de correlaciones R , los cuales se van calculando a partir de los autovalores asociados, ordenados en sentido decreciente⁶.

No obstante, las Componentes Principales obtenidas del análisis se adaptan poco a la formulación habitual de los indicadores de desigualdad (tipificación, etc.), lo que no facilita su interpretación ni su comparación con el resto de indicadores. Por tanto, tratamos de proponer un indicador de desigualdad normalizado que obtendremos a partir de la primera componente, por ser la que mayor variabilidad absorbe.

Para ello, hemos de tener en cuenta que al utilizarse variables tipificadas, esta primera componente se expresa como:

$$Z_1 = \sum_{j=1}^p u_{1j} \frac{I_j - \bar{I}_j}{S_{I_j}},$$

⁶ Obviamente para el caso $i=1$, la segunda restricción desaparece.

donde I_j ($j=1,...,p$) representa el índice de desigualdad j -ésimo, cuya media y desviación típica se denotan respectivamente por \bar{I}_j y S_{I_j} ; y u_{1j} son los coeficientes para el cálculo de las puntuaciones en la primera componente.

Desarrollando algebraicamente la expresión anterior, se obtiene:

$$Z_1 = \sum_{j=1}^p a_{1j} I_j - K,$$

donde $a_{1j} = u_{1j} / S_{I_j}$, $j=1,...,p$, y K es una constante que depende de los valores \bar{I}_j y a_{1j} , $j=1,...,p$.

Por tanto, bastará calcular

$$Z_1^* = \frac{1}{\sum_{j=1}^p a_{1j}} (Z_1 + K) = \sum_{j=1}^p a_{1j}^* I_j, \quad \text{con} \quad a_{1j}^* = \frac{a_{1j}}{\sum_{i=1}^p a_{1i}}, j=1,...,p$$

para obtener un indicador normalizado. En efecto, en el caso de total igualdad ($I_j = 0$, $\forall j=1,...,p$), se tiene $Z_1^* = 0$; y en el caso de extrema desigualdad⁷ ($I_j = 1, \forall j=1,...,p$), coincidirá con la unidad.

Para construir un indicador de nivel de vida-renta, procedemos según el modo habitual⁸:

$$INVR = m(1 - Z_1^*),$$

siendo m la renta media.

Con la obtención de los dos índices anteriores, se dispone de dos potentes herramientas para realizar ordenaciones completas en cuanto a las dos características de estudio.

⁷ En el caso de *VL.NORM*, el indicador de desigualdad no está estrictamente normalizado, pero sí se garantiza su tendencia a la unidad en el límite.

4. RESULTADOS

Aplicando la metodología anteriormente comentada, se ha utilizado la técnica de la extracción de Componentes Principales sobre la matriz de datos de los índices de desigualdad para cada una de las Comunidades Autónomas. Con los dos primeros componentes ya se recoge por encima de un 95% de la varianza en cada uno de los tres períodos estudiados, lo cual indica que constituyen un buen resumen de la información. En concreto, la primera componente, propuesta como herramienta para la obtención de un índice de desigualdad, explica, en todos los casos, alrededor del 80% de la variabilidad de los indicadores de desigualdad analizados, por lo que nos encontramos en la situación ideal planteada en la metodología, lo que nos permite continuar adelante en la consecución de los objetivos marcados. En este sentido, los resultados obtenidos son los que aparecen en la Tabla 1:

EBPF	Componente	Autovalor	Porcentaje de la varianza	Porcentaje acumulado
1973-74	1	6,853	85,667	85,667
	2	1,061	13,262	98,929
1980-81	1	6,387	79,832	79,832
	2	1,409	17,614	97,445
1990-91	1	6,410	80,123	80,123
	2	1,468	18,345	98,467

Tabla 1: Varianza explicada por las dos primeras componentes principales.

La participación de los distintos índices en la primera componente se mantiene bastante alta a lo largo de todo el período 1973-91, de acuerdo con las consideraciones ya avanzadas, y garantiza la fuerte dependencia directa del indicador Z_1^* propuesto con todos los indicadores que lo integran. Esto puede comprobarse en la Tabla 2, junto con las correlaciones correspondientes a la segunda componente principal.

	EBPF 1973-74		EBPF 1980-81		EBPF 1990-91	
	Componente		Componente		Componente	
	1	2	1	2	1	2
<i>ATKIN0.5</i>	0.993	0.024	0.967	0.245	0.970	0.234
<i>ATKIN1</i>	0.980	-0.195	0.998	-0.043	0.994	-0.087
<i>ATKIN2</i>	0.885	-0.437	0.926	-0.266	0.880	-0.450
<i>CV2.NORM</i>	0.857	0.506	0.690	0.711	0.694	0.702
<i>GINI</i>	0.958	-0.284	0.971	-0.174	0.988	-0.083
<i>PIETRA</i>	0.935	-0.345	0.930	-0.282	0.980	-0.135
<i>TH1NORM</i>	0.951	0.274	0.829	0.556	0.813	0.566
<i>VL.NORM</i>	0.832	0.547	0.790	-0.594	0.793	-0.604

Tabla 2: Correlación entre los índices y las componentes, por años.

⁸ Op. Cit. 4.

La segunda componente principal parece distinguir los indicadores según la zona de la distribución de rentas ponderada preferentemente por cada uno de ellos, oponiendo aquellos en los que inciden las rentas más bajas (*VL.NORM* y *ATKIN2*) frente a los más influidos por las rentas más altas (*CV2.NORM*, *TH1.NORM* y *ATKIN0.5*)⁹. Esta circunstancia puede apreciarse con más claridad en el Gráfico 1, y se ha contrastado, además, con la ayuda del Análisis de Conglomerados, del cual expondremos únicamente, por simplicidad, uno de los dendrogramas obtenidos.

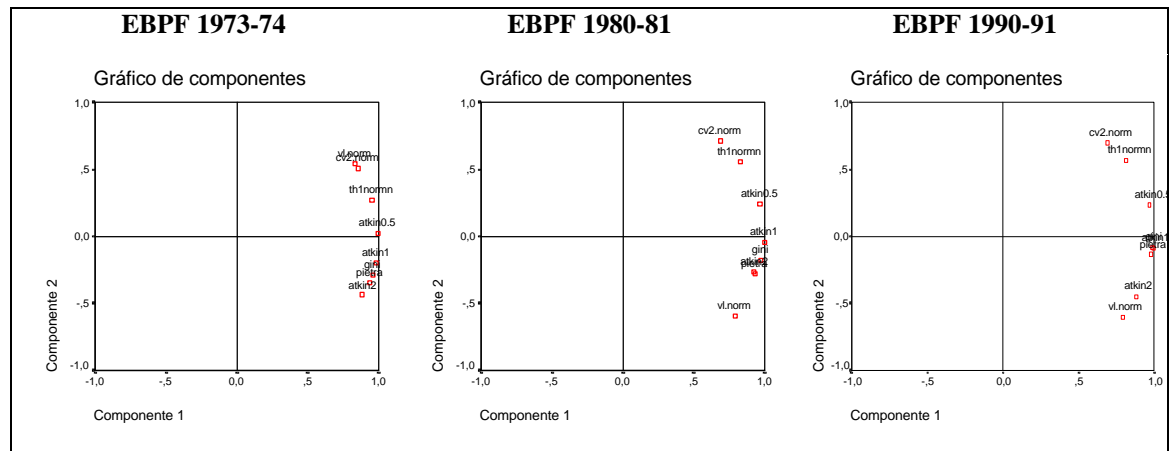


Gráfico 1: Representación de los indicadores frente a las dos primeras componentes, para los años 1973-74, 1980-81 y 1990-91, respectivamente.

GINI	5
PIETRA	6
ATKIN1	2
ATKIN0.5	1
CV2.NORM	4
TH1NORMN	7
ATKIN2	3
VL.NORM	8

Gráfico 2: Dendrograma de los indicadores obtenidos a partir de la EBPf 1990-91.

Pasamos a construir ahora el indicador de desigualdad propuesto. Para ello, partimos de los coeficientes u_{1j} para cada uno de los períodos de la encuesta, que presentamos en la Tabla 3.

⁹ En la EBPf 1973-74, se observa un comportamiento anómalo de *VL.NORM*, probablemente motivado por un desequilibrio de la muestra en los cuantiles extremos.

	$u_{1j}(73)$	$u_{1j}(80)$	$u_{1j}(90)$
<i>ATKIN0.5</i>	0,145	0,151	0,151
<i>ATKIN1</i>	0,143	0,156	0,155
<i>ATKIN2</i>	0,129	0,145	0,137
<i>CV2.NORM</i>	0,125	0,108	0,108
<i>GINI</i>	0,140	0,152	0,154
<i>PIETRA</i>	0,136	0,146	0,153
<i>THINORM</i>	0,139	0,130	0,127
<i>VL.NORM</i>	0,121	0,124	0,124

Tabla 3: Coeficientes para el cálculo de las puntuaciones en la primera componente, por años.

A partir de estas cantidades, de acuerdo con la metodología expuesta, se obtienen los coeficientes que permiten calcular el indicador de desigualdad Z_1^* , que se muestran en la Tabla 4.

	$a_{1j}^*(73)$	$a_{1j}^*(80)$	$a_{1j}^*(90)$
<i>ATKIN0.5</i>	0,229	0,212	0,227
<i>ATKIN1</i>	0,159	0,156	0,150
<i>ATKIN2</i>	0,107	0,092	0,077
<i>CV2.NORM</i>	0,032	0,014	0,018
<i>GINI</i>	0,155	0,151	0,156
<i>PIETRA</i>	0,201	0,201	0,213
<i>THINORM</i>	0,087	0,061	0,065
<i>VL.NORM</i>	0,030	0,114	0,095

Tabla 4: Coeficientes para el cálculo del indicador de desigualdad Z_1^* , por años.

Teniendo en cuenta que trabajamos con 19 casos (18 en el período 1973-74), lo primero que se aprecia es la gran estabilidad de los coeficientes en el tiempo¹⁰, lo que facilita también la comparación dinámica de la desigualdad medida en las Comunidades Autónomas, utilizando el indicador Z_1^* .

En cuanto a la participación de los indicadores de base, merece mencionarse que cuatro de ellos (*ATKIN0.5*, *ATKIN1*, *GINI* y *PIETRA*) suponen un porcentaje superior al 72% en todos los períodos analizados, manifestándose por tanto su mayor influencia en el indicador sintético obtenido. Entre ellos destacan poderosamente los índices *ATKIN0.5*, con una participación en torno al 22% y el índice de *PIETRA*, con una participación alrededor del 20% que, de acuerdo con la interpretación deducida de la segunda componente principal (Gráfico 1), proporciona un comportamiento bastante equilibrado del indicador general.

5. ANÁLISIS DE DESIGUALDAD

Los resultados obtenidos para el indicador Z_1^* en el período 1973-91 se presentan en la Tabla 5.

	EBPF 1973-74	EBPF 1980-81	EBPF 1990-91
	Z_1^*	Z_1^*	Z_1^*
Total Nacional	0,27230930	0,26576051	0,23675906
Andalucía	0,28473683	0,26782519	0,25500565
Aragón	0,29017976	0,26062101	0,19411249
Asturias	0,20520750	0,23273323	0,16424155
Baleares	0,19741401	0,24517516	0,21106317
Canarias	0,26024586	0,25842801	0,23368570
Cantabria	0,28539422	0,25745282	0,20594875
Castilla-La Mancha	0,29960210	0,27024012	0,25696225
Castilla-León	0,32821960	0,25018848	0,22181815
Cataluña	0,20505050	0,25243963	0,21249245
Com. Valenciana	0,22908459	0,26673787	0,19868621
Extremadura	0,29661055	0,25036662	0,22225112
Galicia	0,24080785	0,23546791	0,20604033
Madrid	0,28449194	0,26570031	0,25574925
Murcia	0,31215772	0,22923676	0,26417976
Navarra	0,21533515	0,23599092	0,18125353
País Vasco	0,26645364	0,18640091	0,20944533
La Rioja	0,24830305	0,17847075	0,20327890
Ceuta y Melilla	-	0,24686678	0,28345646

Tabla 5: Valores del indicador Z_1^* para las Comunidades Autónomas, por años.

A continuación, comenzaremos contrastando la validez del indicador frente al marco proporcionado por la ordenación parcial de Lorenz. En este sentido, si comparamos con los diagramas de dominación de Lorenz obtenidos por Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Núñez, J.J.; Pena, J.B. (1996), puede concluirse que su comportamiento es altamente satisfactorio en todos los períodos analizados. Por simplicidad, reproducimos a continuación el diagrama correspondiente a 1990-91, extraído de la obra citada, para ilustrar dicha comprobación.

¹⁰ Se exceptúa el caso del indicador *VL.NORM* en el período 1973-74, cuya problemática ya se ha comentado previamente.



Gráfico 3: Diagrama de Hesse sobre curvas de Lorenz: Año 1990-91.

Fuente: Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Núñez, J.J.; Pena, J.B. (1996)

Por otra parte, la ordenación en desigualdad que proporciona el indicador Z_1^* durante el período 1973-91, se presenta en la Tabla 6, donde el número 1 corresponde a la Comunidad Autónoma con mayor desigualdad, y el número mayor a aquélla en la que el reparto es más equitativo. Estas ordenaciones permiten armonizar las ocho diferentes que

ofrecía la batería inicial de indicadores, cumpliendo además, razonablemente, el requisito mínimo de respetar la ordenación de Lorenz.

	EBPF 1973-74	EBPF 1980-81	EBPF 1990-91
	Ordenación Z_1^*	Ordenación Z_1^*	Ordenación Z_1^*
Total Nacional	9	4	6
Andalucía	7	2	5
Aragón	5	6	17
Asturias	16	16	19
Baleares	18	13	11
Canarias	11	7	7
Cantabria	6	8	14
Castilla-La Mancha	3	1	3
Castilla-León	1	11	9
Cataluña	17	9	10
Com. Valenciana	14	3	16
Extremadura	4	10	8
Galicia	13	15	13
Madrid	8	5	4
Murcia	2	17	2
Navarra	15	14	18
País Vasco	10	18	12
La Rioja	12	19	15
Ceuta y Melilla	-	12	1

Tabla 6: Ordenación según los valores del indicador Z_1^* para las Comunidades Autónomas, por años.

En relación con la cuantificación obtenida, el índice otorga la mayor desigualdad a Castilla-León en 1973-74 (32,82%), a Castilla-La Mancha en 1980-81 (27,02%) y Ceuta y Melilla en 1990-91 (28,35%). Las Comunidades Autónomas más igualitarias resultan ser Baleares en 1973-73 (19,74%), La Rioja en 1980-81 (17,85%) y Asturias en 1990-91 (16,42%). La evolución de la desigualdad nacional se cifra en las magnitudes que se presentan a continuación:

EBPF	Z_1^* (%)
1973-74	27,23
1980-81	26,58
1990-91	23,68

Tabla 7: Valores del indicador Z_1^* para el Total Nacional, por años.

lo que corrobora el comportamiento global de la desigualdad en el período 1973-91, que disminuye paulatinamente de manera moderada entre 1973 y 1981, y de modo más acentuado en el período 1981-91.

Finalmente, toda la información analizada, junto con la incidencia de los tramos de renta que proporciona la segunda componente principal, se resumen en el Gráfico 5

Gráfico 5: Gráficos de puntuaciones factoriales.

Un estudio similar al anterior puede desarrollarse ahora, desde el punto de vista del nivel de vida, a través de la renta y de un indicador de desigualdad; es decir, el denominado índice de *nivel de vida-renta*.

La coherencia del indicador con el marco de ordenación establecido por las curvas de Lorenz generalizadas obtenidas en Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Núñez, J.J.; Pena, J.B. (1996), manifiesta un buen comportamiento del *INVR* calculado. Para ilustrar esta afirmación, reproducimos el diagrama de Hesse sobre curvas generalizadas correspondiente a 1990-91 en el Gráfico 6, en el que se aprecia la congruencia de los resultados del *INVR* con el orden que el diagrama proporciona.

	EBP4 1973-74	EBP4 1973-74	EBPF 1980-81	EBPF 1980-81	EBPF 1990-91	EBPF 1990-91
	INVR	Ordenación INVR	INVR	Ordenación INVR	INVR	Ordenación INVR
Total Nacional	404406,8	12	429535,2	11	532895,6	8
Andalucía	309171,1	16	341863,4	17	431904,5	16
Aragón	425159,6	8	483010,4	7	529493,9	9
Asturias	431265,5	7	452444,2	9	580816,2	6
Baleares	484863,9	3	524404,0	3	599162,0	5
Canarias	405451,8	11	359287,2	16	458088,9	14
Cantabria	411485,7	10	479113,7	8	513137,4	12
Castilla-La Mancha	324218,4	15	328484,6	18	419009,4	17
Castilla-León	333562,5	14	437248,8	10	525046,3	10
Cataluña	501913,6	2	490403,3	5	669589,3	2
Com. Valenciana	417009,7	9	426113,3	12	520408,4	11
Extremadura	276076,1	18	300126,2	19	399633,8	19
Galicia	368178,6	13	417167,7	13	493399,1	13
Madrid	543207,3	1	537132,9	2	655038,2	3
Murcia	308911,3	17	413301,7	14	451305,8	15
Navarra	444940,3	5	519738,6	4	670370,8	1
País Vasco	477823,3	4	537338,3	1	609953,2	4
La Rioja	439629,2	6	488527,3	6	540256,6	7
Ceuta y Melilla	-	-	390059,0	15	406792,5	18

Tabla 8: Valores del indicador *INVR* y su ordenación correspondiente para las Comunidades Autónomas, por años.



Gráfico 6: Diagrama de Hesse sobre curvas generalizadas: Año 1990-91.
Fuente: Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Núñez, J.J.; Pena, J.B. (1996).

7. CONCLUSIONES

En el presente trabajo, se ha propuesto un indicador global de desigualdad, obtenido a partir de una batería de ocho indicadores ampliamente aceptados en los estudios sobre desigualdad. Para ello, se ha desarrollado un Análisis de Componentes Principales sobre 19 casos (Comunidades Autónomas). A partir de éste, tras diversas manipulaciones algebraicas, se ha obtenido un indicador normalizado, cuyos resultados se han probado ampliamente coherentes con los obtenidos en el estudio publicado por Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Núñez, J.J.; Pena, J.B. (1996). Además la segunda componente principal parece explicar de manera bastante aproximada aspectos esenciales del sistema de ponderaciones de los índices de base. Más aún, también permite la obtención de un indicador de nivel de vida-renta, siguiendo la metodología habitual, cuyos resultados siguen mostrándose altamente satisfactorios.

El principal inconveniente de este indicador es su interpretación, al no haberse obtenido a través de un razonamiento claro en términos de rentas. Sin embargo, el análisis efectuado de la participación de los indicadores de base permite, no obstante, clarificar su posible interpretación en términos económicos.

Entre las ventajas de este indicador podemos citar, fundamentalmente, el aprovechamiento de la información proporcionada por la batería de indicadores, con altas correlaciones positivas en todos los casos. Además, como todo indicador sintético, proporciona una ordenación total frente a la ordenación parcial que brinda la curva de Lorenz.

Por otra parte, los diversos Análisis de Componentes Principales efectuados (1973-74, 1980-81, 1990-91) han proporcionado resultados muy estables en cuanto a la configuración del índice. Sería interesante comprobar si se mantiene dicha estabilidad frente a cambios en los casos de partida (países, categorías socioeconómicas, tamaño de municipios, etc.), preferentemente utilizando desarrollos formales. Igualmente, la calidad en cuanto a propiedades verificadas por los indicadores de partida, permite augurar un buen comportamiento del indicador Z_1^* , extremo éste que también sería interesante analizar.

8. BIBLIOGRAFÍA

- BARTELS, C.P.A. (1977). *Economics Aspects of Regional Welfare*. Martinus Nijhoff Sciences Division.
- CALLEALTA, F.J.; CASAS, J.M.; MEREDIZ, A.; NÚÑEZ, J.J.; PENA, J.B. (1996). *Distribución Personal de la Renta en España*. Pirámide. Madrid.
- CASAS, J.M.; CALLEALTA, F.J. (1990). Comparación de Medidas de igualdad y Desigualdad a través de sus Ponderaciones Cuantílicas. Aplicación a la Distribución de Ingresos Regionales. *Anales de Economía Aplicada. IV Reunión Anual de ASEPELT- España*. Murcia.
- CASAS, J.M.; NÚÑEZ, J.J. (1991). Sobre la medición de la desigualdad y conceptos afines. *Actas de la V Reunión Anual de ASEPELT-España. Libro 2*. Las Palmas de Gran Canaria.
- FOSTER, J.E.; SHORROCKS, A.F. (1988). Inequality and Poverty Orderings. *European Economic Review*, 32, pp. 654-662.
- JOHNSON, R.A.; WICHERN, D. W. (1992). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Prentice-Hall.
- NYGARD, F.; SANDSTROM, A. (1981). *Measuring Income Inequality*. Amqvist & Wiksell International. Stockholm.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1986). Problemas Conceptuales en la Medición de la Desigualdad. *Hacienda Pública Española*, 101, pp. 17-31.
- SEN, A. (1997). *On Economic Inequality*. Clarendon Press, Paperbacks. Oxford.
- SHORROCKS, A.F. (1983). Ranking Income Distributions. *Economica*, 50, pp. 3-17.
- URIEL, E. (1995). *Análisis de Datos. Series Temporales y Análisis Multivariante*. Ac, Madrid.