

LA MEDICION DE LA POBREZA Y DE LA
DESIGUALDAD EN ESPAÑA, 1980-81

J. Ruiz-Castillo

INDICE

	<i>Página</i>
INTRODUCCION	9
1. Consideraciones generales	9
2. Plan de trabajo	13
PRIMERA PARTE	
LA DISTRIBUCION OBJETO DE ESTUDIO	
I. LA POSICION ECONOMICA DE LOS HOGARES	19
1. Bienestar y variables observables	19
2. La variable relevante	20
3. La depuración de los datos	24
II. ASPECTOS DEMOGRAFICOS	27
1. Gasto total <i>versus</i> gasto total per capita	29
2. La distribución personal <i>versus</i> la distribución por hogares	39
3. Consideraciones en torno al ciclo vital	41
APENDICE 1. GASTO TOTAL DEL HOGAR <i>VERSUS</i> GASTO PER CAPITA POR PERSONA EN DISTINTAS PARTICIO- NES DE LA POBLACION	45
SEGUNDA PARTE	
MEDICION DE LA DESIGUALDAD	
INTRODUCCION	57
I. LA SELECCION DE LOS INDICES DE DESIGUALDAD UTI- LIZADOS EN ESTE ESTUDIO	59
1. La definición de un índice de desigualdad	59
2. El conjunto de índices disponibles	60
3. Criterios para la selección de índices de desigualdad en el trabajo empírico	61

ISBN: 84-505-6787-4

Depósito legal: M. 36408 - 1987

Imprenta del Banco de España

	<u>Página</u>
II. LA DESIGUALDAD DEL GASTO PER CAPITA POR PERSONA EN ESPAÑA	69
APENDICE 2. MEDIDAS ESPECIFICAS DE DESIGUALDAD	91

TERCERA PARTE

UN ANALISIS DE LA POBREZA EN ESPAÑA

INTRODUCCIÓN	103
I. LA DIMENSION REGIONAL DE LA POBREZA EN ESPAÑA .	105
1. La medición de la pobreza a través de indicadores agregados ...	105
2. Presentación de las estimaciones	107
3. Análisis de los resultados	110
II. CARACTERISTICAS DE LOS HOGARES MAS VULNERABLES AL PROBLEMA DE LA POBREZA	117
APENDICE 3. INDICES AGREGADOS DE POBREZA	127
APENDICE 4. RESULTADOS DE LA ESTIMACION A ESCALA PROVINCIAL	135
CONCLUSIONES	145
BIBLIOGRAFIA	157

AGRADECIMIENTO

Este informe ha sido realizado para el Banco de España, a quien agradezco su financiación y el acceso a sus facilidades informáticas. Los aspectos computacionales han corrido a cargo de Ascensión Molina, a quien agradezco su eficiente colaboración y su paciencia en una tarea discontinua que se ha prolongado más de lo esperado. El grueso del trabajo se realizó en la Universidad de Zaragoza, a quien deseo agradecer el permiso para acudir al Instituto de Análisis Económico de la Universidad Autónoma de Barcelona, donde se llevó a cabo la redacción del informe final durante el primer trimestre del curso 1985-86. En el Instituto me he beneficiado de la ayuda de Valeri Sorolla, con cargo al proyecto PR83-2361 de la CAICYT, y de fructíferas conversaciones con Jaume García. Finalmente, la versión definitiva de este informe se ha mejorado gracias a los comentarios y sugerencias de un evaluador externo del Servicio de Estudios del Banco de España. Naturalmente, todo error u omisión son de mi entera responsabilidad.

INTRODUCCION

1. Consideraciones generales

Los estadísticos y los economistas especializados en la elaboración de la Contabilidad Nacional han cuidado siempre de resaltar los problemas prácticos y conceptuales que plagan su labor como consecuencia de la actividad del sector público, los efectos externos, la ausencia de competencia perfecta en amplios sectores de la economía, la existencia de actividades económicas fuera del mercado, y la falta de adecuación entre las construcciones teóricas y sus contrapartidas empíricas directamente observables.

No obstante, a pesar de las deficiencias de su estimación, macromagnitudes como el Producto Nacional Bruto o la Renta Nacional se han hecho insustituibles, tanto en círculos profesionales como entre la opinión pública, como indicadores del resultado anual del proceso económico. Además, en muchas ocasiones se ha dado imperceptiblemente un paso más y se ha atribuido a estas magnitudes el papel de indicadores del bienestar de la sociedad. En la actualidad, esta doble posición está siendo sometida a profundas revisiones.

En primer lugar, desde el punto de vista normativo, los economistas teóricos han señalado desde hace décadas que, incluso en las condiciones ideales más favorables, existen dificultades de orden fundamental para aproximar el bienestar de un colectivo de individuos a través de magnitudes agregadas sin referencia expresa a consideraciones de índole distributiva.

Supongamos que intentamos comparar, desde el punto de vista social, el resultado del proceso económico en dos situaciones distintas en una economía de mercados perfectamente competitivos donde se hayan resuelto los problemas prácticos y conceptuales de medición de la renta. Pues bien, ya en 1950 Samuelson (1950) apuntó que el aumento de la renta nacional a los precios de ambas situaciones no garantiza el aumento del bienestar potencial

de la comunidad en el sentido del Principio de Compensación que, desde un punto de vista heurístico, exige que los ganadores con el cambio puedan siempre compensar a los perdedores.

Posteriormente, Chipman y Moore (1973, 1976, 1980) estudiaron formalmente este problema y demostraron que, en condiciones muy generales, un incremento de la renta nacional deflactada por el índice de precios de Laspeyres es una condición necesaria para una mejora en el bienestar potencial de la sociedad en la segunda situación. Ahora bien, en cuanto a la suficiencia del test de la renta nacional, si se permite que la distribución de la renta varíe entre las dos situaciones, entonces el nexo entre la renta nacional y el bienestar potencial sólo estará asegurado si las preferencias individuales son idénticas y homotéticas. Por último, cuando nos restringimos a situaciones en que la distribución de la renta permanece constante y las preferencias de todos los individuos son homotéticas, las variaciones en la renta real reflejarán cambios en el mismo sentido del bienestar potencial sólo si las preferencias individuales son, además, idénticas (1).

La implicación central de estos resultados es que, al margen de los problemas de medición, la comparación de dos situaciones desde el punto de vista social no puede ignorar los efectos distributivos apelando solamente a los cambios observados en magnitudes como la Renta Nacional (o la suma de las variaciones individuales compensadas o equivalentes).

En segundo lugar, por razones posiblemente independientes de los desarrollos teóricos citados, lo cierto es que en el terreno estrictamente descriptivo el crecimiento económico agregado ha dejado de ser la única variable de interés para los especialistas en Economía del Desarrollo. El propio título de una de las obras recientes más influyentes en este campo, «Pobreza, desigualdad y desarrollo», de Gary S. Fields (1980), resume el cambio de perspectiva. En palabras de este autor, «Más que investigar si el sistema distributivo de un país facilita o constituye un obstáculo al crecimiento, en el enfoque alternativo nos preguntamos si el tipo y el ritmo de crecimiento potencia o impide el cumplimiento de los objetivos distributivos».

En la actualidad, tanto en los países desarrollados como en los subdesarrollados, se multiplican los estudios empíricos donde las estimaciones del Producto Nacional Bruto, la Renta Nacional o el Consumo total, se complementan con información sobre aspectos distributivos como el grado de

(1) En este mismo espíritu, Ruiz-Castillo (1987) ha demostrado que otras magnitudes agregadas como la suma de las variaciones individuales compensadas o equivalentes introducidas por Hicks (1942), sólo constituyen un buen indicador del bienestar potencial de la sociedad bajo las condiciones restrictivas sobre las preferencias individuales descubiertas por Chipman y Moore para el test de la renta nacional.

desigualdad o la incidencia de la pobreza, que se consideran imprescindibles para valorar los resultados del proceso económico o el impacto de políticas económicas específicas.

La medición de estos fenómenos a través de indicadores agregados ha venido estimulada durante los últimos 15 años por las novedades experimentadas en dos direcciones complementarias: a) el desarrollo de una extensa literatura de fuerte contenido analítico —iniciada con las contribuciones de Atkinson (1970) y Kolm (1968, 1976) en el campo de la desigualdad, y la de Sen (1976) en el de la pobreza— que ha servido para clarificar las bases axiomáticas de todo intento de medición de conceptos tan cargados de connotaciones normativas; y b) la aparición creciente 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.

El objetivo central de este trabajo es contribuir al conocimiento empírico de la desigualdad y la pobreza en España, utilizando la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF de aquí en adelante) realizada por el INE en 1980-81. Esta encuesta consta de 24.000 observaciones, representativas de unos 10 millones de hogares, y proporciona la mejor información disponible sobre el nivel de vida de la población española.

Al disponer de una sola muestra de corte transversal, no nos es posible investigar la evolución de la desigualdad y la pobreza en su dimensión temporal. En estas circunstancias, hemos elegido como hilo conductor el análisis de la situación diferencial de los hogares españoles clasificados por la Comunidad Autónoma de residencia.

Como es sabido, uno de los aspectos que más preocupaban del Estado de las Autonomías durante el período constituyente era que el impulso a la descentralización económica, administrativa y política exacerbara los fuertes desequilibrios regionales que habían caracterizado el proceso de desarrollo económico en nuestro país. Así, saliendo al paso de esta posibilidad, el artículo 2.º de la Constitución, tras referirse a la «indisoluble unidad de la Nación española», reconoce y garantiza simultáneamente «el derecho a la autonomía de las nacionalidades y regiones que la integran y la solidaridad entre todas ellas».

El mero enunciado de este precepto constitucional pone de manifiesto el conflicto potencial entre el principio de autonomía y el de solidaridad interregional. La resolución de esta tensión en cada momento del tiempo habrá de solventarse dentro del marco que proporcionan la Constitución y la legislación específica que regula el sistema de financiación del Estado de las

Autonomías, todavía hoy objeto de debate y sujeta a modificaciones ulteriores. Pero, en nuestra opinión, cualquiera que sea el alcance que se dé en la práctica política al principio de solidaridad, para orientar el diseño de una política regional con fines redistributivos y para valorar posteriormente sus consecuencias, es imprescindible el conocimiento empírico de la situación de partida en varias dimensiones. El plural es esencial, pues se trataría de evitar la tentación de juzgar de manera simplista el grado de necesidad relativo de las Comunidades atendiendo, exclusivamente, a su valor añadido o a su renta media en términos absolutos o per cápita.

Aunque la gravedad de los desequilibrios regionales en España se haya convertido en un lugar común en el debate económico y político que rodea la construcción del Estado de las Autonomías, no es exagerado afirmar que el conocimiento cuantitativo de la magnitud del problema es ciertamente escaso (2). En este contexto, creemos que es importante completar la información disponible con la estimación de indicadores agregados de desigualdad y pobreza en cada una de las Comunidades Autónomas.

Ahora bien, que dispongamos de una sola muestra de corte transversal no nos obliga a limitarnos a la perspectiva autonómica. Contamos con datos sobre otros muchos aspectos de la población española cuya incidencia sobre la desigualdad o la pobreza son dignas de investigación independiente. En particular, por ejemplo, nos interesará comparar la importancia atribuible a las diferencias interregionales en la desigualdad global con el impacto debido a otras variables como el grado de urbanización, o el nivel educativo y la categoría socioeconómica del sustentador principal. Por razones análogas, junto a la contribución porcentual a la pobreza del conjunto nacional por parte de cada una de las Comunidades Autónomas, nos preocuparemos también de la identificación de los grupos económicamente más vulnerables de acuerdo con una subdivisión de la población con criterios distintos a la región de residencia.

Los avances metodológicos recientes en el área de la medición de estos fenómenos, la experiencia empírica acumulada en los trabajos sobre otros países, y la riqueza de la información contenida en la EPF de 1980-81, nos brindan una buena oportunidad para emprender esta tarea descriptiva en nuestro país.

(2) En este terreno, cabe destacar la reciente aportación de Bosch y Escribano (1984, 1985) donde se aplican determinadas técnicas del análisis factorial a la medición de las necesidades relativas de servicios públicos fundamentales por parte de las provincias y las comunidades autónomas españolas. Véase también el trabajo de Ruiz-Castillo y Sebastián (1985) que contiene un intento de la misma naturaleza, así como el de Aznar y otros (1984) que se refiere a la estimación de las necesidades de financiación a nivel municipal y el informe del INE (1987) sobre las disparidades económico-sociales de las provincias españolas.

2. Plan del trabajo

En el epígrafe anterior se ha reseñado el renovado interés en otros países por la medición de la desigualdad y la pobreza, así como la oportunidad de emprender un estudio de esta naturaleza con datos sobre la economía española.

Sentado esto, debemos advertir que la medición de estos fenómenos está plagada de problemas conceptuales sobre los que es preciso manifestarse antes de proceder al análisis empírico propiamente dicho. Dedicaremos las páginas siguientes a introducir en términos generales los aspectos más problemáticos y a enunciar las cuestiones empíricas más importantes.

La primera parte, que se titula *La distribución objeto de estudio*, versa sobre la interpretación que deba darse al dominio de definición de los índices de desigualdad o pobreza. Se trata, en otras palabras, de especificar qué desigualdad vamos a estimar y en virtud de qué magnitud va a identificarse un individuo como pobre o como rico.

Para ello es preciso resolver los problemas de orden práctico de aproximar empíricamente lo que denominamos la «posición económica» de un hogar, y de establecer cuál es la noción de «individuo» que conviene utilizar. En este terreno, nuestras decisiones vendrán determinadas, fundamentalmente, por la incidencia de los aspectos demográficos sobre la medición de los fenómenos que deseamos cuantificar y por la naturaleza de los datos disponibles. En concreto, defenderemos el criterio de:

- adoptar el gasto total del hogar, frente a los ingresos totales, como la variable observable más relevante para nuestros propósitos;
- deflactar el gasto total por el tamaño del hogar para aproximar la posición económica de esta unidad de consumo; y
- concentrarnos en la distribución individual en que a cada persona de la población se le asigna el gasto per cápita del hogar al que pertenece.

Tras estudiar las implicaciones de estas decisiones sobre la medición de la desigualdad y la identificación de los pobres a escala nacional, este primer capítulo se completa con el apéndice 1 donde se analizan las consecuencias de ordenar los subgrupos de la población —clasificada por una serie de variables geográficas, demográficas o socioeconómicas— de acuerdo con el gasto total del hogar o con el gasto per cápita por persona.

La segunda parte se dedica a la *Medición de la desigualdad* y se divide en dos apartados y el apéndice 2 donde se revisa la definición y la interpretación de los índices de desigualdad más frecuentemente utilizados en el trabajo empírico. En el primer apartado se discute qué medidas de desigualdad conviene estimar para la economía española. Se comienza por justificar el uso indistinto de las medidas «objetivas» tradicionales, los índices de Theil, que tienen su origen en la teoría de la información, y la familia de índices «normativos» sugerida por Atkinson.

Aun reconociendo las dificultades que plantea la divergencia potencial de las distintas medidas cuando el criterio de Lorenz no es aplicable, se propone la utilización de una batería de indicadores que proporcionan una ordenación completa de todas las distribuciones posibles. La razón fundamental es el interés de evaluar el grado de robustez de nuestras conclusiones empíricas y de explicar, en su caso, las diferencias observadas a la luz de las propiedades diferenciales de los índices seleccionados.

Dentro de este planteamiento general, se condiciona la elección de indicadores a la cuestión concreta que se desea investigar. Así, para ordenar las distribuciones dentro de cada Comunidad Autónoma y otras particiones de la población, se atiende esencialmente a las propiedades normativas de carácter ordinal estudiadas en la literatura analítica. Pero para discutir la importancia atribuible a las desigualdades interregionales, frente a otros factores, en la desigualdad del conjunto nacional, no tendremos reparos en apelar a las propiedades cardinales de los indicadores aditivamente descomponibles.

Estas recomendaciones se llevan a la práctica en el segundo apartado, que se dedica a la estimación de los indicadores seleccionados con los datos de la EPF de 1980-81. Los objetivos del análisis empírico son los siguientes: 1) contrastar los índices tradicionales con la familia de índices de Atkinson, parametrizada por un factor de aversión a la desigualdad, que satisface la totalidad de las propiedades normativas consideradas; 2) comparar la ordenación de las Comunidades Autónomas inducida por cada uno de los indicadores utilizados; 3) cuantificar la magnitud de las diferencias observadas en la desigualdad existente dentro de las distintas Comunidades; 4) examinar la desigualdad dentro de los subgrupos de otras particiones de la población; y 5) dirimir qué factores contribuyen más a la desigualdad del gasto per capita por persona a escala nacional.

La tercera parte consiste en *Un análisis de la pobreza en España*, donde los pobres quedan identificados como todas aquellas personas con un gasto per capita inferior a la mitad de la media de esa magnitud para el país en su conjunto. Se abordan dos cuestiones en sendos apartados.

En primer lugar, se estudia la dimensión regional del problema a través de un conjunto de índices agregados. En el apéndice 3 se justifica la selección de los indicadores estimados en el caso español en función de las propiedades que satisfacen los índices más utilizados en el trabajo empírico. Estas son de dos tipos: propiedades normativas de carácter ordinal, que incluyen la sensibilidad de los indicadores ante el grado de desigualdad entre los pobres; y propiedades cardinales que permiten determinar la contribución porcentual a la pobreza del conjunto nacional por parte de los subgrupos en que se haya dividido la población.

Entre los objetivos empíricos de este primer apartado destacan el estudio de la robustez de la ordenación de las Comunidades Autónomas según los distintos índices de pobreza, y las diferencias que resultarían de repartir un fondo dado de dinero entre las Comunidades de acuerdo con la incidencia de la pobreza o con el criterio convencional de la media del gasto per capita.

En segundo lugar, se investigan en detalle las características de los hogares situados bajo la línea de la pobreza en términos de un amplio vector de atributos geográficos, demográficos y socioeconómicos. El propósito, naturalmente, es detectar qué grupos son más vulnerables al problema de la pobreza en nuestro país.

El informe termina con un capítulo de *Conclusiones*, donde se resume nuestra posición ante las cuestiones metodológicas más problemáticas y se revisan brevemente los resultados empíricos de la investigación.

PRIMERA PARTE

LA DISTRIBUCION OBJETO DE ESTUDIO

I. LA POSICION ECONOMICA DE LOS HOGARES

1. Bienestar y variables observables

Cualquier medida de desigualdad o pobreza puede concebirse como una relación funcional M entre un conjunto D de estados sociales y un conjunto R de puntos susceptibles de comparación, ordenados por una relación binaria con determinadas propiedades. Para cada estado social x en D , M extrae los aspectos relevantes del fenómeno que se pretende medir y los representa por el elemento $M(x)$ de R . De ahí que nos refiramos a índices *agregados* que subsumen en un solo punto toda la información contenida en un estado social por compleja que ésta sea.

Es importante dejar constancia desde el comienzo de la interpretación que debemos otorgar al dominio de definición de la función M , puesto que especificar lo que entendemos por un estado social para una población de tamaño dado equivale a especificar la naturaleza de la desigualdad o la pobreza que deseamos medir. A este respecto conviene hacer dos precisiones.

En primer lugar, de acuerdo con la mayor parte de la literatura analítica y empírica, en este informe ambos fenómenos recibirán un tratamiento unidimensional. En segundo lugar, recordemos que la justificación habitual del estudio de la distribución de variables observables como la renta o el gasto es que constituyen una buena aproximación del bienestar individual que no es directamente medible. Sin embargo, Zubiri (1985) ha puesto de manifiesto recientemente que existen dificultades de orden fundamental que dan al traste con la creencia de que la desigualdad, digamos, de la renta, es un buen indicador de la desigualdad en el bienestar económico, en el sentido de que si una medida redistributiva consiguiera reducir la desigualdad observada de la

renta podamos estar seguros de que ha disminuido también la desigualdad de la utilidad indirecta de los individuos que la detentan (3).

Como hemos indicado en otra ocasión (4), nuestra reacción ante estas dificultades es que no hay inconveniente en defender el innegable interés de circunscribirse al estudio descriptivo de la desigualdad o la pobreza en términos de magnitudes que aproximen adecuadamente lo que podríamos denominar la «posición económica» de los individuos. La idea central es que, dados los precios de los bienes, *la renta o el gasto total resumen de forma operativa e inequívoca el conjunto de posibilidades de consumo al que los individuos vienen constreñidos*. De hecho, de acuerdo con Deaton y Muellbauer (1980), desde el punto de vista social lo que nos interesa en última instancia son las restricciones objetivas que cada consumidor enfrenta.

Así, pues, de aquí en adelante identificaremos un estado social de una población de n habitantes con la distribución $x = (x_1, \dots, x_n)$, donde x_i es la variable escala que determina la dimensión del conjunto presupuestario del individuo i . La validez de esta interpretación depende de cómo garanticemos en la práctica la comparabilidad de las posiciones objetivas de los individuos. El resto de este capítulo se dedica precisamente a esta cuestión en el caso español.

2. La variable relevante

Como se indicó en el epígrafe anterior, en este informe nos limitaremos al caso estudiado más extensamente en la literatura en que la posición económica de los individuos se representa en una única dimensión. En la práctica, las variables que se han utilizado en otros países con este objetivo han sido la renta, el gasto o la riqueza. En nuestro caso, como la EPF no proporciona datos sobre esta última, sólo cabe elegir entre la vía del gasto o la de los ingresos (5).

(3) Los indicadores agregados de pobreza no se han examinado críticamente desde este punto de vista. Sin embargo, en el enfoque moderno —del que daremos cuenta en la tercera parte de este informe— se considera que la desigualdad entre los pobres debe incorporarse como un elemento más a la hora de cuantificar la gravedad del problema. Cabe pensar, por tanto, que los resultados de Zubiri son fácilmente generalizables en este otro contexto.

(4) Véase Ruiz-Castillo (1986), apartado I.

(5) Para una discusión detallada de los problemas prácticos y conceptuales que rodean la elección de la variable relevante a efectos del estudio de la desigualdad o la pobreza, puede consultarse Atkinson (1975, págs. 29-40) y Cowell (1977, págs. 3-8 y 106-113). Algunos de estos problemas se abordarán en las páginas siguientes cuando lo exijan las características de la información disponible para España.

Problemas de medición

La primera cuestión a plantear es cómo se han solucionado en España determinados problemas clásicos referentes a la medición de ambas magnitudes.

Para comenzar, recordemos que en su trabajo metodológico sobre la medición de la desigualdad de la renta, Kuznets (1976) indica que la unidad perceptora debe ser fácilmente identificable, comprensiva e independiente. De acuerdo con este triple criterio, el perceptor individual no es la unidad adecuada por las razones siguientes: *a)* no es obvio cómo asignar individualmente el flujo de renta procedente de los activos poseídos conjuntamente por dos o más miembros del hogar, o de las actividades de empresas familiares tan prevalentes, por ejemplo, en la agricultura o el comercio al por menor; *b)* centrar la atención sobre el perceptor individual conduciría a excluir todas las personas que no reciben ingresos, entre las que se cuenta, por ejemplo, la totalidad de la población infantil; *c)* por último, muchas de las decisiones económicas de los perceptores individuales, incluyendo la decisión de cómo utilizar su propia capacidad productiva, se adoptan en conexión con otras personas con las que están estrechamente relacionados.

Por estos motivos, existe acuerdo general en que la unidad perceptora de renta debe ser idealmente la familia o el hogar. Es fácil advertir que las consideraciones anteriores se aplican, incluso con más fuerza, a la hora de determinar la unidad de gasto más apropiada desde el punto de vista de la recogida de información sobre el consumo. Afortunadamente, la unidad económica que se ha adoptado en la EPF a todos los efectos es el hogar, que se define como «la persona o conjunto de personas que ocupan en común una vivienda familiar o parte de ella y consumen alimentos y otros bienes con cargo a un mismo presupuesto».

En segundo lugar, las fuertes diferencias en la frecuencia de adquisición de los distintos bienes y servicios aconsejan que la medición del gasto se extienda a periodos de amplitud variable. Así, mientras que el gasto en alimentos, bebidas y otro extenso grupo de bienes se registra durante la semana muestral, para otros artículos se establecen periodos de referencia de alcance mensual, bimensual o anual. El gasto total del hogar se expresa en todo caso con periodicidad anual. Conviene advertir que junto a los pagos por bienes y servicios de consumo propiamente dichos, los gastos totales incluyen también las transferencias del hogar a favor de alguno de sus miembros, de terceros o de instituciones sin fines de lucro.

En cuanto a los ingresos, aunque hubiera sido deseable que se investigara en mayor detalle la estructura temporal, para cada miembro del hogar se

recogen simplemente las cantidades percibidas en los 12 meses previos a la realización de la encuesta. En el cuestionario se distingue entre los ingresos ordinarios por cuenta propia, por cuenta ajena, por transferencia, o por rentas del capital o la propiedad, y los ingresos extraordinarios procedentes de transferencias u otras fuentes. Se incluyen también diversas preguntas sobre el ahorro anual.

En tercer lugar, uno de los aspectos más difíciles de resolver es la valoración de las actividades económicas que se desarrollan fuera del mercado. En este orden de cosas, hay que destacar el notable esfuerzo de imputación realizado por el INE, que añade tanto al gasto total como a los ingresos los flujos monetarios correspondientes al autoconsumo y el salario u otros ingresos en especie (a los precios de mercado al por menor de los bienes de que se trate), los servicios de vivienda en los regímenes de tenencia distintos del arrendamiento (en términos del alquiler que el ocupante estima que habría de sufragar en el mercado por una vivienda de las mismas características), y el valor de las comidas subvencionadas en el lugar de trabajo. En cambio, no se entra en el difícil problema de la valoración del ocio de los distintos miembros del hogar, ni se consignan las ganancias de capital que deberían ser parte de la renta del período.

Ingresos «versus» gastos

Una vez revisados los extremos anteriores que afectan por igual a gastos e ingresos, procede decidir cuál de las dos variables vamos a emplear en nuestro caso concreto. A este respecto, hay que reconocer que los objetivos que se persiguen plantean exigencias hasta cierto punto distintas.

Por un lado, es bien sabido que cuanto menor sea el período de tiempo en que se midan los flujos de renta (o gasto), mayor será la importancia de los componentes transitorios de naturaleza aleatoria y, por consiguiente, mayor será la desigualdad estimada. Además, las diferencias de renta reflejarán en parte los efectos del ciclo vital: determinados perceptores de rentas bajas en un año dado recibirán más tarde ingresos mayores (estudiantes o trabajadores jóvenes), o habrán disfrutado de ingresos superiores en el pasado (pensionistas y retirados en general). Así, desde el punto de vista del estudio de la desigualdad, puede interesar referirse a flujos de renta (o consumo) medidos —o estimados— en períodos de tiempo más amplios (6).

(6) Frente a la conveniencia de ampliar el período de observación por estos motivos, habría que tener en cuenta que la capacidad para suavizar el impacto de las fluctuaciones transitorias o las derivadas del ciclo vital no es la misma para todos los individuos: quienes estén situados en los tramos superiores de la distribución tenderán a ostentar un mayor volumen de activos y a obtener mejores condiciones como prestamistas o prestatarios en el mercado de capitales.

Por el contrario, en la medición de la pobreza, lo importante es estudiar aquel grupo social cuya posición en la actualidad no supere el mínimo que se considere aceptable, con independencia de cuál haya sido su situación en el pasado o cuál pueda ser la suerte que corra en el futuro.

Teniendo en cuenta estas consideraciones y la conveniencia de medir desigualdad y pobreza en relación a una única variable, existen razones conceptuales para preferir el gasto sobre los ingresos del hogar. Para la estimación de índices de pobreza creemos que tiene pleno sentido concentrarse en aquel sector de la población con un gasto anual inferior a un nivel determinado. En cuanto a la desigualdad, el consumo actual es un indicador mucho mejor de la posición a largo plazo del hogar que los ingresos corrientes: todas las teorías desde la aportación de Friedman (1957) destacan que las decisiones anuales de consumo guardan una relación más estable con la renta «permanente» que con los ingresos del período, que fluctúan con el momento en que se esté del ciclo vital y están más contaminados por componentes estrictamente transitorios.

Junto a este argumento, hemos de valorar comparativamente la calidad de los datos con que contamos sobre ambas variables. Nótese que, para cada observación,

- a) los flujos de gasto e ingresos totales se expresan con idéntica periodicidad anual y se refieren al mismo conjunto de personas que constituyen el hogar;
- b) las imputaciones realizadas afectan por igual al gasto que a los ingresos;
- c) los ingresos declarados no incluyen las ganancias de capital; y
- d) las transferencias del hogar se contabilizan como una partida del gasto.

Por tanto, si consideramos que los ingresos de todos los perceptores son netos de los impuestos directos, la relación entre las dos variables observadas ha de ser:

$$\text{ingresos totales del hogar} - \text{gasto total} + \text{ahorro.}$$

En aquellos casos —posiblemente frecuentes— en que los ingresos declarados en la encuesta sean solamente netos de las retenciones a cuenta de los impuestos directos, el exceso de los ingresos sobre los gastos debería ser aún mayor. Sin embargo, según la EPF, en 1980-81 aproximadamente el 60 % de

los hogares españoles declaran gastar más que ingresan; una situación, a todas luces, poco plausible.

Para dirimir cuál de las dos series es más fiable, es decisivo recordar que, aunque la información que se recaba sobre los ingresos es bastante completa, el propósito central de la EPF es la investigación exhaustiva de la estructura del gasto de los hogares españoles con objeto de establecer las ponderaciones de los artículos que intervienen en los Índices de Precios al Consumo. La precisión y el cuidado con que se estima el gasto están, por tanto, fuera de duda, lo que contrasta con el problema crónico de ocultación de la renta en este tipo de encuestas, agravado, si cabe, por la creciente importancia de la «economía sumergida o irregular». Obsérvese, finalmente, que los peores efectos de este último fenómeno se soslayan si valoramos la posición económica de los hogares a través del gasto efectivamente realizado.

La conclusión es clara: *tanto por razones conceptuales como de fiabilidad de la información disponible, es preferible que la medición de la desigualdad y la pobreza en este estudio se realice en términos de los gastos totales del hogar.* Es más: en nuestra opinión, el orden de magnitud del exceso del gasto total sobre los ingresos aconseja que esta última variable no se utilice en el trabajo empírico hasta que se realice una investigación específica al respecto que incluya también la información disponible sobre el ahorro.

3. La depuración de los datos

Adoptar la vía del gasto no está exento de inconvenientes. Quizás el problema más grave es el que plantean los bienes duraderos. En lugar de imputarse un flujo anual de servicios a la totalidad del stock, teniendo en cuenta su antigüedad y su vida útil, en la EPF se sigue la práctica habitual de incluir como gasto corriente los pagos por los bienes adquiridos en los últimos 12 meses, que constituyen, en realidad, un gasto de inversión.

Ante esta situación y la imposibilidad en esta ocasión de estimar debidamente el flujo de servicios de consumo del stock correspondiente, hemos optado por depurar los gastos totales de las compras de los duraderos que por su mayor volumen y adquisición más infrecuente ocasionarían una mayor distorsión. A saber, los automóviles y otros medios de transporte privado.

Hemos deducido también los gastos en mantenimiento, reparación y mejora de la vivienda ya que un examen detallado mostró que, en la mayoría

de los casos, debían tratarse como gastos de inversión. Además, la estimación del alquiler de mercado que se utiliza en la imputación de un flujo de servicios a las viviendas en regímenes de tenencia distintos del arrendamiento, tendrá en cuenta, presumiblemente, la calidad de la misma tras el desembolso por esos conceptos. Luego deducir esos gastos, que son fundamentalmente de inversión, y contabilizar solamente el valor del flujo de servicios del stock resultante, parece ser el procedimiento adecuado en estas situaciones (7).

En todas las encuestas de este tipo es prácticamente inevitable que se produzcan discontinuidades anómalas a nivel individual que distorsionan la verdadera posición económica de los hogares aproximada por el gasto total. En particular, a pesar de que en el cuestionario de la EPF se contemplen períodos de referencia de distinta amplitud, es de esperar que muchos hogares reporten no haber adquirido un gran número de artículos, no como resultado de soluciones de esquina en el proceso de optimización, sino debido a la infrecuencia con que esos bienes se adquieren habitualmente.

Para protegernos de las peores consecuencias de este problema, se realizó un examen minucioso de los hogares cuyos gastos totales estaban completamente dominados, en términos relativos y/o absolutos, por alguna de las ocho grandes categorías de consumo que distingue el INE. El resultado fue la eliminación de 80 observaciones por esta razón, o el 0,34 % del total (8). Así, pues, *la muestra definitiva consta de 23.628 observaciones, que representan un total de 9.960.495 hogares residentes en toda España con excepción de las plazas de Ceuta y Melilla.*

Para terminar este apartado, es preciso insistir en que, al adoptar el gasto total (con las deducciones indicadas) como único indicador de la posición económica del hogar, *estamos recogiendo esencialmente el consumo corriente de bienes y servicios privados, excluyendo una serie de dimensiones importantes como son la valoración del ocio, el papel de los activos, la capacidad diferencial de prestar y tomar prestado en condiciones financieras favorables, o la incidencia del sector público a través del sistema impositivo y por la vía del gasto.*

(7) El 80 % de los casos en que los gastos en cuestión son positivos corresponde a viviendas en regímenes de tenencia distintos del arrendamiento.

(8) Los detalles de esta depuración de observaciones, así como la corrección en 47 casos de los valores de algunas variables demográficas que resultaban claramente implausibles, están a disposición de quien los solicite.

Por último, las comparaciones interpersonales que se realicen a través del gasto total exigen el supuesto implícito de que no existen diferencias en los precios pagados por los mismos bienes por los diferentes grupos sociales o los residentes en distintas áreas geográficas.

II. ASPECTOS DEMOGRAFICOS

Tras estas consideraciones sobre los problemas de medición de nuestra variable fundamental, procede revisar dos cuestiones distintas pero interrelacionadas: la comparabilidad entre las unidades económicas que estudiamos y la decisión entre hogares o personas como colectivo a investigar.

La población sobre la que concentremos nuestra atención debería estar constituida por unidades con necesidades similares. Es evidente que los aspectos demográficos son cruciales en este sentido: el mismo gasto total puede dar lugar a niveles de vida muy distintos para dos hogares de diferente tamaño y composición.

Así, como Kuznets (1976) concluyó en su estudio clásico sobre la desigualdad, «No tiene mucho sentido hablar de la distribución de la renta entre las familias o los hogares, clasificados por la renta familiar o los ingresos totales del hogar, cuando las unidades subyacentes difieren tanto en tamaño... Antes de emprender cualquier análisis, las distribuciones citadas deben convertirse en distribuciones de *personas* (o consumidores equivalentes) clasificadas por la renta familiar o del hogar *por persona* (o por *consumidor*)» (subrayado en el original).

En relación a la otra área de interés en este estudio, I. Garfinkel señalaba en el prólogo a Reynolds y Smolensky (1977) que «El avance frente a la pobreza a lo largo del tiempo se ha infravalorado... Una persona de edad avanzada que pueda permitirse mantener un hogar independiente gracias al aumento de sus percepciones con cargo a la seguridad social, habrá mejorado su situación –pero se contabiliza como si hubiera empeorado porque constituye un hogar separado de baja renta en lugar de formar parte del hogar de sus hijos».

Algunos años más tarde, Datta y Meerman (1980) indicaban que, al parecer, la práctica habitual de utilizar los ingresos totales del hogar en la

estimación de la desigualdad, se debía a la creencia generalizada de que las diferencias que se siguen de adoptar las magnitudes per cápita o las totales no eran importantes (9).

Sin embargo, el amplio trabajo de Kuznets, ya citado (donde se revisa la información procedente de Estados Unidos en 1969, Alemania en 1970, Israel en 1969-70, Taiwan en 1972 y Filipinas en 1970-71), la propia contribución de Datta y Meerman (con datos de Malasia para 1974 y Estados Unidos para el período 1947-1972), la extensa monografía de Visaria (1980) –que cubre los Estados de Gujarat y Maharashtra en la India en 1972-72, dos grupos de 7 y 11 ciudades en Nepal en 1973-75, Malasia Peninsular en 1973, Sri Lanka en 1969-70 y Taiwan en 1968 y 1974– y el cuidadoso estudio de Cowell (1984) sobre Estados Unidos, son concluyentes al respecto: *la medición de la desigualdad y/o la pobreza viene definitivamente afectada por la decisión de aproximar la posición económica del hogar por su renta o gasto total o por su renta o gasto per cápita (o por consumidor equivalente).*

No cabe duda de que, idealmente, sería deseable deflactar los gastos totales por una variable que refleje tanto las posibles economías de escala en el consumo asociadas al tamaño del hogar, como las diferencias de necesidad de los distintos hogares en función de la edad, y tal vez el sexo, de los miembros que lo componen.

Comoquiera que en la actualidad no disponemos de estimaciones bien contrastadas de escalas de equivalencia para la población española (10), hemos decidido tener en cuenta solamente el tamaño del hogar aproximando su posición económica por el gasto total per cápita. El supuesto implícito es que todos los miembros del hogar participan igualmente en el gasto total que esa unidad de consumo realiza.

Es posible que, al no considerar las diferencias en la composición del hogar, estemos infravalorando la posición económica de los hogares con una gran proporción de niños. Asimismo, al no tener en cuenta las posibles economías de escala, tal vez estemos infravalorando la posición de los hogares de mayor tamaño. En cualquier caso, la solución adoptada, además de ser la más sencilla desde el punto de vista estadístico, viene avalada por el hecho de que al menos Musgrove (1980), Visaria (1980) y Datta y Meerman (1980) –frente a las conclusiones de Cowell (1984)– no encontraron diferen-

(9) Como señalan estos autores, varios estudios recientes sobre la desigualdad de la renta en Estados Unidos –como los de Paglin (1975), Reynolds y Smolensky (1977) y Browning (1979)– se basan en los ingresos del hogar. Por otra parte, en el 88 % de los países subdesarrollados estudiados por Jain (1975), la información se refiere también a los ingresos o al gasto total del hogar.

(10) Para una primera aproximación, puede consultarse el trabajo de Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1985).

cias sustanciales como consecuencia de incorporar, de distintas formas, la noción del consumidor equivalente (11).

Los tres epígrafes siguientes ilustran en el caso español las consecuencias de aproximar la posición económica del hogar por su gasto per cápita, y de tomar la distribución personal y no la de los hogares como la más adecuada para nuestros propósitos.

1. Gasto total versus gasto per cápita

Comenzaremos el análisis de la incidencia de los factores demográficos, comparando la distribución de los hogares españoles clasificados por el gasto total o por el gasto per cápita.

Convendrá distinguir dos fuentes distintas de divergencia entre ambas distribuciones. En primer lugar, las diferencias en el tamaño del hogar a distintos niveles del gasto total pueden conducir a que un hogar de gran tamaño y un fuerte nivel de gasto total quede situado en términos del gasto per cápita por debajo de un hogar de menor dimensión con un bajo volumen de gasto total. En segundo lugar, la variabilidad del tamaño de los hogares a un mismo nivel de gasto total conducirá, necesariamente, a que en la ordenación, según el gasto per cápita, los hogares más numerosos queden situados por debajo de los de menor dimensión.

Evidentemente, ambos factores pueden dar lugar a cambios importantes cuando pasamos de uno a otro criterio de clasificación. Lo notable del caso es que la naturaleza de la reordenación que se origina es común a países en muy diversos estadios de desarrollo económico. En honor de quien las puso claramente de manifiesto, nos referiremos a las regularidades empíricas encontradas como las dos «leyes de Kuznets».

1) Existe una relación directa entre el nivel de gasto total y el tamaño del hogar.

(11) Visaria (1980) calculó la distribución de adultos equivalentes en 10 casos distintos, utilizando las escalas de equivalencia construidas para la India por un comité de expertos que incluía representantes de la FAO y otras organizaciones internacionales. El coeficiente de correlación entre la distribución de personas y la de adultos equivalentes no fue nunca inferior a 0,96. Datta y Meerman (1980) aplicaron a los datos de Malasia el promedio de varias escalas de equivalencia estimadas empíricamente para distintos países, y encontraron que el coeficiente de correlación entre el gasto per cápita del hogar y el gasto por adulto equivalente era del 0,97. Finalmente, Musgrove (1980) indica que la estimación de los gastos de subsistencia a partir de la conducta observada de los hogares de 6 ciudades colombianas mostró una elasticidad respecto del tamaño del hogar entre 0,9 y 1,0, tanto para la alimentación como para todas las categorías de gasto. En el caso de Cowell (1984), sin embargo, la distribución individual de la renta por adulto equivalente mostraba claramente menor desigualdad que la del gasto per cápita por persona.

2) Sin embargo, como el aumento del gasto total no es suficientemente fuerte para compensar el aumento del número de personas, existe una asociación inversa entre el gasto per cápita del hogar y el tamaño del mismo.

Estos dos hechos se ilustran en las tablas 1 y 2. La tabla 1 clasifica los hogares por las decilas del gasto total (DGTH) y las del gasto per cápita (DPCH). Se observa que mientras el porcentaje de personas aumenta progresivamente desde el 5,3 al 13 % en el primer caso, desciende también de forma continua desde el 12,1 al 7,3 % en el segundo. Paralelamente, el tamaño medio del hogar por decila aumenta en la parte superior de la tabla para disminuir en la parte inferior.

TABLA 1
TAMAÑO FAMILIAR DE LOS HOGARES CLASIFICADOS POR DECILAS DEL GASTO TOTAL Y PER CAPITA

A. Decilas del gasto total del hogar

DGTH	Límite de las decilas	% de hogares	% de personas	Tamaño medio del hogar	Desviación típica	% del GT a cada DGTH	% del GT a c/decila de personas
Mínimo	16216						
1	262731	10.00	5.26	1.95	1.19	2.22	4.80
2	387192	10.00	7.16	2.65	1.37	4.01	6.22
3	498698	10.00	8.63	3.19	1.47	5.46	6.89
4	602924	10.00	9.73	3.60	1.62	6.76	7.49
5	709766	10.00	10.57	3.92	1.54	8.03	8.56
6	823472	10.00	10.87	4.02	1.59	9.38	9.37
7	962366	10.00	11.06	4.09	1.55	10.90	10.58
8	1149572	10.00	11.75	4.35	1.60	12.89	12.00
9	1476279	10.00	11.96	4.43	1.62	15.85	14.13
10	7536581	10.00	13.01	4.82	1.81	24.50	19.95
TOTAL		100.00	100.00	3.70	1.76	100.00	100.00

B. Decilas del gasto per cápita por hogar

DPCH	Límite de las decilas	% de personas	% de hogares	Tamaño medio del hogar	Desviación típica	% del GT a cada DPCH
Mínimo	8108					
1	96458	10.00	12.07	4.47	2.28	3.96
2	124490	10.00	11.18	4.14	1.92	5.65
3	150174	10.00	11.01	4.08	1.81	6.87
4	174440	10.00	10.54	3.90	1.69	7.77
5	201171	10.00	10.40	3.85	1.59	8.84
6	231458	10.00	10.00	3.71	1.60	9.79
7	269884	10.00	9.63	3.57	1.49	10.91
8	324902	10.00	9.23	3.42	1.45	12.36
9	431043	10.00	8.65	3.20	1.44	14.50
10	2340016	10.00	7.28	2.70	1.36	19.35
TOTAL		100.00	100.00	3.70	1.76	100.00

La tabla 2 clasifica los hogares por su tamaño y permite apreciar los mismos rasgos desde otro punto de vista: el gasto total medio (columna 6) y el cociente entre el porcentaje del gasto total y el porcentaje de hogares (columna 3) aumentan con la dimensión del hogar, mientras que el gasto per cápita medio (columna 7) y el cociente del porcentaje del gasto total y el de individuos (columna 5), varían en la dirección contraria.

TABLA 2
GASTO TOTAL Y GASTO PER CAPITA DE LOS HOGARES (Y LAS PERSONAS) CLASIFICADOS POR EL TAMAÑO FAMILIAR

Tamaño del hogar	Distr. del G.T. 1	Distr. de los hogares 2	3 = 1/2	Distr. de las personas 4	5 = 1/4	Media GTH 6	Media GPCH 7
1	3.16	7.70	.41	2.08	1.52	334577	334577
2	14.59	21.09	.69	11.39	1.28	564323	282161
3	17.84	18.63	.96	15.10	1.18	781234	260411
4	26.65	23.61	1.13	25.51	1.04	921023	230255
5	18.39	14.91	1.23	20.13	.91	1006321	201264
6	10.07	7.74	1.30	12.55	.80	1060837	176806
7 ó más	9.31	6.32	1.47	13.25	.70	1202319	156949
TOTAL	100.00	100.00	1.00	100.00	1.00	815883	241766

Las figuras 1, 2 y 3 ilustran gráficamente lo que hemos denominado las dos leyes de Kuznets.

FIGURA 1

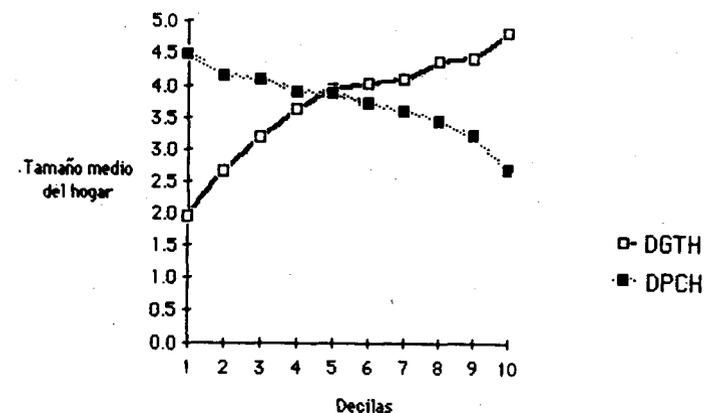


FIGURA 2

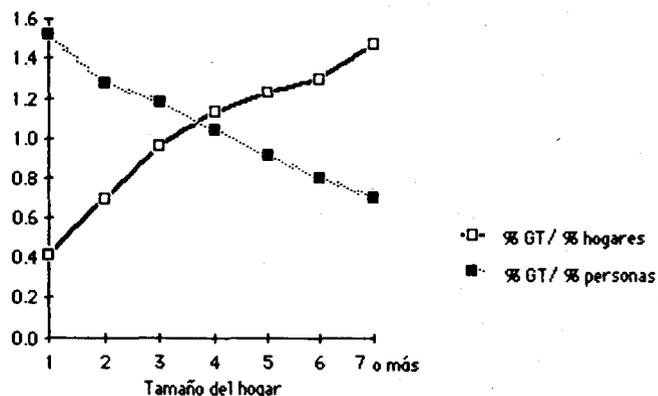
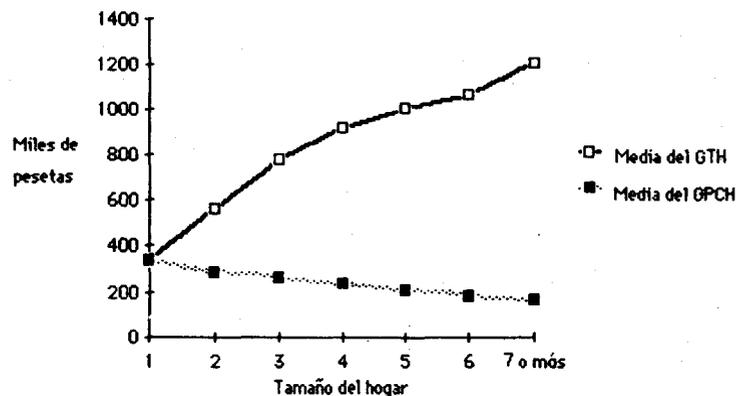


FIGURA 3



Ahora bien, ¿cuáles son las implicaciones de adoptar una u otra distribución para la medición de la desigualdad y la identificación de los pobres? Las páginas siguientes se dedican a analizar estas dos cuestiones.

La medición de la desigualdad

Designemos por $x = (x_1, \dots, x_n)$ con $0 \leq x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ la distribución ordenada de la renta (o el gasto) para n individuos (u hogares), y recordemos la definición de la curva de Lorenz $L_x(\cdot)$ de esa distribución en los puntos discretos (i/n) , donde $i = 1, \dots, n$:

$$\begin{cases} L_x(0) = 0 ; \\ L_x(i/n) = (\sum_{k=1}^i x_k) / (\sum_{k=1}^n x_k) , \quad i=1, \dots, n . \end{cases}$$

Para todos los demás puntos p en el intervalo $[0, 1]$, $L_x(p)$ puede definirse por interpolación lineal o algún otro procedimiento.

Supongamos que para dos distribuciones x y x' con el mismo número de individuos n y la misma renta total la curva de Lorenz de la distribución x no está nunca por debajo de la asociada a la distribución x' . Es decir, supongamos que

$$L_x(i/n) \geq L_{x'}(i/n) \quad \text{para todo } i=1, \dots, n ,$$

en cuyo caso diremos que *la distribución x domina a la distribución x' en el sentido de Lorenz* y escribiremos $x \geq_L x'$ (12).

No cabe duda de que si $x \geq_L x'$, es razonable afirmar que la distribución x exhibe menos desigualdad que la distribución x' . De hecho, en esas condiciones la totalidad de los índices de desigualdad de interés siempre revelará menor desigualdad para x que para x' . El problema se plantea, precisamente, cuando no podemos afirmar ni que $x \geq_L x'$ ni que $x' \geq_L x$; es decir, cuando las curvas de Lorenz de las dos distribuciones tienen al menos una intersección. Como veremos en la segunda parte, la resolución de esta indeterminación por parte de los distintos índices de desigualdad propuestos en la literatura puede conducir a conclusiones contradictorias: dada la intersección entre las curvas de Lorenz de dos distribuciones, un índice puede señalar que la primera es más desigual, mientras que otro puede indicar lo contrario.

Si nos atenemos al criterio de Lorenz, ¿qué se puede decir en general sobre el grado de desigualdad de la distribución de los hogares clasificados por el gasto total o por el gasto per cápita? El hecho de que el tamaño del hogar, como hemos visto, sea una función creciente del gasto total, parecería indicar que la segunda distribución debería dominar en el sentido de Lorenz a la primera. Sin embargo, Anand (1983, apéndice F) puso fin definitivamente a esta presunción generalizada, por medio de un contraejemplo.

Sólo existen resultados a este respecto en condiciones especiales. Designemos por $x = (x_1, \dots, x_H)$ e $y = (y_1, \dots, y_H)$ la distribución ordenada

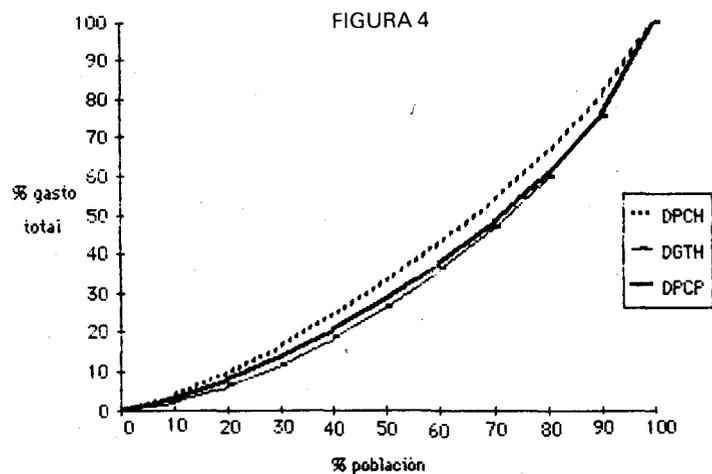
(12) Obsérvese que si $x \geq_L x'$ y $x' \geq_L x$, entonces $x = x'$.

de H hogares según el gasto total o el gasto per cápita, respectivamente, donde $y_j = x_j/m_j$, siendo m_j el tamaño del hogar j . El propio Anand ha demostrado que, si m_j aumenta con el gasto total del hogar x_j , pero a un ritmo menor que éste, entonces –en la medida en que la ordenación de los hogares permanecerá invariable en las dos distribuciones– la distribución y domina en el sentido de Lorenz a la distribución x .

Pero, según se indicó en el epígrafe anterior, en el caso más complicado en que el tamaño del hogar varíe dentro de cada decila del gasto total, las distribuciones x e y pueden divergir incluso si el tamaño medio del hogar fuera el mismo en todas las decilas. Como se ilustra en el apéndice F del texto citado de Anand, *ceteris paribus*, cuanto mayor sea la varianza del tamaño del hogar dentro de cada decila, mayor será la desigualdad que exhiba la distribución y del gasto per cápita, y menor será, por tanto, la probabilidad de que $y \geq_L x$.

Así, pues, la variabilidad de la dimensión del hogar dentro de cada tramo del gasto total puede compensar el hecho de que el tamaño medio del hogar aumente más despacio que el gasto total, dando lugar a que las curvas de Lorenz de las dos distribuciones se crucen. Esta es la situación de Malasia estudiada por Anand, donde, además, la falta de comparabilidad de las dos distribuciones, según el criterio de Lorenz, se resuelve en términos del índice de Gini en favor de la distribución del gasto total.

Kuznets, Visaria y Cowell no informan sobre si existe o no dominancia en el sentido de Lorenz entre las dos distribuciones en litigio. Pero en los 14 casos estudiados por Visaria, en dos de los países analizados por Kuznets y en el trabajo de Cowell, las medidas de desigualdad utilizadas por estos autores indican que la distribución del gasto per cápita exhibe menos desigualdad que la distribución del gasto total.



El caso de España es todavía más claro: como se aprecia en la figura 4, la información contenida en la tabla 1 indica que la distribución por decilas de acuerdo con el gasto per cápita del hogar (DPCP) domina en el sentido de Lorenz a la distribución según el gasto total (DGTH).

La identificación de los pobres

Una de las conclusiones centrales del estudio clásico de Kuznets es que cuando pasamos del gasto total al gasto per cápita como criterio de clasificación se produce típicamente a un cambio radical en la composición por tamaños de los hogares en los tramos de gasto que consideremos.

La tabla 3, que recoge la estructura por tamaño del hogar de las decilas de las distintas variables, ilustra este hecho fundamental en el caso español. Así,

- mientras que los hogares de 1 ó 2 miembros constituyen el 28,8 % del total, representan el 80,9 y el 49,1 % en las dos decilas inferiores del gasto total, y el 35,4 y el 53,7 % de las dos decilas superiores del gasto per cápita del hogar;
- por otra parte, los hogares de 6 ó más miembros, que representan el 14,0 % del total, suponen el 21,6 y el 30,0 % de las decilas 9 y 10 del gasto total, y el 31,1 y el 23,1 % de las decilas 1 y 2 del gasto per cápita.

En otros términos, cuando consideramos el gasto total, las decilas superiores están dominadas por los hogares de mayor tamaño, mientras que los hogares de menor dimensión están representados mucho más que proporcionalmente en las decilas inferiores. La situación es exactamente la contraria cuando clasificamos los hogares por su gasto per cápita. La tabla 4, que recoge la misma información para las personas en lugar de los hogares, confirma, naturalmente, este cambio decisivo de estructura.

Por consiguiente, si consideramos provisionalmente que los hogares pobres son aquellos pertenecientes a las dos primeras decilas, la decisión entre aproximar su posición económica por el gasto total o, como es preferible, por el gasto per cápita, es completamente crucial. En el primer caso, los pobres serán mayoritariamente hogares de pequeña dimensión con un bajo volumen de gasto total, y en el segundo, hogares numerosos con un bajo nivel de gasto per cápita.

Merece la pena mencionar que el coeficiente de correlación entre la distribución de los hogares clasificados por los dos criterios alternativos es

TABLA 3. DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LOS HOGARES EN LAS DISTINTAS DECILAS SEGUN EL TAMAÑO DEL HOGAR

A. Decilas de los hogares por gasto total

Tamaño del hogar	DGTH1	DGTH2	DGTH3	DGTH4	DGTH5	DGTH6	DGTH7	DGTH8	DGTH9	DGTH10	TOTAL
1	41.4	14.4	7.2	4.8	2.2	2.3	1.7	1.1	1.0	.9	7.7
2	39.5	44.7	32.4	24.2	16.4	13.2	12.7	11.1	9.5	7.2	21.1
3	10.0	19.6	22.9	21.8	21.9	22.5	20.2	16.8	17.0	13.6	18.6
4	4.3	11.3	20.1	24.1	29.6	30.7	31.7	28.9	29.5	25.8	23.6
5	3.2	5.8	10.4	13.5	16.7	15.9	18.4	21.4	21.3	22.5	14.9
6	.8	2.4	4.1	6.9	7.6	9.3	9.2	12.1	10.9	14.2	7.7
7 ó más	.8	1.9	2.9	4.7	5.6	6.1	6.0	8.6	10.7	15.8	6.3
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

B. Decilas de los hogares por gasto per cápita por hogar

Tamaño del hogar	DPCH1	DPCH2	DPCH3	DPCH4	DPCH5	DPCH6	DPCH7	DPCH8	DPCH9	DPCH10	TOTAL
1	6.7	6.2	5.4	6.1	5.3	6.3	6.3	7.2	10.0	17.4	7.7
2	17.4	17.9	18.0	17.4	17.4	19.0	19.5	22.5	25.4	36.3	21.1
3	12.9	14.5	13.6	16.3	17.1	19.3	23.0	23.6	25.0	21.0	18.6
4	15.4	20.1	23.9	26.7	29.2	27.7	27.7	26.4	23.1	15.8	23.6
5	17.5	18.1	19.5	17.3	16.7	16.8	14.2	12.1	11.0	5.9	14.9
6	12.1	12.5	11.7	9.9	8.7	5.8	6.1	5.2	3.2	2.2	7.7
7 ó más	18.0	10.6	7.9	6.3	5.6	5.2	3.2	2.9	2.3	1.3	6.3
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

C. Decilas de los hogares por gasto per cápita por persona

Tamaño del hogar	DPCP1	DPCP2	DPCP3	DPCP4	DPCP5	DPCP6	DPCP7	DPCP8	DPCP9	DPCP10	TOTAL
1	6.5	7.0	5.2	6.1	5.0	5.8	7.1	5.9	8.8	15.9	7.7
2	17.3	18.1	17.8	17.5	17.9	17.7	19.2	21.0	23.8	34.2	21.1
3	13.3	13.7	13.8	16.0	15.8	18.2	20.5	23.8	24.2	22.4	18.6
4	15.7	18.0	22.9	26.1	28.2	29.1	27.7	26.5	25.1	17.1	23.6
5	17.3	17.6	20.1	17.4	17.8	15.7	16.2	13.4	11.3	7.1	14.9
6	11.5	13.5	12.4	9.4	9.5	7.8	5.8	5.7	4.1	2.1	7.7
7 ó más	18.3	12.1	7.8	7.5	5.8	5.7	3.6	3.7	2.7	1.2	6.3
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

TABLA 4. DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS PERSONAS EN LAS DISTINTAS DECILAS SEGUN EL TAMAÑO DEL HOGAR

A. Decilas de las personas por gasto total

Tamaño del hogar	DGTH1	DGTH2	DGTH3	DGTH4	DGTH5	DGTH6	DGTH7	DGTH8	DGTH9	DGTH10	TOTAL
1	21.3	5.4	2.3	1.3	.6	.6	.4	.3	.2	.2	2.1
2	40.6	33.7	20.3	13.4	8.4	6.6	6.2	5.1	4.3	3.0	11.4
3	15.3	22.2	21.5	18.2	16.8	16.8	14.8	11.6	11.5	8.4	15.1
4	8.8	17.0	25.2	26.7	30.3	30.5	31.0	26.6	26.7	21.5	25.5
5	8.1	10.9	16.3	18.7	21.4	19.8	22.5	24.6	24.0	23.4	20.1
6	2.5	5.4	7.7	11.5	11.7	13.8	13.5	16.7	14.7	17.7	12.5
7 ó más	3.4	5.4	6.8	10.2	11.0	12.0	11.6	15.2	18.5	25.8	13.2
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

B. Decilas de las personas por gasto per cápita por hogar

Tamaño del hogar	DPCH1	DPCH2	DPCH3	DPCH4	DPCH5	DPCH6	DPCH7	DPCH8	DPCH9	DPCH10	TOTAL
1	1.5	1.5	1.3	1.6	1.4	1.7	1.8	2.1	3.1	6.4	2.1
2	7.8	8.6	8.8	8.9	9.0	10.3	10.9	13.2	15.9	27.0	11.4
3	8.7	10.5	10.0	12.5	13.3	15.6	19.3	20.7	23.4	23.4	15.1
4	13.8	19.4	23.5	27.4	30.3	29.9	31.1	31.0	28.9	23.5	25.5
5	19.6	21.9	23.9	22.2	21.7	22.6	19.9	17.6	17.1	11.0	20.1
6	16.2	18.2	17.3	15.1	13.6	9.4	10.2	9.2	6.0	5.0	12.5
7 ó más	32.5	19.9	15.1	12.3	10.7	10.6	6.8	6.2	5.5	3.8	13.2
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

C. Decilas de las personas por gasto per cápita por persona

Tamaño del hogar	DPCP1	DPCP2	DPCP3	DPCP4	DPCP5	DPCP6	DPCP7	DPCP8	DPCP9	DPCP10	TOTAL
1	1.5	1.7	1.3	1.6	1.3	1.5	2.0	1.7	2.7	5.7	2.1
2	7.7	8.6	8.7	8.9	9.1	9.3	10.7	11.8	14.4	24.7	11.4
3	8.9	9.8	10.1	12.2	12.1	14.4	17.0	20.2	22.0	24.2	15.1
4	14.0	17.2	22.3	26.6	28.8	30.6	30.7	29.9	30.4	24.6	25.5
5	19.3	21.0	24.5	22.1	22.7	20.7	22.4	18.9	17.0	12.8	20.1
6	15.4	19.3	18.2	14.3	14.6	12.3	9.7	9.6	7.5	4.6	12.5
7 ó más	33.2	22.4	15.1	14.3	11.4	11.1	7.5	7.9	6.1	3.4	13.2
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

sólo del 0,63. Para apreciar en mayor detalle la naturaleza de la reordenación que se produce, hemos construido la matriz de orden 10×10 , cuyas filas son los hogares en las decilas del gasto total.

Sobre los casi 10 millones de hogares del conjunto nacional, el porcentaje de aquellos clasificados en la misma decila, es decir, en la diagonal principal de esa matriz, es sólo del 17,25 %. Si consideramos la matriz de orden 5×5 con las quintilas del gasto total y el gasto per cápita, el porcentaje de hogares en la misma quintila, según los dos criterios alternativos, es, por supuesto, mayor, y asciende al 38,46 % (13). La estructura de la diagonal principal de esta matriz es la siguiente:

Quintilas	Número de hogares	% sobre el total
1. ^a	1.056.233	10,60
2. ^a	517.579	5,20
3. ^a	530.232	5,32
4. ^a	590.972	5,93
5. ^a	1.136.807	11,41
Total		38,46

Se observará que, en los extremos de la distribución, la reordenación es menor que en los tramos intermedios.

Si nos concentramos en las dos decilas inferiores del gasto total, se cubriría el 53,03 % de los hogares y el 36,3 % de las personas pobres en términos del gasto per cápita. Por otra parte, si los pobres se identificaran atendiendo al gasto per cápita, se incluiría, naturalmente, el mismo porcentaje de los hogares pobres, pero el 68,0 % de las personas según el criterio alternativo del gasto total. Esto se debe a que, como pusimos de manifiesto anteriormente, las decilas inferiores del gasto total tienen tamaños familiares menores que la media, mientras que los hogares numerosos están más que proporcionalmente representados en las primeras decilas del gasto per cápita.

Así, pues, en conjunto, *nuestra decisión de adoptar el gasto per cápita para asegurar la comparabilidad entre los hogares de distinto tamaño permite una mayor cobertura de la población en estado de pobreza que si se aproxima la posición económica a través del gasto total sin prestar atención a las consideraciones demográficas.*

(13) Estos porcentajes son comparables a los calculados por Visaria (1980). Para las 14 distribuciones estudiadas por este autor, la proporción de hogares en la diagonal principal oscila entre un 14 y un 28 % en la matriz de las decilas, y un 26 y un 45 % en la matriz de las quintilas.

2. La distribución personal versus la distribución por hogares

Existe acuerdo general en que, desde el punto de vista social, estamos interesados, en última instancia, en el nivel de vida de las personas individuales, independientemente de las unidades familiares o de consumo en las que decidan integrarse. Por consiguiente, en este informe nos concentraremos en la distribución en que a cada una de las 36.877.833 personas de la población se le asigna el gasto per cápita del hogar al que pertenece.

La tabla 5 presenta la información relevante sobre esta población, clasificada por decilas de lo que denominaremos el **gasto per cápita por persona (DPCP)**. Se observará que los límites de las decilas y el tamaño medio del hogar no varían sensiblemente respecto de las columnas comparables de la parte inferior de la tabla 1, que recogía la misma información para la distribución de los hogares clasificados por el gasto per cápita del hogar. No obstante, debemos revisar brevemente las implicaciones de adoptar la distribución indicada en lo que se refiere a la medición de la desigualdad y la identificación de los pobres.

En el caso más general en que la varianza del tamaño del hogar dentro de cada decila no es constante, no existen resultados que nos permitan establecer *a priori* si la distribución $z = (z_1, \dots, z_n)$ del gasto per cápita por persona es comparable o no, en el sentido de Lorenz, con las distribuciones x e y de los hogares clasificados por el gasto total o el gasto per cápita del hogar, respectivamente.

TABLA 5
DECILAS DE LAS PERSONAS CLASIFICADAS POR EL GASTO PER CAPITA

DPCP	Límites	% de hogares	% de personas	Tamaño medio del hogar	Desviación típica	% del GT a cada DPCP
Mínimo	8.108	8.26	10.00	4.48	2.30	3.08
1	90.235	8.82	10.00	4.20	2.01	4.74
2	118.426	8.82	10.00	4.20	2.01	4.74
3	117.426	9.02	10.00	4.11	1.82	5.84
4	140.516	9.42	10.00	3.93	1.73	6.90
5	163.675	9.46	10.00	3.91	1.65	7.94
6	187.017	9.74	9.99	3.80	1.56	9.09
7	214.378	10.29	10.02	3.61	1.54	10.50
8	249.305	10.44	9.99	3.54	1.50	12.30
9	295.760	11.20	10.00	3.31	1.46	15.21
10	386.805	13.35	10.00	2.77	1.36	24.38
TOTAL		100.00	100.00	3.70	1.76	100.00

Así, por ejemplo, en el estudio de Malasia realizado por Anand, a pesar de la relación inversa entre el tamaño medio del hogar en cada decila y la renta per cápita, la curva de Lorenz de la distribución z interseca las de las distribuciones x e y , impidiendo la comparación en el sentido de Lorenz entre las tres distribuciones. Por el contrario, como se observa en la figura 4, en España la comparabilidad es posible: en la notación del epígrafe anterior, $y \geq_L z \geq_L x$. Es decir, la distribución z exhibe menos desigualdad que la distribución x , pero más que la distribución y (14).

Por otra parte, la reordenación que se produce al pasar del gasto per cápita por hogar al gasto per cápita por persona no es demasiado importante. Como se observa en la tabla 3 (ó 4), la distribución de los hogares (o las personas) por el número de miembros es muy similar en ambos casos. Luego las decilas inferiores continúan dominadas por los hogares de mayor tamaño, y al contrario para las decilas superiores (15).

En consecuencia, no es de extrañar que, si definimos los pobres como los hogares de las dos primeras decilas del gasto per cápita del hogar, este colectivo cubre el 85,4 % de los hogares que se clasificarían como pobres según el gasto per cápita por persona, y el 86,0 % de las personas pobres según este segundo criterio. Cuando tomamos los pobres como las dos primeras decilas de las personas clasificadas por el gasto per cápita por persona, se llega a cubrir el 100,0 % de las personas pobres de acuerdo con el gasto per cápita del hogar.

En conclusión, en lo que a la identificación de la pobreza se refiere, las implicaciones de pasar de la distribución de los hogares clasificados por el gasto per cápita del hogar a la distribución personal, que resulta preferible, son de menor cuantía.

(14) Hay que advertir que, en la medida en que se comparan poblaciones constituidas por unidades distintas (hogares *versus* personas) a las que se asignan conceptos de gasto diferentes (gasto total o gasto per cápita por hogar o por persona), el criterio de Lorenz se ha utilizado aquí en un sentido estrictamente descriptivo, puesto que la justificación normativa de este criterio se reduce al caso de poblaciones homogéneas del mismo o diferente tamaño, pero con la misma renta o gasto medio.

(15) Para valorar desde otro ángulo la similitud entre ambas distribuciones, se ha construido la matriz de orden 10×10 cuyas columnas están formadas por las decilas de los hogares clasificados por el gasto per cápita del hogar, y en cuyas filas figuran los hogares correspondientes a las decilas de las personas clasificadas por el gasto per cápita del hogar a que pertenecen. Los hogares en la diagonal principal suponen el 63,6 % del total. Si consideramos la matriz de orden 5×5 de las quintilas, los hogares en la diagonal principal pasan a significar el 82,7 % del total.

3. Consideraciones en torno al ciclo vital

Antes de concluir este apartado, merece la pena detenernos brevemente en otra razón para deflactar el gasto total por el número de miembros del hogar. Este nuevo argumento tiene que ver con los efectos del ciclo vital sobre la distribución del gasto total.

A partir de la contribución de Paglin (1975), han arreciado las críticas a los intentos de medir la desigualdad de una distribución con referencia a una norma de igualdad que exija que todos los hogares deben tener la misma renta (o gasto) con independencia del estadio que atraviesen a lo largo del ciclo vital.

Como es sabido, la relación entre la renta o el gasto del hogar y la edad del sustentador principal presenta típicamente una forma de U invertida: comienza a un nivel relativamente bajo para los hogares encabezados por una persona menor de 25 años, asciende gradualmente hasta un máximo entre los 45 y los 50 años, y desciende después continuamente hasta el grupo de edad de 65 ó más años, tras el retiro.

Se arguye, entonces, que tales diferencias de renta asociadas a la edad son «funcionales» porque se deben, o bien a diferencias de productividad ocasionadas por diferencias en la experiencia laboral, o bien al perfil temporal de la inversión y los consiguientes rendimientos en capital humano. En consecuencia, las medidas de desigualdad deberían tener en cuenta solamente las diferencias «no funcionales»; es decir, aquellas que no se deban a las diferencias en la edad del cabeza de familia. En otras palabras, la norma de equidad que sirva como punto de referencia debería exigir tan sólo que tengan la misma renta los hogares encabezados por una persona de la misma edad, permitiendo que aquellos con diferente edad perciban rentas distintas.

Con independencia de las numerosas críticas que ha merecido la solución empírica al problema por parte de Paglin (16), lo cierto es que el argumento central tiene un peso indudable. Afortunadamente, sin embargo, se ha observado que, si consideramos la renta o (el gasto) per cápita, los efectos disturbadores del ciclo vital se reducen considerablemente.

La razón es, simplemente, que la relación entre el tamaño del hogar y la edad del cabeza de familia guarda una gran similitud con la existente entre la renta o el gasto total y la edad: una familia típica que conste de dos miembros en el momento de su formación tiende a aumentar, a través de la sucesiva

(16) Véase al respecto la polémica en las páginas del volumen 67 de la *American Economic Review* de 1977, y la contribución decisiva de Shorrocks y Mookherjee (1982).

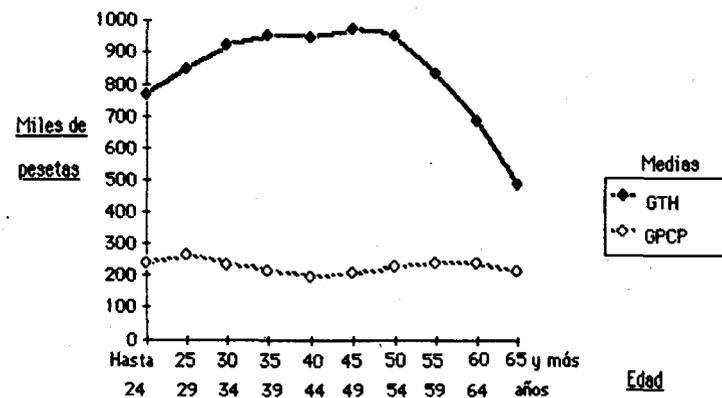
aparición de los hijos, hasta un máximo de casi 5 miembros cuando el cabeza de familia alcanza los 40 ó 45 años; posteriormente, el número de personas desciende a medida que el cabeza de familia envejece hasta llegar a unos 2,5 miembros cuando aquél cuenta con 65 ó más años. Por consiguiente, el perfil de la relación entre la renta o el gasto per cápita y la edad es habitualmente mucho más llano que el correspondiente a la renta o el gasto total.

Como se observa en la tabla 6 y se ilustra en la figura 5, en el caso español la evolución de todas las variables mencionadas en función de la edad se ajusta, en lo esencial, a esta descripción prototípica (17).

TABLA 6
TAMAÑO Y GASTO MEDIO DE LOS HOGARES CLASIFICADOS
POR LA EDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL

Edad	Tamaño del hogar		Media del GTH	Media del GPCP
	Media	Desviación típica		
Hasta 24 años	3.24	1.34	767.413	236.819
25-29	3.25	1.17	849.923	261.156
30-34	3.96	1.20	920.849	232.255
35-39	4.44	1.37	951.593	214.161
40-44	4.81	1.62	946.043	196.805
45-49	4.70	1.74	968.939	206.060
50-54	4.25	1.83	951.103	223.965
55-59	3.52	1.69	834.833	236.911
60-64	2.88	1.49	687.242	238.650
65 y más años	2.28	1.27	484.831	212.717
Conjunto nacional	3.70	1.76	815.883	220.365

FIGURA 5



(17) A este respecto, véase, por ejemplo, el apéndice 7 en Visaria (1980).

Así, pues, dadas las relaciones empíricas observadas, si lo que pretendemos es estudiar una distribución en que las diferencias en el consumo privado reflejen fundamentalmente diferencias en la posición económica, una medida que tome en cuenta el tamaño del hogar elimina automáticamente parte del «error» que resulta de incorporar los efectos del ciclo vital. Como veremos posteriormente, los resultados empíricos de Cowell y los que presentaremos sobre España corroboran los argumentos anteriores en favor del empleo del gasto per cápita frente al gasto total.

APENDICE 1

GASTO TOTAL DEL HOGAR VERSUS GASTO PER CAPITA POR PERSONA EN DISTINTAS PARTICIONES DE LA POBLACION

En la tabla 7 se presenta la media del gasto total por hogar (GTH) y del gasto per cápita por persona (GPCP) para varias particiones de la población agrupadas en tres categorías: (A) el lugar de residencia, que incluye la dimensión autonómica y la municipal; (B) el tamaño y la composición del hogar, y (C) determinadas características del sustentador principal que abarcan la edad, el sexo, el nivel educativo y la categoría socioeconómica. Para cada partición, se recoge también el tamaño medio del hogar en cada uno de los subgrupos.

En la figura 6 se ilustra la distribución geográfica del índice del gasto per cápita por persona en las comunidades autónomas, mientras que en la figura 7 se comparan gráficamente las distribuciones del gasto total por hogar y del gasto per cápita por persona para las otras particiones de la población.

Incluimos aquí esta información, por dos razones. Por un lado, se trata de completar el análisis iniciado en el apartado anterior sobre las consecuencias de la doble decisión de aproximar la posición económica del hogar por el gasto per cápita y de pasar de la distribución por hogares a la distribución individual. Por otro, en la medida en que, de aquí en adelante, nos concentraremos en la distribución del gasto per cápita por persona, es importante consignar un rasgo descriptivo tan esencial como la media de la distribución objeto de estudio.

La tabla 7 y las figuras 6 y 7 merecen los siguientes comentarios:

TABLA 7
GASTO TOTAL DEL HOGAR VERSUS GASTO PER CAPITA POR PERSONA

(A) El lugar de residencia

Comunidades Autónomas	Media del gasto total	Indice	Media tamaño del hogar	Media del GPCP	Indice
Extremadura	550.039	67,4	3,68	149.669	67,9
La Mancha	595.146	72,9	3,58	166.451	75,5
Andalucía	712.395	87,3	3,95	180.183	81,8
Castilla-León	714.095	87,5	3,48	205.344	93,2
Asturias	758.966	93,0	3,42	222.069	100,8
Murcia	768.318	94,2	3,78	203.424	92,3
Aragón	770.648	94,5	3,34	231.037	104,8
Baleares	780.045	95,6	3,17	246.432	111,8
La Rioja	783.133	96,0	3,48	224.905	102,1
Galicia	788.423	96,6	3,82	206.577	93,7
Canarias	789.021	96,7	4,23	186.736	84,7
Valencia	794.792	97,4	3,59	221.428	100,5
Cataluña	889.838	109,1	3,61	246.322	111,8
Cantabria	936.747	114,8	3,68	254.628	115,5
País Vasco	989.559	121,3	3,84	257.957	117,1
Navarra	1.010.352	123,8	3,85	262.191	119,0
Madrid	1.031.934	126,5	3,76	274.249	124,5
<i>Conjunto nacional</i>	<i>815.833</i>	<i>100,0</i>	<i>3,70</i>	<i>220.365</i>	<i>100,0</i>

Tamaño del Municipio	Media del gasto total	Indice	Media tamaño del hogar	Media del GPCP	Indice
Menos de 2.000	615.304	75,4	3,38	182.044	82,6
2.000-10.000	658.378	80,7	3,74	175.832	79,8
10.000-50.000	769.400	94,3	3,91	196.984	89,4
Cap. provincia	900.124	110,3	3,75	239.998	108,9
Más de 500.000	1.006.267	123,3	3,56	282.606	128,2
<i>Conjunto nacional</i>	<i>815.833</i>	<i>100,0</i>	<i>3,70</i>	<i>220.365</i>	<i>100,0</i>

(B) Características del hogar

Tamaño del hogar	Media del gasto total	Indice	Media tamaño del hogar	Media del GPCP	Indice
1	334.577	41,0	1,00	334.577	151,8
2	564.323	69,2	2,00	282.162	128,0
3	781.235	95,8	3,00	260.412	118,2
4	921.023	112,9	4,00	230.256	104,5
5	1.006.322	123,3	5,00	201.264	91,3
6	1.060.837	130,0	6,00	176.806	80,2
7 ó más	1.202.320	147,4	7,76	154.873	70,3
<i>Conjunto nacional</i>	<i>815.833</i>	<i>100,0</i>	<i>3,70</i>	<i>220.365</i>	<i>100,0</i>

Composición familiar.	Media del gasto total	Indice	Media tamaño del hogar	Media del GPCP	Indice
Persona sola mayor	256.067	31,4	1,00	256.067	116,2
Persona sola joven	451.974	55,4	1,00	451.974	205,2
Adulto con menores	644.884	70,0	2,96	217.706	98,8
Pareja mayor	440.600	54,0	2,00	220.300	100,0
Pareja joven	665.011	81,5	2,00	332.505	150,9
Pareja, 1 menor	800.884	98,2	3,00	266.961	121,1
Pareja, 2 menores	907.032	111,2	4,00	226.758	102,9
Pareja, 3 menores	962.571	118,0	5,00	192.514	87,4
Pareja, 4 ó + menores	1.012.161	124,1	6,50	155.713	70,7
3 adultos	767.496	94,1	3,00	255.832	116,1
3 adultos, 1 menor	889.939	109,1	4,00	222.485	101,0
3 adultos, 2 menores	978.269	119,9	5,00	195.654	89,8
3 adultos, 3 ó + menores	1.046.676	128,3	6,70	156.177	70,9
4 adultos	1.067.169	130,8	4,35	245.403	111,4
4 adultos, 1 menor	1.134.977	139,1	5,41	209.900	95,3
4 adultos, 2 ó + menores	1.203.060	147,5	7,25	166.016	75,3
<i>Conjunto nacional</i>	<i>815.833</i>	<i>100,0</i>	<i>3,70</i>	<i>220.365</i>	<i>100,0</i>

(C) Características del sustentador principal

Edad	Media del gasto total	Índice	Media tamaño del hogar	Media del GPCP	Índice
Menos de 24 años	767.413	84,1	3,24	236.819	107,5
25-29	848.923	104,2	3,25	261.156	118,5
30-34	920.849	112,9	3,96	232.255	105,4
35-39	951.593	116,6	4,44	214.162	97,2
40-44	946.043	116,0	4,81	196.806	89,3
45-49	968.940	118,8	4,70	206.061	93,5
50-54	951.103	116,8	4,25	223.965	101,6
55-59	894.893	102,3	3,52	236.911	107,5
60-64	687.242	84,2	2,88	238.650	108,3
65 ó más años	484.831	59,4	2,28	212.717	96,5
<i>Conjunto nacional</i>	<i>815.833</i>	<i>100,0</i>	<i>3,70</i>	<i>220.365</i>	<i>100,0</i>

Sexo	Media del gasto total	Índice	Media tamaño del hogar	Media del GPCP	Índice
Varón	859.554	105,4	3,93	218.545	99,2
Mujer	538.534	66,0	2,24	240.694	109,2
<i>Conjunto nacional</i>	<i>815.833</i>	<i>100,0</i>	<i>3,70</i>	<i>220.365</i>	<i>100,0</i>

Nivel educativo	Media del gasto total	Índice	Media tamaño del hogar	Media del GPCP	Índice
Analfabetos	438.437	53,7	3,17	138.432	62,8
Sin estudios	615.552	75,4	3,72	165.438	75,1
Primaria	804.237	98,6	3,77	213.449	95,9
Medios	1.107.754	135,8	3,70	299.535	135,9
Superior	1.470.496	180,2	3,76	391.035	177,4
<i>Conjunto nacional</i>	<i>815.833</i>	<i>100,0</i>	<i>3,70</i>	<i>220.365</i>	<i>100,0</i>

Categoría socioeconómica	Media del gasto total	Índice	Media tamaño del hogar	Media del GPCP	Índice
Jornaleros del campo	586.041	73,1	4,37	136.444	61,9
Empresarios agrícolas sin asalariados	644.906	79,0	4,02	160.552	72,9
Obreros	820.968	100,6	4,14	198.245	90,0
Clase media baja	803.452	110,7	4,17	216.532	98,3
Clase media alta	1.115.776	136,8	3,91	285.512	129,5
Clase alta	1.529.797	187,5	4,10	373.264	169,4
No activos	520.472	63,8	2,58	200.957	91,2
<i>Conjunto nacional</i>	<i>815.833</i>	<i>100,0</i>	<i>3,70</i>	<i>220.365</i>	<i>100,0</i>

FIGURA 6

INDICE DEL GASTO PER CAPITA POR PERSONA EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS
(Conjunto nacional = 100)

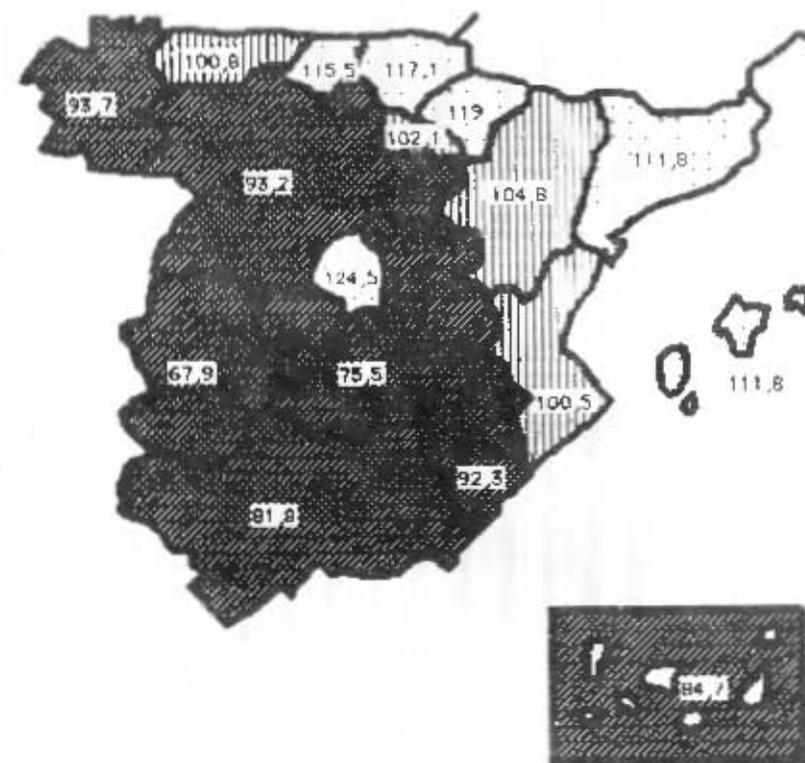
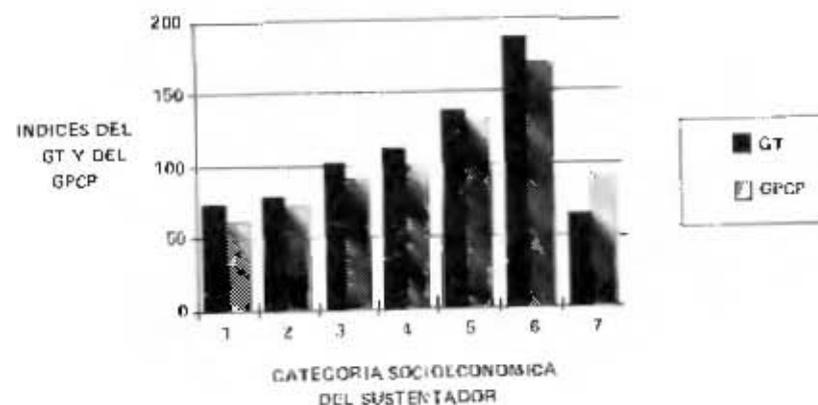
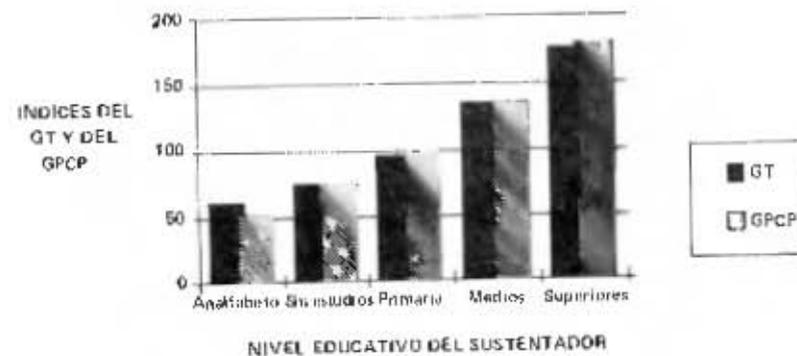
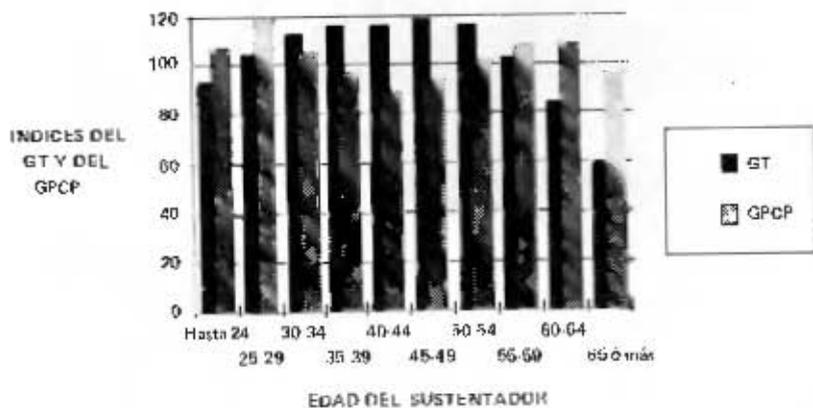
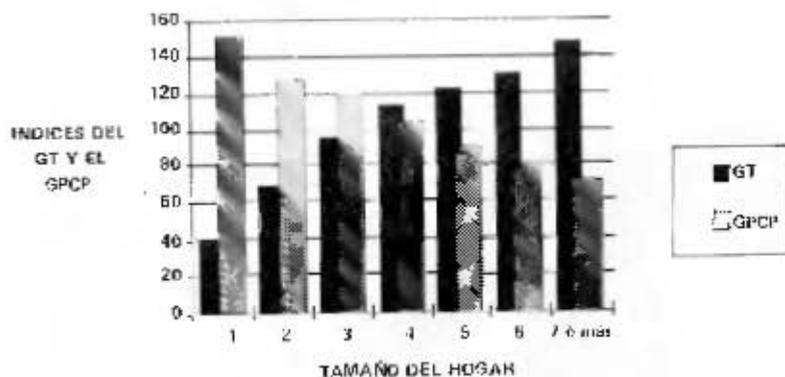
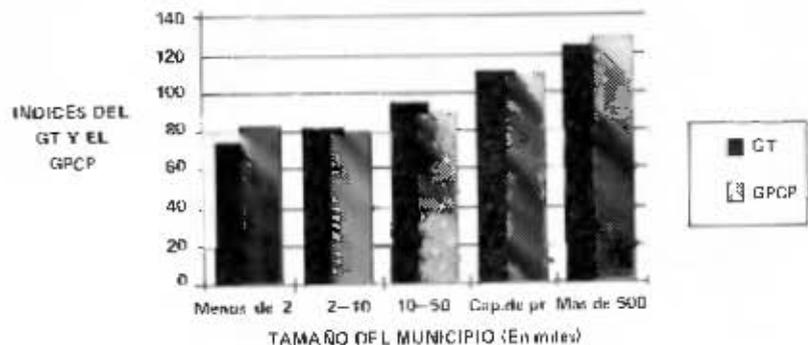


FIGURA 7

INDICES DEL GASTO TOTAL Y DEL GASTO PER CAPITA POR PERSONA EN DISTINTAS PARTICIONES DE LA POBLACION

(Conjunto nacional = 100)



1= jornaleros del campo 2= empresarios agrarios sin asalariados 3= obreros

4= clase media baja 5= clase media alta 6= clase alta 7= no activos

(A) El lugar de residencia

1. En cuanto a la clasificación de las comunidades autónomas de menor a mayor gasto medio, distinguiremos tres grupos. En el tramo superior, junto a Extremadura, La Mancha y Andalucía que ya figuraban en los tres primeros lugares de acuerdo con el GTH, hay que añadir Castilla-León por un lado, y Murcia, Galicia y Canarias, que al tener un alto tamaño medio del hogar empeoran sus posiciones relativas. En el tramo inferior, junto a Cataluña, Cantabria, País Vasco, Navarra y Madrid, que ocupaban ya los últimos lugares según el GTH, hay que sumar Baleares que se ve beneficiada por tener el mínimo tamaño medio del hogar. En la zona intermedia, en torno a la media nacional, figuran Valencia, Asturias, La Rioja y Aragón.

2. A pesar de que la media del GPCP se sitúa más a la derecha de la distribución que la media del GTH, mientras que de acuerdo con este último concepto sólo 5 comunidades figuraban por encima de la media nacional, tras tomar en cuenta el tamaño del hogar 10 comunidades autónomas tienen un índice mayor que 100. Finalmente, un rasgo importante es que el cociente del gasto medio entre las comunidades mejor y peor dotadas, Madrid y Extremadura, respectivamente, se reduce de 1,88 a 1,83.

3. En cuanto al tamaño del municipio, la media del tamaño del hogar aumenta con el nivel de urbanización hasta alcanzar un máximo para las poblaciones de 10.000 a 50.000 habitantes, y desciende de ahí en adelante. El resultado es que, dentro de la España rural, cuyos tres grupos figuran por debajo de la media nacional, los municipios de 2.000 a 10.000 personas pasan a ocupar el peor lugar. El cociente entre el gasto medio de los grupos en los extremos de la ordenación se mantiene para los dos conceptos de gasto en torno a 1,6.

(B) Características del hogar

En el apartado anterior ya nos hemos extendido suficientemente sobre la relación entre el gasto y el tamaño del hogar. Resta aquí añadir el detalle sobre la composición del hogar que incorpora la distinción entre adultos y menores (de 17 ó menos años de edad), y la división de los hogares de una o más personas según que el sustentador principal tenga más o menos de 65 años de edad.

A este respecto, se confirma que los hogares con más miembros tienen menos GPCP, mientras que en los menos numerosos aquellos encabezados por personas más jóvenes se encuentran en mejor situación que cuando el sustentador principal es de edad avanzada.

(C) Características del sustentador principal

1. Sobre la partición de la población de acuerdo con la edad del sustentador principal, sólo hay que añadir al último epígrafe del apartado anterior que el cociente del gasto medio entre los grupos extremos pasa del 2,0 al 1,33 al tomar en cuenta el tamaño del hogar.

2. En cuanto al sexo, lo más destacable es que, en virtud de su menor tamaño medio, los hogares encabezados por una mujer invierten su posición respecto de los encabezados por un varón al considerar el GPCP.

3. En conexión con lo observado en la división entre zonas rurales y urbanas, los hogares cuyo sustentador principal pertenece al sector agrario están claramente en peor situación que los del resto de las categorías socio-económicas. Por otra parte, los no activos mejoran sensiblemente respecto de la media nacional cuando se considera el tamaño del hogar. El cociente del gasto medio de los grupos en las posiciones extremas se reduce ligeramente del 2,9 al 2,7 tras dar entrada a la dimensión del hogar.

4. Finalmente, tanto en la clasificación del GTH como en la del GPCP, el gasto medio está inversamente relacionado con el nivel educativo alcanzado por el sustentador principal. El cociente entre la media de los grupos en los extremos de la distribución es el mayor de todas las particiones, aunque se reduce desde un 3,4 a un 2,8 al pasar al GPCP.

A modo de resumen, reproducimos a continuación los grupos con menor y mayor GPCP dentro de cada una de las particiones:

Grupos en peor situación		Grupos en mejor situación	
<i>Factores geográficos</i>			
Extremadura	149.669	Navarra	263.191
La Mancha	166.451	Madrid	274.249
Andalucía	180.183		
Canarias	186.736		
Menos de 2.000 habitantes	182.044	Más de 500.000 habitantes	282.606
2.000-10.000 habitantes	175.832		
10.000-50.000 habitantes	196.984		
<i>Factores demográficos</i>			
2 adultos con 4 ó + menores	155.713	Pareja joven con 1 menor	266.961
3 adultos con 3 ó + menores	156.177	Pareja joven	332.505
4 adultos con 2 ó + menores	166.016		
40-44 años	196.806	25-29 años	261.156

Grupos en peor situación**Grupos en mejor situación***Factores socioeconómicos*

Analfabetos	138.432	Estudios medios	299.535
Sin estudios	165.438	Estudios superiores	391.035
Jornaleros	136.444	Clase media alta	285.512
Empresarios agrícolas sin asalariados	160.552	Clase alta	373.264
Obreros	198.245		

SEGUNDA PARTE**MEDICION DE LA DESIGUALDAD**

INTRODUCCION

Desde el punto de vista empírico, la tarea a desarrollar en esta segunda parte es doble: *a)* la estimación rigurosa del grado de desigualdad en las diferentes comunidades autónomas y en otras subdivisiones de la población, y *b)* el contraste de la importancia atribuible a las desigualdades interregionales, frente a otro tipo de variables, como factor explicativo de la desigualdad global.

Para cumplir este objetivo recurriremos a la utilización de índices agregados de desigualdad. Pero tras 15 años de escritos en esta área no existe un consenso generalizado sobre qué índices son los más apropiados en todas las circunstancias. De hecho, la rica literatura existente ha vuelto a ilustrar un principio recurrente de la máxima importancia en las ciencias sociales: tras todo intento de cuantificación de un fenómeno complejo se ocultan cuestiones conceptuales, muchas de ellas de índole normativa, que es preciso desvelar con claridad antes de pasar al análisis de los datos disponibles.

Así, pues, este capítulo consta de dos apartados bien diferenciados. El primero se dedica a la discusión de las propiedades que satisfacen algunos de los indicadores más importantes que han ido apareciendo en la literatura. El hilo conductor es la justificación del conjunto de índices que hemos seleccionado para los fines de este informe. El segundo apartado recoge el resultado de la estimación de esas medidas de desigualdad con los datos de la EPF de 1980-81 para la economía española, así como el análisis de las dos grandes cuestiones empíricas mencionadas.

I. LA SELECCION DE LOS INDICES DE DESIGUALDAD UTILIZADOS EN ESTE ESTUDIO

1. La definición de un índice de desigualdad

Como vimos anteriormente, cualquier índice agregado de desigualdad puede concebirse como una relación funcional l entre un conjunto D de estados sociales y un conjunto R de puntos susceptibles de comparación, ordenados por una relación binaria reflexiva, transitiva y antisimétrica. También hemos puesto ya de manifiesto que, en consonancia con la mayor parte de la literatura existente, en este trabajo nos limitaremos al caso en que los distintos rasgos de la desigualdad reciben un tratamiento unidimensional. Así, pues, el problema que nos ocupa es la desigualdad con que una sola mercancía perfectamente divisible, representativa de la posición económica de los individuos, se distribuye entre una población de tamaño dado.

En la primera parte de este trabajo se justificó la identificación de la noción de individuo con la persona, cualquiera que sea la unidad familiar o de consumo en que ésta esté integrada. Asimismo, en cuanto al dominio de definición de un índice de desigualdad, se expusieron las razones conceptuales y prácticas que nos han conducido a aproximar la posición económica de cada persona de la población española por medio del gasto per cápita (neto de las adquisiciones corrientes de determinados bienes de inversión) del hogar al que pertenecen. Sin embargo, por razones de brevedad y consistencia con las convenciones terminológicas dominantes, en el resto de este apartado nos referiremos a la distribución de la *renta* en lugar del gasto per cápita por persona.

Por consiguiente, el elemento típico del dominio de cualquier índice de desigualdad será un vector $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$, donde x_i es la renta del individuo i . Si especificamos, además, que existe una cantidad positiva de renta a distribuir y que los individuos sólo pueden recibir cantidades no-negativas de renta, tendremos que el dominio será

$$D^n = \{x \in \mathbb{R}^n : \sum_{i=1}^n x_i > 0 \text{ y } x_i \geq 0 \text{ para todo } i\}$$

donde \mathbb{R}^n es el espacio euclidiano n-dimensional.

Por otra parte, no cabe duda de que, desde el punto de vista intuitivo, es conveniente que la función I proporcione una representación escalar del nivel de desigualdad con independencia del grado de cardinalidad que se le adscriba. De hecho, la totalidad de los índices a que hagamos referencia tiene como rango el conjunto de los números reales \mathbb{R} , ordenados por la relación habitual «mayor o igual que» \geq (18).

2. El conjunto de índices disponibles

Acotada la noción de desigualdad que se utilizará en este estudio, cabe preguntarse qué medida o medidas es conveniente estimar para la economía española. Como es sabido, los candidatos que aparecen con mayor frecuencia en la literatura pueden clasificarse en tres grandes grupos:

a) Los llamados índices «objetivos», que tienen su origen en la Estadística y tratan exclusivamente de estimar la dispersión de una distribución en un sentido meramente descriptivo. Entre éstos, consideraremos el coeficiente de variación, la varianza de los logaritmos, la desviación relativa media y el índice de Gini.

b) La familia de índices de Theil, $T_c : D^n \rightarrow \mathbb{R}$ definida por

$$T_c(x) = \begin{cases} (1/n) \left[\frac{1}{c(c-1)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^c - 1 \right] & c \neq 0, 1 \\ (1/n) \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \ln \left(\frac{x_i}{\mu} \right) & c = 1 \\ (1/n) \sum_{i=1}^n \ln(\mu/x_i) = \ln(\mu/\mu^*) & c = 0 \end{cases}$$

(18) El hecho de que la relación \geq , además de reflexiva, transitiva y antisimétrica, sea también completa, no debe prejuzgar la cuestión de si debemos o no restringirnos a una ordenación parcial de los estados sociales en lo que atañe a la desigualdad. Volveremos definitivamente sobre este punto, un poco más adelante.

c) Los llamados índices «éticos» o «normativos» que miden la desigualdad en términos del coste en el bienestar potencial que ésta ocasiona, de acuerdo con una función de bienestar social que incorpora explícitamente un conjunto de juicios de valor desde el principio del análisis. Entre éstos, consideraremos la familia de índices de Atkinson

$$A_\alpha(x) = \begin{cases} 1 - \left[\sum_{i=1}^n (1/n) \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^{1-\alpha} \right]^{1/(1-\alpha)} & \alpha > 0, \alpha \neq 1 \\ 1 - \prod_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^{1/n} & \alpha = 1 \end{cases}$$

Naturalmente, el primer requisito para emplear debidamente unos u otros índices es comprender claramente su significado. Con ese propósito, en el apéndice 2 se recoge la definición y la interpretación de todos los índices mencionados.

Se observará que la totalidad de las medidas incluidas en este apéndice son homogéneas de grado cero en las rentas individuales. Es decir, se trata de índices *relativos* para los que la desigualdad de una distribución es independiente de la media. Esta no es una propiedad cuyo atractivo ético resulte obvio: muchas personas no estarán de acuerdo con que un aumento proporcional de todas las rentas deje inalterada la desigualdad. Sin embargo, de acuerdo con la mayoría de los autores, utilizaremos tan sólo índices relativos para circunscribir la medición de la desigualdad al perfil de las distribuciones con independencia de desplazamientos equiproporcionales de las mismas.

3. Criterios para la selección de índices de desigualdad en el trabajo empírico

Ya hemos indicado en la introducción a esta segunda parte que la literatura analítica existente no proporciona una guía inequívoca sobre cuáles son los índices que deben utilizarse en todas las circunstancias. Por el contrario, existen posiciones discrepantes que es necesario revisar.

En primer lugar, *surgen las dificultades derivadas de la simbiosis entre los aspectos positivos y normativos que empaña todo intento de medir la desigualdad*. A este respecto, la cuestión a debate es la siguiente. Los iniciadores del enfoque normativo destacan que tras las medidas pretendidamente objetivas subyace algún concepto de bienestar social con implicacio-

nes éticas que sería preferible explicitar al comienzo del análisis. Desde el polo opuesto se ha objetado que el intento de identificar «mayor desigualdad» con «menor bienestar social» choca con el hecho de que tanto la desigualdad como el bienestar social son nociones primitivas, difíciles de yuxtaponer por completo sin incurrir en cierta pérdida genuina de significado.

Sobre este primer punto ya nos hemos manifestado en otra ocasión (19). En resumen, nuestra posición es que no encontramos razones en esta polémica para descartar *a priori* ninguna de las clases de medidas recogidas en el apéndice 2.

En segundo lugar, autores como el propio Sen (1973, 1978) advierten que *las múltiples facetas del concepto de desigualdad pueden aconsejar que abandonemos la pretensión de obtener una ordenación completa de todas las distribuciones concebibles*, limitándonos exclusivamente a una ordenación parcial generalmente aceptada como la que proporciona el criterio de Lorenz.

Por nuestra parte, creemos que en el trabajo empírico la aspiración de ordenar todas las distribuciones de interés es irrenunciable. No obstante, ante la evidente dificultad de que diferentes indicadores pueden proporcionar ordenaciones distintas de las distribuciones que se desea comparar, parece razonable «...como mínimo, investigar la robustez de nuestras conclusiones empíricas a la luz de distintas medidas de desigualdad. Pero en lugar de concluir que las discrepancias que puedan producirse son esencialmente arbitrarias y que debemos limitarnos a las zonas de acuerdo, entendemos que es razonable examinar los resultados en cada situación concreta teniendo en cuenta las propiedades diferenciales de las medidas que se utilicen, en la convicción de que es posible aprender tanto en los casos robustos como en aquellos en que medidas de características distintas no concuerden» (20).

De acuerdo con esta estrategia general, qué propiedades debemos ponderar a la hora de seleccionar las medidas de desigualdad que las satisfagan es una cuestión que dependerá, en cada caso, de los objetivos que se persigan en la investigación.

Así, en esta ocasión, comenzaremos por destacar que *deseamos estudiar la desigualdad en cada una de las comunidades autónomas y en los subgru-*

(19) Véase Ruiz-Castillo (1986), apartado II.

(20) Véase Ruiz-Castillo (1986), apartado III.

pos correspondientes a otras particiones de la población. Para ello, sólo necesitamos atender a las propiedades ordinales de los índices que, además, admiten una interpretación normativa inmediata.

Estas propiedades pueden clasificarse en dos grupos. Por un lado, estamos interesados en que los índices de desigualdad sean consistentes con el criterio de Lorenz cuando éste sea aplicable. Es decir, deseamos que siempre que una distribución x domine a otra distribución y en el sentido de Lorenz, el índice de desigualdad utilizado indique que $I(x) \geq I(y)$. Pues bien, la propiedad de la *S-convexidad* — que implica necesariamente la simetría en las rentas individuales — es la condición necesaria más débil para garantizar que un índice de desigualdad es consistente con el criterio de Lorenz en el sentido indicado (21).

Por otro lado, como la mayoría de los índices relativos satisface esta propiedad, es útil dar entrada a otras condiciones ordinales de contenido normativo que nos ayuden a discriminar entre las medidas consistentes con el criterio de Lorenz. Así, es importante estudiar la sensibilidad de los diferentes indicadores ante transferencias en distintos tramos de la distribución. *Ceteris paribus*, será preferible utilizar aquellas medidas que concedan un mayor peso a las transferencias en el extremo inferior de la distribución. Esta noción queda recogida en el *principio del decrecimiento del impacto de transferencias regresivas (PDIT)*, o la *versión más estricta del decrecimiento relativo de tal impacto (PDRIT)*.

Finalmente, atenderemos también al tratamiento de los individuos a distintos niveles de desigualdad manteniendo la renta total constante. Esta circunstancia se manifiesta a través de la curvatura de los conjuntos de indiferencia de la función de bienestar social que los indicadores de desigualdad implican o de la cual se deducen. *Ceteris paribus*, es netamente preferible que la función de bienestar social no muestre lo que Blackorby y Donaldson denominan *homoteticidad distributiva (NHD)*, lo cual implica que, dada la renta total, a medida que la desigualdad aumenta, se concede mayor importancia a la posición de los más pobres (22).

(21) Se dice que una matriz cuadrada es bioestocástica si todos sus elementos son no-negativos y cada una de sus filas y columnas suma la unidad. Pues bien, se dice que I es *S-convexo* si para cualquier x en R^n y para todas las matrices bioestocásticas Q de orden n , $I(QX) \leq I(x)$. Por otra parte, se dice que I es simétrico si cuando x es una mera permutación de y , entonces $I(x) = I(y)$. Para la demostración de que la *S-convexidad* es la condición necesaria más débil para la consistencia de un índice de desigualdad con el criterio de Lorenz, véase, por ejemplo, Rostchild y Stiglitz (1973).

(22) Sobre estas otras propiedades normativas puede consultarse Ruiz-Castillo (1986), epígrafe 2 del apartado III.

En resumen, las propiedades normativas que poseen la desviación relativa media (DRM), la varianza de los logaritmos (VL), el coeficiente de variación (CV), el índice de Gini, los miembros de la familia de índices de Theil correspondientes a los valores de $c = 0,1$ y 2 , y la familia de índices normativos de Atkinson A_α , se presentan en el cuadro siguiente:

	S/convexidad	PDIT	PDRIT	NDH
DRM	No	No	No	?
VL	No	No	No	?
Gini	Sí	Sí	No	No
CV	Sí	No	No	No
T_2	Sí	No	No	No
T_1	Sí	Sí	No	Sí
T_0	Sí	Sí	Sí	Sí
A_α	Sí	Sí	Sí	Sí

Teniendo en cuenta que el índice de Atkinson es ordinalmente equivalente a la familia de índices de Theil para los valores de $c = 1 - \alpha$, con $\alpha > 0$, contamos con la siguiente sucesión de medidas relativas de desigualdad, ordenadas de menor a mayor grado de cumplimiento de las propiedades normativas reseñadas:

$$\{T_{c=2}=(1/2)(CV)^2 \dots T_{c=1} \dots A_{\alpha=0.5} \text{ ó } T_{c=0.5} \dots A_{\alpha=1} \text{ ó } T_{c=0} \dots \\ A_{\alpha=1.5} \text{ ó } T_{c=-0.5} \dots A_{\alpha=2} \text{ ó } T_{c=-1} \dots A_{\alpha=2.5} \text{ ó } T_{c=-1.5}\}.$$

Recordemos también que el índice de Atkinson tiene un significado numérico preciso que añadirá una dimensión interesante a la comparación de la desigualdad entre distintos subgrupos de la población.

Dentro de los restantes índices relativos, es evidente que podemos prescindir del coeficiente de variación que es ordinalmente equivalente a $T_{c=2}$. Asimismo, descartaremos en lo sucesivo la desviación relativa media, pues, aunque no sepamos si es o no distributivamente homotética, no satisface ninguna de las restantes propiedades. Desde el punto de vista ético, el índice de Gini sólo cumple la propiedad mínima de ser S-convexo, pero, dada su popularidad en el pasado, pensamos que es interesante estimarlo para España. Sobre la varianza de los logaritmos volveremos en párrafos siguientes.

El segundo objetivo empírico de este capítulo consiste en la cuantificación de la importancia atribuible a las desigualdades regionales en la

desigualdad global, en comparación con las diferencias debidas a otros factores como son el tamaño del municipio de residencia, la composición y el tamaño del hogar y determinadas características del sustentador principal.

Para ello, naturalmente, es esencial que los índices de desigualdad sean **aditivamente descomponibles** en el sentido de que la desigualdad total pueda expresarse como la suma de dos términos que reflejan las dos fuentes de desigualdad existentes: a) la que existe *dentro* de cada miembro de la partición que se considere, I_w , que se expresará como una suma ponderada de la desigualdad observada en cada uno de los subgrupos; y b) la que se genera residualmente por las diferencias de renta *entre* los subgrupos, que designaremos por I_B .

Supongamos que una población de n individuos se particiona en m subgrupos disjuntos, y designemos por $\mathbf{x} = (x^1, \dots, x^m)$ la distribución objeto de estudio, donde $\mathbf{x}^j = (x_{1j}, \dots, x_{n_jj})$ es la distribución de la renta en el subgrupo j consistente en n_j individuos. Existe acuerdo general en que la desigualdad atribuible a las diferencias entre los subgrupos ha de calcularse eliminando la desigualdad existente entre los individuos de cada uno de ellos. En particular, de acuerdo con el procedimiento habitual, I_B es la desigualdad que resultaría si cada individuo de la población total recibiera la renta media del subgrupo a que pertenece; es decir, si I es el índice de desigualdad, μ^j la renta media del subgrupo j , y \mathbf{e}_{n_j} el vector de unos de orden n_j , tendríamos

$$I_B = I(\mu^1 \mathbf{e}_{n_1}, \dots, \mu^m \mathbf{e}_{n_m}).$$

Así, dada una población de tamaño $n \geq 2$ y una partición en m subgrupos no vacíos, el índice de desigualdad $I: D_n^+ \rightarrow R$ es *aditivamente descomponible* si existe un conjunto de coeficientes $w^j, j = 1, \dots, m$, que depende sólo de los vectores $\mu = (\mu^1, \dots, \mu^m)$ y $\mathbf{n} = (n_1, \dots, n_m)$ tales que

$$I(\mathbf{x}) = I_w + I_B = \sum_{j=1}^m w^j(\mu, \mathbf{n}) I(\mathbf{x}^j) + I(\mu^1 \mathbf{e}_{n_1}, \dots, \mu^m \mathbf{e}_{n_m}).$$

Es evidente que la expresión anterior sólo se mantiene invariable para los índices que midan la desigualdad en una escala cociente. En todo caso, la descomponibilidad aditiva impone fuertes restricciones adicionales: el resultado fundamental en esta área indica que, si deseamos utilizar un índice relativo de desigualdad que sea «suave» y aditivamente descomponible, estamos obligados a elegir entre los miembros de T_c (23).

(23) Véase Shorrocks (1980).

Dentro de esta familia, es importante observar que para c distinto de 0 ó 1, los coeficientes w^j no sumarán la unidad, de manera que la contribución a la desigualdad del primer término de la descomposición no será una media ponderada de la desigualdad medida dentro de cada uno de los subgrupos. Aparte de dificultades obvias de interpretación a la hora de establecer la contribución porcentual a la desigualdad global de cada uno de los subgrupos de la partición, lo más grave de estos casos es que puede demostrarse que $1 - \sum_j w^j$ es proporcional al término I_B , lo que da lugar a posibles ambigüedades que se examinan a continuación.

Como hemos dicho, las medidas de desigualdad descomponibles se utilizan para cuantificar la contribución de un factor a la desigualdad global. Nos preguntamos, por ejemplo, cuánta desigualdad puede atribuirse a las diferencias entre las comunidades autónomas en España. Como indica Shorrocks (1980), esto puede interpretarse de las dos maneras siguientes:

- (i) ¿en cuánto se reduciría la desigualdad si las diferencias de renta entre las comunidades autónomas fueran las únicas que existieran? Naturalmente, la respuesta vendría dada por la diferencia entre la desigualdad total y la que se daría si la desigualdad dentro de cada comunidad fuera nula, pero se mantuvieran las diferencias en la renta media: es decir, por el término I_B . Pero cabe también preguntar:
- (ii) ¿en cuánto se reduciría la desigualdad total si se eliminaran las diferencias entre las comunidades autónomas, manteniéndose la desigualdad existente dentro de cada una de ellas? La respuesta podría darse sustrayendo de la desigualdad total la que se produciría si igualáramos la renta media de todas las comunidades preservando la desigualdad existente dentro de cada una de ellas. Desgraciadamente, el resultado de esa operación no viene dado por I_B para todo c . Para los valores de c distintos de 0 ó 1, hemos visto que los coeficientes de ponderación variaban con I_B ; y para $c = 1$, el cambio en la renta media de los subgrupos afectaría también a la ponderación que recibe cada comunidad individual. Luego tan sólo para $c = 0$ la respuesta a ambas preguntas coincide y es igual a I_B .

En conclusión, no cabe duda de que el segundo índice de Theil $T_{c=0}$ es el que ofrece más garantías:

- posee excelentes propiedades normativas.

- es el único dentro de su estirpe para el que I_w constituye una media ponderada de la desigualdad dentro de los subgrupos.
- las ponderaciones vienen dadas por la importancia demográfica relativa n^j/n de cada uno de ellos y son invariables ante las transferencias necesarias para eliminar las diferencias en la renta media de los mismos.

Por último, querríamos señalar que la varianza de los logaritmos es descomponible en el siguiente sentido:

$$VL(\mathbf{x}) = \sum_{j=1}^m (n^j/n) VL(\mathbf{x}^j) + VL(\mu^{*1} \mathbf{e}_{n_1}, \dots, \mu^{*m} \mathbf{e}_{n_m}),$$

donde μ^{*j} es la media geométrica de la distribución \mathbf{x}^j . Así, pues, en este caso, para calcular el término I_B se elimina la desigualdad dentro de cada subgrupo asignando a cada individuo la media geométrica del colectivo al que pertenece (24).

Es importante precisar que, si bien la varianza de los logaritmos no es siquiera S-convexo, viola esta propiedad y los principios del decrecimiento del impacto ante transferencias a altos niveles de renta: si nos restringimos a individuos con rentas inferiores a 2,7 veces la media de la distribución, satisface las propiedades en cuestión. Por tanto, aunque desconocemos si es distributivamente homotético, sus buenas propiedades cardinales nos inducen a estimarlo para la economía española.

Analizadas las características de las distintas medidas de desigualdad de acuerdo con nuestra lectura de la literatura existente, sólo resta confrontar los datos disponibles sobre el gasto per cápita por persona en nuestro país.

(24) Obsérvese que las dos interpretaciones posibles del significado de I_B coinciden para la varianza de los logaritmos: el segundo término en la expresión anterior mide el grado de desigualdad si las diferencias en las medias geométricas de los subgrupos fueran la única fuente de desigualdad; pero mide también en cuánto se reduciría la desigualdad global si se mantuviera la desigualdad dentro de cada subgrupo, pero se eliminaran las diferencias entre ellos por medio de transferencias que aseguraran la misma media geométrica para todos los subgrupos. La razón, claro está, es que para este indicador las ponderaciones asociadas a cada grupo dependen sólo de su importancia demográfica relativa.

II. LA DESIGUALDAD DEL GASTO PER CAPITA POR PERSONA EN ESPAÑA

De acuerdo con la mayor parte de las investigaciones empíricas en otros países, analizaremos los resultados obtenidos en España con una serie de índices relativos que estiman la desigualdad con independencia de la media de la distribución, concentrándose, por tanto, en el perfil de la misma. Estos son el coeficiente de variación al cuadrado, el índice de Gini, la varianza de los logaritmos, los miembros de la familia de Theil para c igual a 1 ó 0, y el índice normativo de Atkinson para los valores 0,5, 1, 1,5, 2 y 2,5 del parámetro α de aversión a la desigualdad.

La tabla 8 recoge la estimación de ese conjunto de medidas para las comunidades autónomas, ordenadas de mayor a menor desigualdad según el índice T_0 de Theil. Para los índices aditivamente descomponibles, en la parte inferior de la tabla 8 se incluye el valor del término debido a la desigualdad *dentro* de las comunidades autónomas y el término de la desigualdad *entre* las mismas. Para facilitar la lectura, en la tabla 9 se presenta esa misma información, pero expresando el valor de cada índice en las distintas comunidades en relación al conjunto nacional.

A continuación, trataremos sucesivamente cinco importantes cuestiones empíricas referentes a 1) la comparación entre las medidas objetivas tradicionales y el índice de Atkinson que, según hemos visto en el apartado anterior, satisface todas las propiedades normativas de interés; 2) la robustez de las conclusiones sobre la ordenación de las comunidades autónomas según las distintas medidas de desigualdad; 3) el orden de magnitud de las disparidades advertidas entre las comunidades autónomas; 4) la ordenación de los subgrupos en otras particiones de la población distintas de la autonómica; y 5) el análisis de los factores que más influyen en la desigualdad global del gasto per cápita por persona en nuestro país.

70

71

TABLA 8
INDICES RELATIVOS DE DESIGUALDAD EN LAS COMUNIDADES AUTONOMAS

CC.AA.	T ₀	VL	(CV) ²	T ₁	GINI	ATKINSON				
						α=0.5	α=1	α=1.5	α=2	α=2.5
Andalucía	.179	.364	.439	.178	.324	.085	.164	.238	.312	.388
Canarias	.175	.337	.476	.183	.324	.085	.160	.228	.289	.347
Cantabria	.171	.341	.418	.172	.321	.082	.157	.226	.289	.347
Asturias	.168	.365	.358	.157	.307	.078	.155	.232	.308	.380
Galicia	.167	.325	.431	.173	.318	.081	.154	.220	.279	.333
Baleares	.165	.310	.501	.178	.314	.082	.152	.214	.271	.324
Extremadura	.163	.315	.435	.170	.313	.079	.150	.214	.272	.326
Castilla-León	.159	.317	.398	.162	.308	.077	.147	.213	.276	.338
Murcia	.158	.319	.379	.158	.305	.076	.146	.212	.277	.341
Madrid	.157	.303	.403	.163	.310	.077	.145	.207	.263	.316
La Mancha	.157	.306	.401	.161	.307	.076	.145	.207	.265	.318
Valencia	.152	.296	.391	.158	.304	.074	.141	.202	.258	.310
Aragón	.136	.270	.332	.138	.285	.066	.127	.184	.239	.292
Cataluña	.131	.265	.314	.132	.279	.064	.123	.180	.239	.302
Navarra	.125	.254	.290	.124	.273	.060	.117	.173	.227	.281
País Vasco	.118	.227	.297	.123	.269	.058	.111	.160	.205	.249
Rioja	.116	.236	.269	.117	.263	.056	.110	.162	.214	.268
Dentro	.155	.307	.389	.156						
Entre	.013	.031	.025	.013						
Conjunto nacional	.168	.338	.414	.169	.316	.081	.156	.224	.291	.358

TABLA 9
INDICES RELATIVOS DE DESIGUALDAD EN LAS COMUNIDADES AUTONOMAS
EN RELACION AL CONJUNTO NACIONAL

CC.AA.	T ₀	VL	(CV) ²	T ₁	GINI	ATKINSON				
						α=0.5	α=1	α=1.5	α=2	α=2.5
Andalucía	1.06	1.08	1.06	1.06	1.03	1.05	1.05	1.06	1.07	1.08
Canarias	1.04	1.00	1.15	1.08	1.03	1.05	1.03	1.02	.99	.97
Cantabria	1.02	1.01	1.01	1.02	1.02	1.01	1.01	1.01	.99	.97
Asturias	1.00	1.08	.86	.93	.97	.96	.99	1.04	1.06	1.06
Galicia	1.00	.96	1.04	1.02	1.01	1.00	.99	.98	.96	.93
Baleares	.98	.92	1.21	1.05	.99	1.01	.97	.96	.93	.91
Extremadura	.97	.93	1.05	1.00	.99	.98	.96	.96	.93	.91
Castilla-León	.95	.94	.96	.96	.97	.95	.94	.95	.95	.94
Murcia	.94	.94	.91	.93	.97	.94	.94	.95	.95	.95
Madrid	.93	.90	.97	.96	.98	.95	.93	.92	.90	.88
La Mancha	.93	.90	.97	.96	.97	.94	.93	.92	.91	.89
Valencia	.91	.88	.94	.93	.96	.91	.90	.90	.89	.87
Aragón	.81	.80	.80	.82	.90	.81	.81	.82	.82	.82
Cataluña	.78	.78	.76	.78	.88	.79	.79	.80	.82	.84
Navarra	.74	.75	.70	.73	.86	.74	.75	.77	.78	.78
País Vasco	.70	.67	.72	.73	.85	.72	.71	.71	.70	.70
Rioja	.69	.70	.65	.69	.83	.69	.71	.72	.74	.75

1. Para el resto del análisis, es importante *situar la ordenación que proporcionan los indicadores objetivos dentro de la familia de índices normativos de Atkinson a distintos valores del parámetro α* .

En este sentido, se observará que, exceptuando el caso de Asturias –sobre cuyas peculiaridades volveremos enseguida– y la inversión de las posiciones relativas de Baleares y Galicia, el índice de Gini ordena las comunidades del mismo modo que el índice de Atkinson para el *menor* valor del parámetro de aversión a la desigualdad que hemos calculado: conclusión importante que corrobora el análisis empírico de Atkinson (1970), y que se explica, sin duda, a la luz del incumplimiento de varias propiedades normativas por parte de esta medida tan ampliamente utilizada.

Por el contrario, y de acuerdo, de nuevo, con los resultados empíricos de Atkinson, la ordenación de la varianza de los logaritmos coincide plenamente con el índice $A_{\alpha=2}$. Luego, a pesar de que este índice objetivo no satisfaga formalmente ninguna de las propiedades normativas estudiadas, debido al impacto «perverso» de las transferencias regresivas en el extremo superior de la distribución, empíricamente se comporta como un índice normativo con excelentes propiedades a altos niveles de aversión a la desigualdad.

Finalmente, mencionaremos que el cuadrado del coeficiente de variación presenta peculiaridades propias que lo distinguen de todos los demás, con excepción tal vez del índice T_1 de Theil, con quien comparte, al menos, una serie de rasgos significativos como son la ordenación relativa de Canarias y Andalucía, el alto nivel de desigualdad atribuido a Baleares y el bajo nivel que ambos conceden a Asturias y Murcia.

2. La siguiente cuestión sobre la que deseamos detenernos es *cómo se altera la ordenación a medida que aumenta la aversión social a la desigualdad en la secuencia*

$$\{ T_{c=2} \sim (CV)^2, \dots, T_{c=1}, \dots, T_{c=0.5} \text{ ó } A_{\alpha=0.5}, \dots, T_{c=0} \text{ ó } A_{\alpha=1}, \dots, T_{c=-0.5} \text{ ó } A_{\alpha=1.5}, \dots, T_{c=-1} \text{ ó } A_{\alpha=2}, \dots, T_{c=-1.5} \text{ ó } A_{\alpha=2.5} \}.$$

Los aspectos más destacables son los siguientes:

a) Madrid y, sobre todo, Baleares descienden en la ordenación de mayor a menor desigualdad, revelando posiblemente que la desigualdad en esas comunidades es mayor en los tramos superiores de la distribución. En este mismo sentido, según se advierte en la tabla 9,

la desigualdad en Extremadura, Canarias y Galicia desciende en relación al conjunto nacional a medida que α aumenta, aunque esto no se traduzca en un descenso tan fuerte de posiciones.

b) Por el contrario, cuando se realza la desigualdad en los tramos inferiores, Asturias sufre un empeoramiento muy considerable llegando a ocupar el segundo lugar en la ordenación a partir de $\alpha = 1,5$. Murcia pasa también del undécimo al séptimo o al quinto lugar. Finalmente, destacaremos que, entre las comunidades con menos desigualdad relativa, Aragón y Cataluña por un lado, y el País Vasco y La Rioja por el otro, invierten sus posiciones a medida que α aumenta.

Aun teniendo en cuenta las precisiones anteriores, *¿qué conclusiones robustas pueden obtenerse sobre la ordenación relativa de las comunidades autónomas?*

El resultado fundamental es que éstas pueden clasificarse en tres grandes grupos:

(I) Con la excepción de una sola comunidad según la ordenación del $(CV)^2$, la totalidad de los indicadores estimados coincide en que la menor desigualdad se da en Aragón, Cataluña, Navarra, País Vasco y La Rioja.

(II) En el extremo contrario, Andalucía, Canarias y Cantabria, junto a Asturias a partir de $\alpha \geq 1$, muestran la mayor desigualdad relativa.

(III) Galicia, Castilla-León y Murcia, Extremadura y Baleares, y La Mancha, Madrid y la Comunidad Valenciana, constituyen un grupo intermedio con algunas oscilaciones entre sí a distintos niveles de aversión a la desigualdad, pero, globalmente, con valores próximos al conjunto nacional.

3. Hasta aquí hemos investigado solamente la situación relativa de las comunidades autónomas desde un punto de vista meramente ordinal. Ahora bien, si aceptamos las propiedades cardinales de alguno de los indicadores estimados, surge la cuestión natural de investigar *en qué medida podemos afirmar que las disparidades entre las comunidades autónomas son grandes o pequeñas*. Para responder a este interrogante contamos con dos instrumentos distintos.

(A) Por un lado, recordemos que los valores numéricos del índice de Atkinson tienen un significado cardinal concreto. Así –para α igual a 1,5 y 2– si el gasto per cápita por persona estuviera igualmente distribuido, mientras que en el conjunto nacional podría alcanzarse el mismo nivel de bienestar

con el 77,6 ó el 71 % del gasto total, en Andalucía ese porcentaje se reduce al 76,2 ó al 68,8 %, y en el País Vasco bastaría con el 84 ó el 79,5 %, respectivamente. Por tanto, la pérdida de bienestar social resultante de la desigualdad, expresada en términos monetarios, es aproximadamente 1,5 veces mayor en Andalucía que en el País Vasco, que son las comunidades que figuran en los dos extremos de la ordenación para los niveles citados de aversión a la desigualdad.

Para visualizar gráficamente la situación, se ha construido la figura 8, que, de acuerdo con el índice A_α para el valor moderado de $\alpha = 1,5$, recoge la pérdida de bienestar atribuible a la desigualdad, expresada en tanto por 100 del gasto total, en cada una de las comunidades autónomas y el conjunto nacional.

(B) Por otra parte, los índices aditivamente descomponibles nos permiten cuantificar desde otra perspectiva las diferencias entre las comunidades autónomas. La parte superior izquierda de la tabla 10 presenta la contribución porcentual a la desigualdad global por parte de las 17 comunidades según T_0 , VL, $(CV)^2$ y T_1 .

Cualquiera de esos índices puede expresarse como

$$I = I_w + I_B = \sum_j w^j I^j + I_B$$

El cociente de la contribución porcentual de la comunidad j entre su ponderación en el conjunto nacional corregida por la importancia porcentual del término I_w sobre I será:

$$\pi^j = \frac{(w^j I^j) / I}{(w^j I_w) / I} = I^j / I_w$$

Luego valores de $\pi^j > 1$ reflejan una contribución a la desigualdad por parte de esa comunidad, mayor de lo que representa su peso en el conjunto nacional, una vez tenido en cuenta que la desigualdad dentro de las comunidades —el término I_w — no es la única fuente de desigualdad para el país en su conjunto.

Centrándonos en los índices T_0 y VL —cuyas propiedades normativas son muy superiores a $(CV)^2$ y T_1 —, en la parte superior derecha de la tabla 10 observamos que mientras Andalucía contribuye a la desigualdad global un 15 ó un 18 % más de lo que su importancia demográfica (corregida) haría esperar, y Canarias entre un 13 ó un 10 % ó Cantabria un 11 % más, en el

otro extremo de la ordenación el País Vasco o La Rioja contribuyen en torno a un 25 % menos de lo que su importancia demográfica indicaría. El cociente entre el máximo y el mínimo valor de π^j para T_0 y VL se sitúa también alrededor de 1,5. Para mayor claridad, en la figura 9 se representan gráficamente los valores de π^j según el índice T_0 .

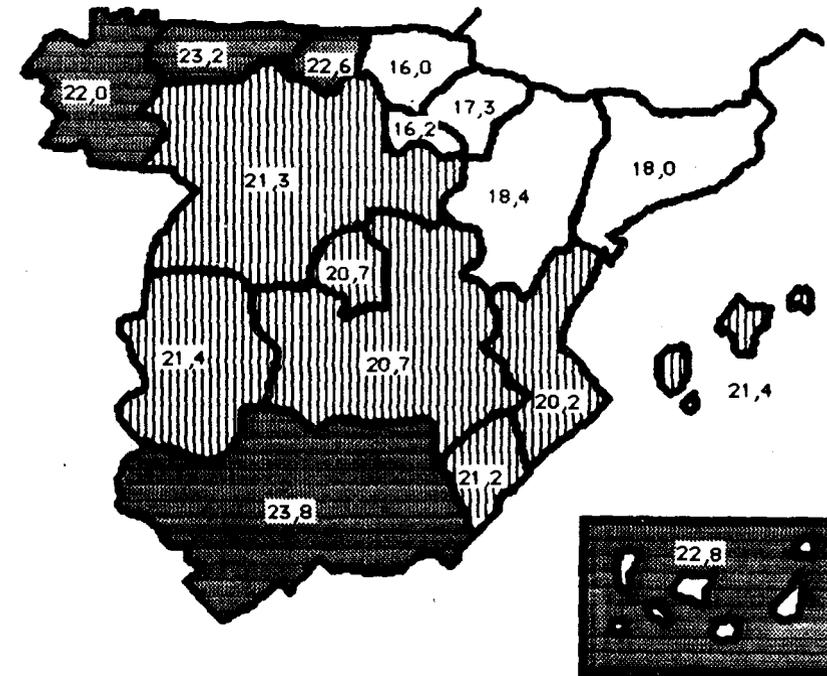
El examen conjunto de las figuras 8 y 9 permite establecer que, en 1980-81, las comunidades autónomas pueden clasificarse en tres grandes zonas, de acuerdo con la importancia relativa de su desigualdad en lo que al gasto per cápita por persona se refiere:

(I) Andalucía, Canarias y Galicia —que se encuentran entre las áreas tradicionalmente más deprimidas—, junto con Cantabria y Asturias, son las comunidades que muestran mayor desigualdad.

(II) La parte central del país, formada por Extremadura, las dos Castillas y Madrid, y el Levante español que comprende Baleares, Murcia y la

FIGURA 8

PERDIDA DE BIENESTAR SOCIAL EN RELACION AL REPARTO IGUALITARIO, EXPRESADA EN TANTO POR 100 DEL GASTO TOTAL, SEGUN EL INDICE DE ATKINSON PARA $\alpha = 1,5$



CONJUNTO NACIONAL: 22,4

TABLA 10
INDICES DESCOMPONIBLES POR COMUNIDADES AUTONOMAS.
CONTRIBUCION PORCENTUAL

CC.AA.	T ₀	VL	(CV) ²	T ₁	CC.AA.	T ₀	VL	(CV) ²	T ₁
Andalucía	18.23	18.44	12.14	14.80	Andalucía	1.15	1.18	1.13	1.14
Canarias	3.80	3.64	3.01	3.35	Canarias	1.13	1.10	1.22	1.17
Cantabria	1.39	1.37	1.83	1.61	Cantabria	1.11	1.11	1.07	1.10
Asturias	3.01	3.24	2.64	2.81	Asturias	1.08	1.19	.92	1.00
Galicia	7.46	7.21	6.86	7.18	Galicia	1.08	1.06	1.11	1.11
Baleares	1.71	1.60	2.64	2.06	Baleares	1.06	1.01	1.29	1.14
Extremadura	2.74	2.64	1.38	1.93	Extremadura	1.05	1.02	1.12	1.08
Castilla-León	6.49	6.42	5.71	6.11	Castilla-León	1.03	1.03	1.02	1.04
Murcia	2.38	2.39	1.98	2.19	Murcia	1.02	1.04	.97	1.01
Madrid	11.62	11.16	18.77	14.94	Madrid	1.01	.99	1.04	1.04
La Mancha	4.10	3.98	2.43	3.17	La Mancha	1.01	.99	1.03	1.03
Valencia	8.84	8.54	9.30	9.15	Valencia	.98	.96	1.01	1.01
Aragón	2.54	2.52	2.77	2.69	Aragón	.88	.88	.85	.88
Cataluña	12.42	12.44	15.03	13.92	Cataluña	.85	.86	.81	.85
Navarra	1.00	1.01	1.34	1.18	Navarra	.81	.83	.75	.79
País Vasco	4.00	3.83	5.61	4.86	País Vasco	.76	.74	.76	.79
Rioja	.47	.48	.46	.48	Rioja	.75	.77	.69	.75
Dentro	92.22	90.91	93.89	92.42					
Entre	7.78	9.09	6.11	7.58					
Conjunto nacional	100.00	100.00	100.00	100.00					

Comunidad Valenciana, constituyen un grupo intermedio cuya contribución a la desigualdad nacional se sitúa en torno a su importancia demográfica relativa.

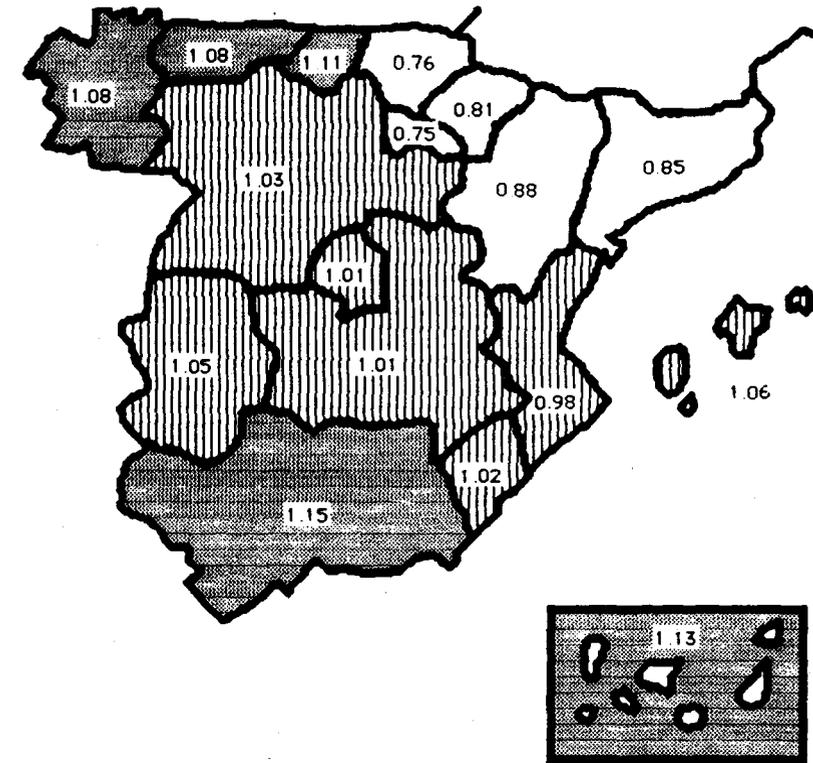
(III) Las zonas de la periferia que ocupan las comunidades de Aragón y Cataluña y, sobre todo, Navarra, La Rioja y el País Vasco exhiben una desigualdad de un orden de magnitud considerablemente menor.

4. Procede examinar a continuación *la desigualdad en otras particiones de la población*. Para ello, nos limitaremos esencialmente a comentar los resultados obtenidos con T₀ y VL, aunque ofrecemos también las estimaciones de (CV)². La tabla 11 recoge la información relevante. En cuanto a la ordenación, las conclusiones más importantes son las siguientes:

- a) La distribución del gasto per cápita por persona es más desigual en los municipios de menor tamaño, alcanzando su máximo en los de 2.000 a 10.000 habitantes.
- b) Cuando se clasifica la población por las características demográficas del hogar, el mensaje es claro: el nivel de desigualdad en función de la

FIGURA 9

CONTRIBUCION A LA DESIGUALDAD GLOBAL EN RELACION A LA IMPORTANCIA DEMOGRAFICA



edad del sustentador principal sigue una curva en forma de U que encuentra su mínimo en los hogares encabezados por una persona entre 45 y 49 años. Esta visión es consistente con la información relativa al tamaño y la composición del hogar: los hogares de uno o dos miembros, encabezados por una persona joven o de edad avanzada, exhiben mayor desigualdad, a diferencia de los hogares con dos o tres adultos y dos o tres menores, encabezados posiblemente por personas de más de 40 años.

- c) Las conclusiones en torno al nivel educativo del sustentador principal son bastante robustas: a menor educación, mayor desigualdad del gasto per cápita por persona.
- d) Por último, cuando tenemos en cuenta la categoría socioeconómica del sustentador principal, encontramos los siguientes emparejamien-

tos, de mayor a menor desigualdad: no activos y jornaleros, clase alta y empresarios agrícolas sin asalariados, obreros y clase media alta.

La contribución porcentual a la desigualdad global por parte de los subgrupos de las particiones mencionadas figura en la parte izquierda de la tabla 12, en cuya parte derecha incluimos los cocientes π^j definidos anteriormente. La figura 10 ilustra gráficamente el tanto por 100 en que cada subgrupo contribuye a la desigualdad global por encima (con signo positivo) o por debajo (con signo negativo) de su importancia demográfica, de acuerdo con los índices T_0 y la varianza de los logaritmos.

En el cuadro siguiente ofrecemos los casos extremos para cada una de las características.

CONTRIBUCION PORCENTUAL A LA DESIGUALDAD GLOBAL

Por encima de su importancia demográfica	%	Por debajo de su importancia demográfica	%
Andalucía	15-18	La Rioja	25-23
Canarias	13-10	País Vasco	24
Cantabria	11		
Asturias	8-19		
Galicia	8-6		
Municipios de 2.000 a 10.000 personas	9	De 10.000 a 500.000	4
Hogares unipersonales	81-89	Hogares de 4 miembros	17
Hogares de dos personas	37-36		
<i>Sustentador principal</i>			
De más de 65 años	19-16	Entre 45 y 49 años	11-10
De menos de 24 años	6-10		
Analfabeto	33-41	Con estudios superiores	8-9
Sin estudios	10		
No activo	31-28	Clase media alta	14-15
Jornalero	5-3		

TABLA 11

INDICES DESCOMPONIBLES PARA DISTINTAS PARTICIONES DE LA POBLACION

Tamaño del municipio	Indices			Indices en relación al conj. nacional		
	T_0	VL	(CV) ²	T_0	VL	(CV) ²
Menos de 2.000	.157	.313	.376	.93	.93	.91
2.000-10.000	.167	.335	.439	.99	.99	1.06
10.000-50.000	.147	.296	.351	.87	.88	.85
C. de provincia	.147	.297	.352	.87	.88	.92
Más de 500.000	.153	.302	.380	.91	.89	.92
Dentro	.153	.307	.384			
Entre	.015	.031	.031			
Conjunto nacional	.168	.338	.414	1.00	1.00	1.00

Tamaño del hogar	Indices			Indices en relación al conj. nacional		
	T_0	VL	(CV) ²	T_0	VL	(CV) ²
1	.280	.549	.757	1.67	1.62	1.83
2	.203	.413	.476	1.21	1.22	1.15
3	.151	.316	.333	.90	.93	.80
4	.124	.250	.284	.74	.74	.69
5	.136	.276	.314	.81	.82	.76
6	.127	.257	.285	.75	.76	.69
7 ó más	.167	.341	.396	.99	1.01	.95
Dentro	.149	.303	.376			
Entre	.019	.035	.038			
Conjunto nacional	.168	.338	.414	1.00	1.00	1.00

TABLA 11 (continuación)

Indíces			Indíces en relación al conj. nacional			
Edad	T _o	VL	(CV) ²	T _o	VL	(CV) ²
Menos de 24 años	.175	.366	.375	1.04	1.08	.90
25-29	.170	.347	.416	1.01	1.02	1.00
30-34	.167	.335	.423	.99	.99	1.02
35-39	.163	.329	.388	.97	.97	.94
40-44	.159	.314	.411	.94	.93	.99
45-49	.147	.301	.343	.88	.89	.83
50-54	.160	.319	.404	.95	.94	.98
55-59	.164	.335	.378	.97	.99	.91
60-64	.169	.356	.364	1.00	1.05	.88
65 ó más	.197	.386	.541	1.17	1.14	1.31
Dentro	.165	.333	.409			
Entre	.003	.005	.006			
Conjunto nacional	.168	.338	.414	1.00	1.00	1.00

TABLA 11 (continuación)

Indíces			Indíces en relación al conj. nacional			
Nivel educativo	T _o	VL	(CV) ²	T _o	VL	(CV) ²
Analfabetos	.175	.372	.401	1.04	1.10	.97
Sin estudios	.144	.290	.339	.86	.86	.82
Primaria	.123	.246	.296	.73	.73	.71
Medios	.123	.240	.311	.73	.71	.75
Superior	.122	.240	.285	.72	.71	.69
Dentro	.132	.264	.331			
Entre	.036	.074	.084			
Conjunto nacional	.168	.338	.414	1.00	1.00	1.00

Indíces			Indíces en relación al conj. nacional			
Composición familiar	T _o	VL	(CV) ²	T _o	VL	(CV) ²
Persona sola joven	.261	.541	.603	1.55	1.60	1.45
Persona sola mayor	.227	.440	.665	1.35	1.30	1.60
Persona con menores	.193	.388	.457	1.15	1.15	1.10
Pareja joven	.169	.350	.365	1.01	1.04	.88
Pareja mayor	.200	.382	.575	1.19	1.13	1.39
Pareja con 1 menor	.137	.281	.309	.81	.83	.75
Pareja con 2 menores	.118	.237	.272	.70	.70	.66
Pareja con 3 menores	.143	.284	.348	.85	.84	.84
Pareja con 4 ó más menores	.167	.336	.414	1.00	.99	1.00
3 adultos	.164	.345	.357	.98	1.02	.86
3 adultos con 1 menor	.130	.263	.314	.77	.78	.76
3 adultos con 2 menores	.111	.237	.226	.66	.70	.54
3 adultos con 3 menores	.148	.309	.333	.88	.91	.80
4 ó más adultos	.132	.272	.291	.78	.81	.70
4 ó más adultos con 1 menor	.128	.266	.279	.76	.79	.67
4 ó más adultos con 2 menores	.136	.278	.311	.81	.82	.75
Dentro	.145	.294	.363			
Entre	.023	.044	.051			
Conjunto nacional	.168	.338	.414	1.00	1.00	1.00

Indíces			Indíces en relación al conj. nacional			
Categoría socioeconómica	T _o	VL	(CV) ²	T _o	VL	(CV) ²
Empresarios agrarios sin asalariados	.140	.286	.312	.83	.85	.75
Jornaleros	.162	.337	.374	.97	1.00	.90
Obreros	.120	.244	.273	.71	.72	.66
Clase media baja	.136	.277	.306	.81	.82	.74
Clase media alta	.119	.237	.282	.71	.70	.68
Clase alta	.145	.286	.345	.86	.85	.83
Retirados	.181	.357	.489	1.08	1.05	1.18
Dentro	.138	.278	.348			
Entre	.030	.060	.067			
Conjunto nacional	.168	.338	.414	1.00	1.00	1.00

TABLA 12

CONTRIBUCION PORCENTUAL A LA DESIGUALDAD EN DISTINTAS PARTICIONES DE LA POBLACION

Tamaño del municipio	T _o	VL	(CV) ²	En relación a su importancia (corregida)		
				T _o	VL	(CV) ²
Menos de 2.000	9.60	9.53	6.37	1.02	1.02	.98
2.000-10.000	19.14	19.08	12.99	1.09	1.09	1.14
10.000-50.000	18.96	18.99	14.67	.96	.97	.91
C. de provincia	26.19	26.32	30.15	.96	.97	.92
Más de 500.000	17.13	16.80	28.39	1.00	.98	.99
Dentro	91.02	90.73	92.57			
Entre	8.98	9.27	7.43			
Conjunto nacional	100.00	100.00	100.00			

TABLA 12 (continuación)

Edad	T _o	VL	(CV) ²	En relación a su importancia (corregida)		
				T _o	VL	(CV) ²
Menos de 24 años	2.27	2.36	2.28	1.06	1.10	.92
25-29	5.35	5.41	7.44	1.03	1.04	1.02
30-34	10.04	10.02	11.46	1.01	1.01	1.03
35-39	12.06	12.04	10.96	.99	.99	.95
40-44	12.63	12.44	10.60	.96	.94	1.01
45-49	13.17	13.39	10.88	.89	.90	.84
50-54	12.87	12.73	13.58	.97	.96	.99
55-59	9.86	10.03	10.66	.99	1.01	.92
60-64	6.11	6.41	6.26	1.02	1.07	.89
65 ó más	13.99	13.62	14.52	1.19	1.16	1.32
Dentro	98.35	98.45	98.64			
Entre	1.65	1.55	1.36			
Conjunto nacional	100.00	100.00	100.00			

Tamaño familiar	T _o	VL	(CV) ²	En relación a su importancia (corregida)		
				T _o	VL	(CV) ²
1	3.47	3.38	8.75	1.89	1.81	2.01
2	13.80	13.92	21.45	1.37	1.36	1.26
3	13.58	14.09	16.95	1.02	1.04	.89
4	18.78	18.87	19.10	.83	.83	.76
5	16.26	16.46	12.73	.91	.91	.83
6	9.45	9.54	5.56	.85	.85	.76
7 ó más	13.15	13.34	6.25	1.12	1.12	1.05
Dentro	88.49	89.60	90.79			
Entre	11.51	10.40	9.21			
Conjunto nacional	100.00	100.00	100.00			

Composición familiar	T _o	VL	(CV) ²	En relación a su importancia (corregida)		
				T _o	VL	(CV) ²
Pareja sola joven	1.29	1.33	5.10	1.80	1.84	1.66
Pareja sola mayor	1.69	1.62	2.70	1.57	1.50	1.83
Adulto con menores	.96	.96	.90	1.33	1.32	1.26
Pareja joven	6.11	6.29	12.19	1.17	1.19	1.01
Pareja mayor	6.02	5.71	7.02	1.38	1.30	1.58
Pareja con 1 menor	5.88	6.00	7.91	.95	.95	.85
Pareja con 2 menores	10.54	10.49	10.39	.82	.81	.75
Pareja con 3 menores	7.94	7.86	6.00	.99	.96	.96
Pareja con 4 ó más menores	7.27	7.25	3.64	1.16	1.14	1.14
3 adultos	7.44	7.78	8.84	1.14	1.17	.98
3 adultos con 1 menor	4.10	4.13	4.09	.90	.89	.86
3 adultos con 2 menores	3.39	3.59	2.20	.77	.80	.62
3 adultos con 3 ó más menores	4.76	4.92	2.18	1.03	1.05	.92
4 adultos	5.96	6.13	6.63	.91	.93	.80
4 adultos con 1 menor	4.45	4.60	3.58	.88	.90	.77
4 adultos con 2 ó más menores	8.24	8.37	4.34	.94	.94	.86
Dentro	86.06	87.03	87.71			
Entre	13.94	12.97	12.29			
Conjunto nacional	100.00	100.00	100.00			

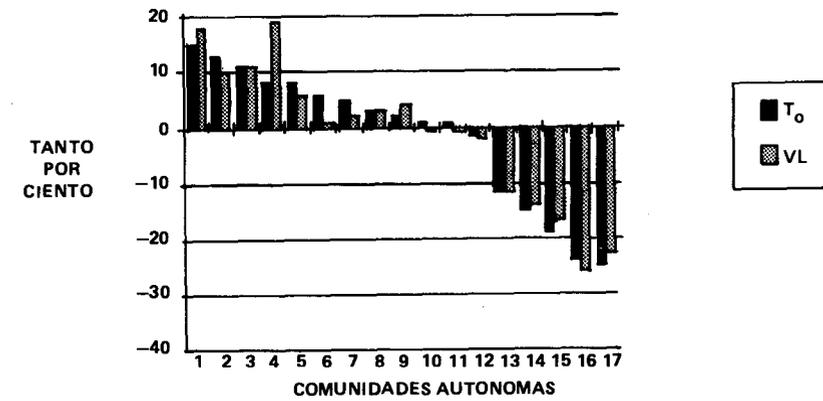
TABLA 12 (continuación)

Nivel educativo	T _o	VL	(CV) ²	En relación a su importancia (corregida)		
				T _o	VL	(CV) ²
Analfabetos	6.52	6.90	2.40	1.33	1.41	1.21
Sin estudios	21.54	21.51	11.59	1.10	1.10	1.03
Primaria	35.63	35.34	32.56	.94	.93	.90
Medios	9.58	9.27	18.09	.94	.91	.94
Superior	5.07	4.97	15.19	.92	.91	.86
Dentro	78.34	77.99	79.82			
Entre	21.66	22.01	20.18			
Conjunto nacional	100.00	100.00	100.00			

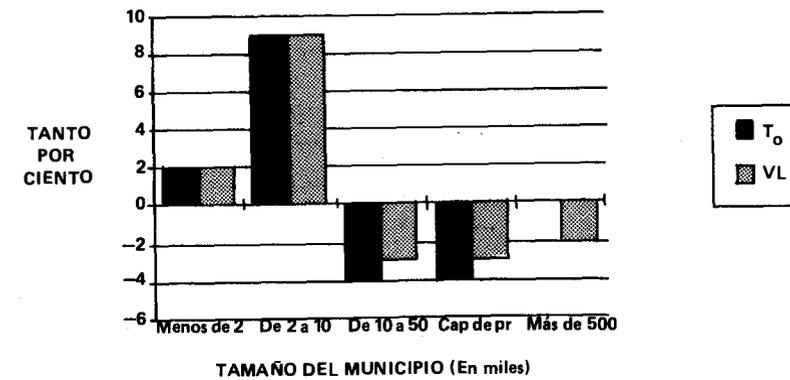
Categoría socioeconómica	T _o	VL	(CV) ²	En relación a su importancia (corregida)		
				T _o	VL	(CV) ²
Empresarios agrarios sin asalariados	5.48	5.57	2.63	1.01	1.03	.90
Jornaleros	6.38	6.58	2.29	1.17	1.21	1.08
Obreros	25.53	25.80	19.07	.87	.88	.79
Clase media baja	7.37	7.47	6.51	.98	.99	.88
Clase media alta	11.91	11.76	19.15	.86	.85	.81
Clase alta	5.86	5.74	16.22	1.05	1.03	.99
Retirados	19.81	19.34	18.01	1.31	1.28	1.41
Dentro	82.35	82.26	83.87			
Entre	17.65	17.74	16.13			
Conjunto nacional	100.00	100.00	100.00			

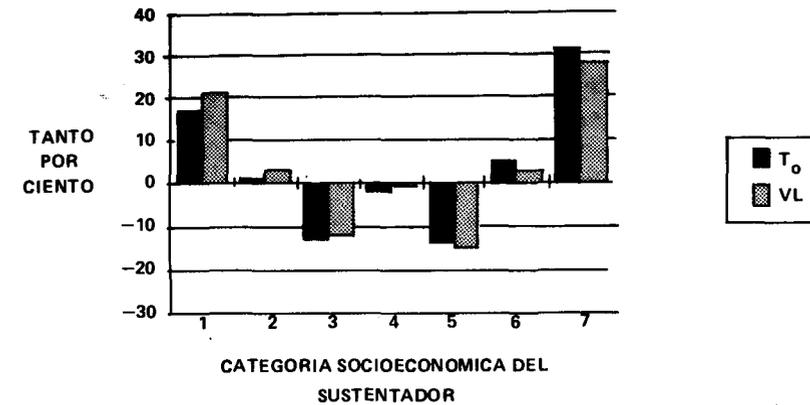
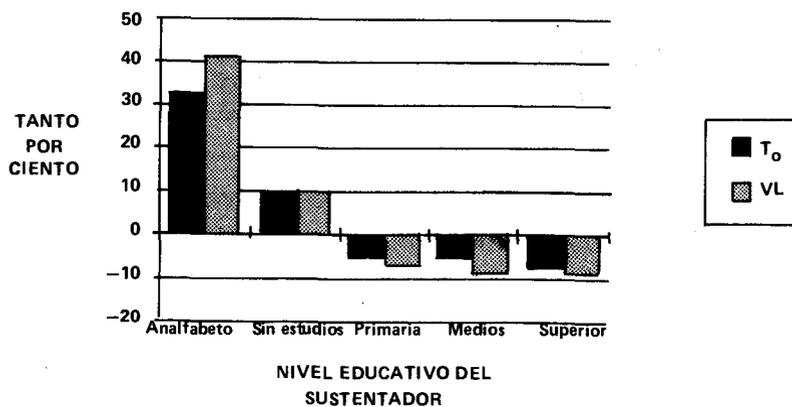
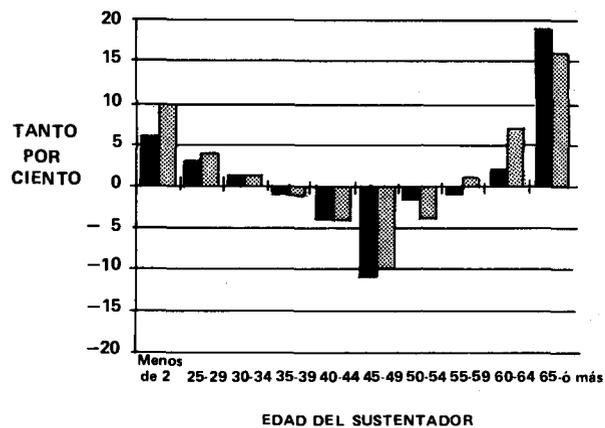
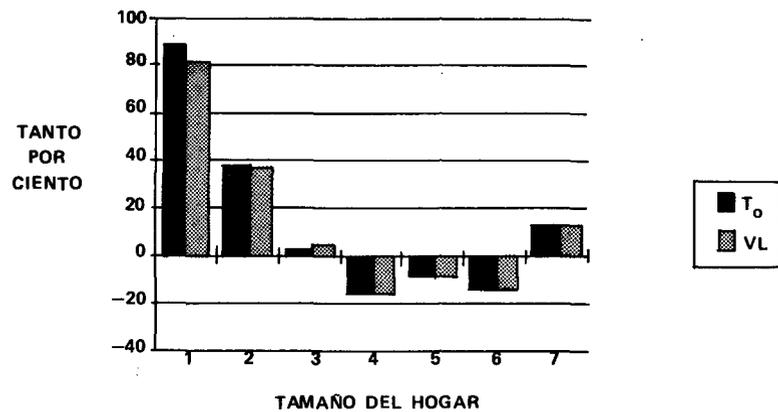
FIGURA 10

CONTRIBUCION PORCENTUAL A LA DESIGUALDAD GLOBAL EN RELACION A LA IMPORTANCIA DEMOGRAFICA



1= Andalucía 2= Canarias 3= Cantabria 4= Asturias 5= Galicia 6= Baleares
 7= Extremadura 8= Castilla-León 9= Murcia 10= Madrid 11= Castilla-La Mancha
 12= Valencia 13= Aragón 14= Cataluña 15= Navarra 16= País Vasco 17= La Rioja





1= Jornaleros del campo 2= Empresarios agrícolas no asalariados 3= Obreros
4= Clase media baja 5= Clase media alta 6= Clase alta 7= No activos

5. Queda solamente por discutir un aspecto importante con claras implicaciones para la política económica: ¿Qué factores contribuyen más a la desigualdad del gasto per cápita por persona del conjunto nacional, los geográficos, los demográficos o los de índole socioeconómica?

De nuevo, intentaremos dar una respuesta en función de los índices relativos T_0 y VL . La información que ofrecen las tablas 9 y 12 puede resumirse como sigue. Si la desigualdad se debiera sólo a las diferencias en la media aritmética para T_0 —o en la media geométrica para VL — de los subgrupos de cada partición, o si se suprimieran tales diferencias entre los subgrupos en cuestión, la desigualdad global se reduciría en el porcentaje siguiente:

	%	
	T_0	VL
Factores geográficos		
Comunidades autónomas	7,8	9,1
Tamaño del municipio	9,0	9,3
Factores demográficos		
Tamaño del hogar	11,5	10,4
Composición del hogar	13,9	13,0
Edad del sustentador principal	1,6	1,5
Factores socioeconómicos		
Nivel educativo	21,7	22,0
Categoría socioeconómica	17,6	17,7

El cuadro anterior suscita los siguientes comentarios:

- a) *Cualquiera que sea la partición que consideremos, la desigualdad dentro de los subgrupos es mucho mayor que la que existe entre los mismos.*
- b) *Ahora bien, no cabe duda de que el nivel educativo del sustentador principal es el factor al que cabe atribuir la máxima capacidad explicativa de la desigualdad global.*
- c) *Es importante destacar también que las diferencias regionales contribuyen un mero 9 %, muy por debajo de lo que se pudiera desprender de los comentarios habituales al respecto. Las diferencias en la media aritmética o geométrica del gasto per cápita por persona en los municipios de distinto tamaño tienen tanta responsabilidad en la desigualdad observada a escala nacional como las diferencias entre las comunidades autónomas.*
- d) *El hecho de que las diferencias entre los grupos de edad expliquen tan sólo el 1,5 % de la desigualdad global confirma los resultados de Cowell (1984) y lo adecuado de deflactar el gasto total por el tamaño del hogar para amortiguar sensiblemente los efectos del ciclo vital.*

Los resultados anteriores se refieren a la descomposición de la desigualdad tomando una sola característica en cada ocasión. Naturalmente, es de esperar que exista interrelación entre algunos de los factores considerados. En particular, es muy posible que el nivel educativo y la categoría socioeconómica estén fuertemente correlacionados.

Para investigar el impacto conjunto de los pares de variables más importantes, se ha dividido la población en los 35 grupos que resultan de combinar las 5 categorías educativas y las 7 socioeconómicas, los 25 grupos correspondientes al nivel educativo y al tamaño del municipio, y los 35 grupos que combinan el nivel educativo y el tamaño familiar. De acuerdo con el índice T_0 , los resultados sobre la reducción de la desigualdad global que resultaría de suprimir las diferencias entre las medias aritméticas de los subgrupos citados son los siguientes:

	%
Nivel educativo y categoría socioeconómica	26,0
Nivel educativo y tamaño del municipio	23,9
Nivel educativo y tamaño del hogar	32,8

Así, pues, *mientras que en los dos primeros casos el tanto por 100 explicado no supera apenas el que conseguíamos con la educación del sustentador principal, el impacto sobre la desigualdad del nivel educativo y el tamaño del hogar es prácticamente aditivo.* En todo caso sería interesante completar este capítulo utilizando técnicas multivariantes para establecer la importancia explicativa de cada factor en presencia de los demás.

APENDICE 2

MEDIDAS ESPECIFICAS DE DESIGUALDAD

En este apéndice revisaremos algunas de las medidas de desigualdad más importantes agrupándolas en tres clases: las medidas objetivas tradicionales, la familia de medidas originadas en conceptos propios de la teoría de la información, y las medidas normativas.

(A) Medidas objetivas de desigualdad

Hasta la consolidación en 1970 del enfoque moderno a la medición de la desigualdad, se venía empleando una serie de indicadores de dispersión que tienen su origen en la literatura y la práctica estadísticas. Presentaremos formalmente la definición de los utilizados con mayor frecuencia en el trabajo empírico.

1) *El coeficiente de variación*

Una sugerencia obvia es medir la desigualdad de una distribución a través de su varianza, $\sigma^2 : D^n \rightarrow R$, donde

$$\sigma^2(\mathbf{x}) = (1/n) \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2,$$

y μ es la media aritmética de la distribución.

Puede objetarse que la varianza resulta insatisfactoria, porque, si se dobla la renta de todos los individuos, doblando, por consiguiente, la media de la distribución, pero dejando el perfil invariable, la varianza se multipli-

cará por cuatro. Así, una distribución que muestre una variabilidad relativa mucho mayor que otra, puede tener una varianza menor si la renta media en torno a la cual tiene lugar la dispersión es menor en la primera que en la segunda.

Una solución a este problema consiste en la estandarización de la varianza a través del coeficiente de variación, $CV : D^n \rightarrow R$, donde

$$CV(\mathbf{x}) = \sigma/\mu .$$

2) La varianza de los logaritmos

Otra forma de hacer la medición de la desigualdad independiente de la media consiste en considerar la varianza de los logaritmos de las rentas individuales. En ese caso, el dominio de definición sería el conjunto $D_+^n = [\mathbf{x} \in D^n : x_i > 0]$, de manera que $VL : D_+^n \rightarrow R$,

$$VL(\mathbf{x}) = (1/n) \sum_{i=1}^n [\ln(x_i) - \ln(\mu^*)]^2$$

donde μ^* es la media geométrica de la distribución.

3) La desviación relativa media

Otra medida de interés es la desviación relativa media, que se define como la proporción que la suma de los valores absolutos de las diferencias entre las rentas individuales y la media supone respecto de la renta total. Esto es, $DRM : D^n \rightarrow R$, donde

$$DRM(\mathbf{x}) = (\sum_{i=1}^n |x_i - \bar{x}|) / n\mu .$$

La *DRM* tiene una clara interpretación geométrica en términos de la curva de Lorenz de cada distribución: es dos veces la máxima distancia entre esta curva y la línea de completa igualdad. Para ilustrarlo gráficamente, es conveniente ofrecer una definición rigurosa de la curva de Lorenz de una distribución \mathbf{x} . Sea $F_x : R \rightarrow [0,1]$ la función de distribución asociada con \mathbf{x} , de manera que $F_x(s)$ sea la proporción de personas con $x_i \leq s$. Definimos la función inversa generalizada de la función de distribución, $F_x^{-1} : [0,1] \rightarrow R$ por

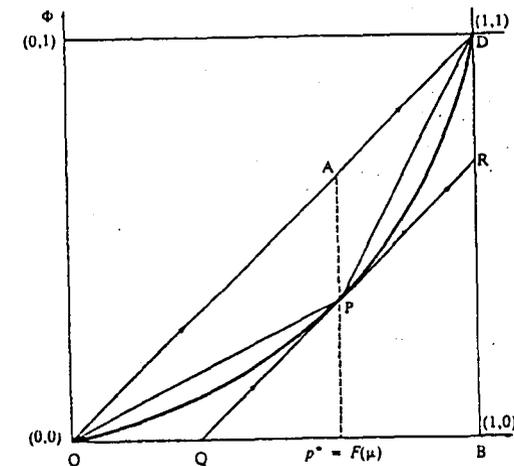
$$F_x^{-1}(t) = \inf \{s > 0 : F_x(s) \geq t\} .$$

Entonces la curva de Lorenz de la distribución \mathbf{x} —que para cada p proporción el porcentaje de renta acumulada por la proporción de la población con rentas inferiores o iguales a p — se define por

$$L_x(p) = (1/\mu) \int_0^p F_x^{-1}(t) dt , \quad p \in [0,1] .$$

En la figura 11, la línea *OD* representa la curva de Lorenz de la distribución perfectamente igualitaria. La máxima distancia entre la curva de Lorenz de la distribución \mathbf{x} y la diagonal *OD* se da en el punto p^* , donde la pendiente de la curva de Lorenz es igual a la de *OD*. Pues bien, $DRM = 2[p^* - L_x(p^*)] = 2AP$.

FIGURA 11



4) El coeficiente de Gini

El coeficiente de Gini es el cociente de la media aritmética de los n^2 valores absolutos de las diferencias entre los pares de rentas sobre la cantidad 2μ ; es decir, $G : D^n \rightarrow R$, donde

$$G(\mathbf{x}) = (1/2n^2\mu) \left\{ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j| \right\} .$$

Al tomar en cuenta las diferencias entre cada par de rentas, se evita la concentración en las diferencias solamente respecto de la media. Al mismo tiempo, según Sen (1973), al eludir el procedimiento arbitrario de elevar al cuadrado tales diferencias (como en *CV* o *VL*), este índice constituye tal vez un enfoque más directo a la medición del grado de disparidad de las rentas individuales.

Entre las varias expresiones equivalentes del coeficiente de Gini, recogeremos la siguiente:

$$G(\mathbf{x}) = (n+1/n) - 2[nx_1 + (n-1)x_2 + \dots + 2x_{n-1} + x_n]/n^2\mu$$

donde $X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_n$. Esta fórmula pone claramente de manifiesto que la ponderación que G asigna a cada individuo es una función decreciente de la posición que ocupe en la distribución ordenada de la renta.

La popularidad del coeficiente de Gini se debe también a su interpretación geométrica inmediata a partir del diagrama de Lorenz: es el cociente entre el área comprendida entre la curva de Lorenz y la diagonal que representa la completa igualdad entre todos los individuos (es decir, el área *OPD* en la figura 11), dividida por el área del triángulo *OBD* bajo esa línea.

Por último, merece la pena mencionar otra interpretación alternativa en términos probabilísticos. Supongamos que seleccionamos aleatoriamente dos individuos y expresamos la diferencia entre sus rentas en proporción a la renta media. Pues bien, esa diferencia resultará ser en promedio dos veces el coeficiente de Gini. De forma que $G = 0,4$ significa que la esperanza matemática de la diferencia entre las rentas de dos individuos elegidos aleatoriamente es del 80 % de la renta media.

(B) Desigualdad y teoría de la información

Resumiremos la conexión entre la teoría de la información y la medición de la desigualdad, de acuerdo con la presentación de Cowell (1977).

Uno de los problemas de aquella teoría es la valoración del contenido informativo de la ocurrencia de un suceso determinado entre otros muchos posibles. Numeremos los sucesos posibles por 1, 2, 3..., con probabilidades p_1, p_2, p_3, \dots . Si sabemos que el suceso i ha tenido lugar y la probabilidad de que ocurriera era alta, valoraremos la información con un número real $h(p_i)$ relativamente bajo. Por el contrario, si la probabilidad p_i fuera muy pequeña, la información obtenida es altamente valiosa y asignaremos un número $h(p_i)$ correspondientemente alto. Así, pues, la función $h(\cdot)$ será decreciente con p_i .

En el contexto de la teoría de la probabilidad, si los sucesos j y k son estadísticamente independientes, la probabilidad de que ambos ocurran es $p_j p_k$. Luego, si se desea poder agregar el valor informativo de mensajes relativos a sucesos independientes, es necesario que h tenga la propiedad

$$h(p_j p_k) = h(p_j) + h(p_k)$$

La función que satisface estas dos condiciones es $h(p_i) = -\ln(p_i)$.

Para describir si un sistema complejo consistente en n estados posibles se caracteriza por un orden mayor o menor, se ha recurrido a expresar el contenido informativo medio del sistema por una suma ponderada del valor informativo de los acontecimientos posibles, donde las ponderaciones son las probabilidades de que los sucesos tengan lugar. Tal concepto recibe el nombre de entropía y es igual a

$$E = \sum_i p_i h(p_i) = - \sum_i p_i \ln(p_i)$$

Theil (1967) ha defendido que el concepto de entropía puede ser útil para la medición de la desigualdad. Para ello, basta interpretar los n sucesos posibles como los n individuos de la población, y p_i como la proporción s_i que la renta del individuo i representa en la renta total; es decir, $s_i = x_i/n\mu$.

Dada una distribución de la renta \mathbf{x} , la entropía de la distribución $\mathbf{s} = (s_1, \dots, s_n)$ de participaciones individuales en la renta total será

$$E(\mathbf{s}) = \sum_i s_i h(s_i) = - \sum_i s_i \ln(s_i)$$

Cuanto más cercanas estén las s_i individuales del peso demográfico de cada individuo ($1/n$), mayor será $E(\mathbf{s})$ hasta alcanzar el valor máximo $\ln(n)$ cuando $s_i = 1/n$ para todo i . Por el contrario, si una s_i tiende a 1 mientras que las demás se hacen 0, la entropía tiende a su mínimo valor 0. Luego la entropía de la distribución puede interpretarse como una medida de igualdad. Sustrayendo entonces la entropía de la distribución actual del máximo valor que aquella puede tomar, se obtiene el índice de Theil, $T: D^n \rightarrow R$,

$$\begin{aligned} T(\mathbf{x}) &= - \sum_{i=1}^n (1/n) \ln(1/n) + \sum_{i=1}^n s_i \ln(s_i) = \sum_{i=1}^n s_i [\ln(s_i) - \ln(1/n)] \\ &= (1/n) \sum_{i=1}^n (x_i/\mu) \ln(x_i/\mu) \end{aligned}$$

Consideremos el impacto sobre T de aumentar hasta $s_1 + \Delta$ la proporción de la renta que se asigna a un individuo pobre a costa de disminuir hasta $s_2 - \Delta$ la de un rico. El resultado será

$$\Delta T = -\Delta \ln(s_2/s_1).$$

Como es de esperar, la transferencia resulta en un incremento negativo de T . Pero, además, la reducción en T depende sólo del cociente s_2/s_1 ; en particular, depende de $\ln(s_2/s_1) = \ln(s_2) - \ln(s_1)$, que puede expresarse como $h(s_1) - h(s_2)$. Por tanto, una transferencia marginal desde s_2 a s_1 tendrá el mismo impacto sobre T que una transferencia de la misma magnitud desde s_4 a s_3 , siempre que $h(s_1) - h(s_2) = h(s_3) - h(s_4)$.

Vemos, pues, que la función $h(s)$ puede interpretarse como una medida de «distancia» entre las s_i individuales. Pero no hay razón para que tenga las mismas propiedades que la función $h(p)$ en la teoría de la información. La especificación $h(s) = -\ln(s)$ es sólo un miembro de la clase $h(s) = -(1/c-1)s^{c-1}$ que da lugar a la familia de índices de desigualdad $T_c : D^n \rightarrow R$ definida por

$$T_c(\mathbf{x}) = \begin{cases} (1/n)[1/c(c-1)] \sum_{i=1}^n [(x_i/\mu)^c - 1] & c \neq 0, 1 \\ (1/n) \sum_{i=1}^n (x_i/\mu) \ln(x_i/\mu) & c = 1 \\ (1/n) \sum_{i=1}^n \ln(\mu/x_i) = \ln(\mu/\mu^*) & c = 0. \end{cases}$$

Para $c = 1$ se obtiene el índice de Theil original. Para $c = 0$, estamos en presencia de otro índice sugerido también por Theil,

$$T_0(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n (1/n) [\ln(1/n) - \ln(s_i)],$$

donde las proporciones en la renta total y la importancia demográfica de cada individuo intercambian sus papeles en relación al índice anterior. Finalmente, interesa destacar que cuando $c = 2$, obtenemos

$$T_2(\mathbf{x}) = (1/2)(1/n) \sum_{i=1}^n [(x_i/\mu)^2 - 1] = (1/2)(CV)^2,$$

es decir, la mitad del coeficiente de variación al cuadrado.

(C) Medidas normativas de desigualdad

En 1970, Atkinson arguyó que, tras la utilización de los índices objetivos tradicionales de desigualdad, se ocultaban necesariamente juicios de valor que sería mejor desvelar directamente en términos de una función de bienestar social que incorporara explícitamente las propiedades normativas que se considerasen deseables. De este modo, retomaba la sugerencia formulada por Dalton (1920) cinco décadas antes.

Designemos por $W : D^n \rightarrow R$ la función de bienestar social (FBS de aquí en adelante), que asocia a cada distribución de la renta un número real representativo de las preferencias sociales al respecto. Si recordamos que, dados los precios, cada elemento x_i de un vector \mathbf{x} en D^n constituye simplemente una medida escalar conveniente del conjunto presupuestario del individuo i , será útil interpretar W con Deaton y Muellbauer (1980) como una función que proporciona una agregación ponderada de los conjuntos de oportunidad individuales.

Si denominamos por $\bar{\mathbf{x}}$ la distribución óptima que maximiza el bienestar dado el total de renta disponible $\sum_{i=1}^n x_i$, Dalton propuso medir la desigualdad por

$$D(\mathbf{x}) = 1 - W(\mathbf{x})/W(\bar{\mathbf{x}}); \quad (1)$$

es decir, por el coste relativo en términos de bienestar de soportar la distribución existente en lugar de la distribución óptima $\bar{\mathbf{x}}$. En particular, nos restringiremos a las funciones de bienestar social donde, para cada nivel de renta total, la distribución óptima $\bar{\mathbf{x}}$ corresponde al reparto igualitario en que cada individuo recibe la renta media μ de la distribución original.

Atkinson observó que la expresión (1) no era invariante ante transformaciones monótonas de la función W . En consecuencia, propuso un procedimiento de obtención de índices de desigualdad en el espacio de las rentas. Para ello, es preciso definir el concepto de *renta equivalente* x^* , que es el nivel de renta per cápita que si se asignara a todos los individuos de la población permitiría alcanzar el nivel de bienestar de la distribución actual.

Si designamos por \mathbf{e}_n el vector n -dimensional cuyos elementos son la unidad, x^* vendrá dado implícitamente por

$$W(x^* \mathbf{e}_n) = W(\mathbf{x}). \quad (2)$$

Suponiendo por el momento que la expresión (2) tiene siempre solución, podemos escribir

$$x^* = \Theta(x).$$

Pues bien, de acuerdo con Atkinson (1970), Kolm (1968, 1976) y Sen (1973), el índice normativo de desigualdad, $I_{AKS} : D^n \rightarrow R$, correspondiente a la FBS W , se define por

$$I_{AKS}(x) = 1 - \Theta(x)/\mu(x), \quad (3)$$

donde $\mu(x)$ es la media de la distribución.

Obsérvese que el índice obtenido por lo que denominaremos el procedimiento AKS tiene un significado numérico preciso. La expresión (3) nos da *el porcentaje de la renta total que se podría ahorrar, manteniendo el mismo nivel de bienestar social, si la renta estuviera igualitariamente distribuida*. Así, un valor de $I_{AKS} = 0,15$ significa que podríamos gozar del mismo nivel de bienestar con sólo $1-0,15 = 85$ por ciento de la renta total actual. Alternativamente, el aumento de bienestar que resultaría de una redistribución igualitaria de la renta sería equivalente a un aumento del 15 por ciento de la renta total.

Si la FBS de que partimos es S-cóncava, continua y creciente en todas las rentas, entonces:

- La maximización de W sometida a un nivel dado de renta total conduce a la distribución igualitaria en que cada individuo recibe la renta media.
- La expresión (2) tiene siempre una única solución, de manera que podemos expresar unívocamente la renta equivalente como $x^* = \Theta(x)$.
- El índice I_{AKS} es continuo, varía entre 0 y 1, alcanzando su valor mínimo en el caso del reparto igualitario, y es consistente con el criterio de Lorenz.

Por otra parte, el índice I_{AKS} es una medida relativa de desigualdad si y sólo si W es homotética; esto es, si y sólo si $W(x) \geq W(y)$ implica que $W(\lambda x) \geq W(\lambda y)$ para todo $\lambda > 0$.

Así, pues, para generar índices normativos relativos de interés, basta especificar FBS que sean continuas, S-cóncavas, crecientes y homotéticas. Cuando a estas propiedades añadimos la condición de separabilidad aditiva, $W(x) = \sum_{i=1}^n V(x_i)$, se obtiene necesariamente la FBS

$$W_\alpha(x) = \begin{cases} \left[\sum_{i=1}^n (1/n)(x_i)^{1-\alpha} \right]^{1/(1-\alpha)} & \alpha \geq 0, \alpha \neq 1 \\ \prod_{i=1}^n (x_i)^{1/n} & \alpha = 1. \end{cases} \quad (4)$$

Esta función da lugar, a través del procedimiento AKS, a la familia de índices relativos propuesta por Atkinson

$$A_\alpha(x) = \begin{cases} 1 - \left[\sum_{i=1}^n (1/n)(x_i/\mu)^{1-\alpha} \right]^{1/(1-\alpha)} & \alpha > 0, \alpha \neq 1 \\ 1 - \prod_{i=1}^n (x_i/\mu)^{1/n} & \alpha = 1; \end{cases}$$

La interpretación de esta familia de índices es crucial para nuestro estudio. Si derivamos la expresión (4) respecto de x_i , obtenemos la valoración marginal social de la renta individual:

$$V'(x_i) = x_i^{-\alpha}. \quad (5)$$

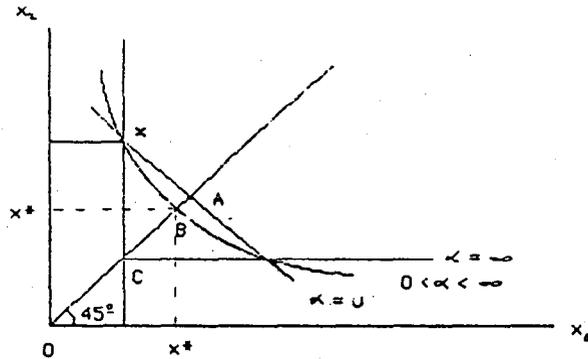
Luego, en primer lugar, el supuesto $\alpha > 0$, que garantiza la concavidad estricta de la función V , implica que, cuanto mayor sea su renta, menor será la importancia que la posición económica de un individuo reciba en el cálculo del bienestar social. Además, la expresión (5) indica que el descenso en el bienestar social que se sigue de un incremento proporcional en la renta de un individuo es el mismo a *todos* los niveles de renta. Así, si la renta de una persona aumenta en un 1 % (de 1.000 a 1.010 pesetas o de 100.000 a 100.100 pesetas), su valoración marginal descende en un α % de su nivel anterior.

En segundo lugar, α se ha interpretado como un parámetro de *aversión a la desigualdad*, ya que a medida que α aumenta se concede más peso a las transferencias en el extremo inferior de la distribución y menos a las transferencias en el extremo superior. En el caso límite en que $\alpha \rightarrow \infty$, obtenemos la FBS de Rawls, que sólo tiene en cuenta las transferencias que afectan al individuo más pobre de la población, mientras que, si α fuera 0, estaríamos en el caso del utilitarismo que ordena las distribuciones con arreglo solamente al nivel de renta total.

Así, como se ilustra en la figura 12, los distintos valores de α van caracterizando la curvatura de las líneas de indiferencia social correspon-

dientes a la distribución x . Cuando $\alpha = 0$, la renta equivalente coincide con la media $\mu(x)$ y la desigualdad medida es nula. En el caso intermedio, el cociente x^*/μ sería igual a OB/OA , y en el caso $\alpha \rightarrow \infty$, que daría la mayor desigualdad, a OC/OA .

FIGURA 12



TERCERA PARTE

UN ANALISIS DE LA POBREZA EN ESPAÑA

El siguiente experimento numérico aclarará definitivamente la cuestión. Consideremos una persona cuatro veces más rica que otra. Si α fuera 0, esto es, si V fuera solamente cóncava, la aversión a la desigualdad implicaría ciertamente que el bienestar social aumentaría tras una redistribución de una unidad monetaria en favor de la persona más pobre. Pero si α es positivo, el bienestar social aumentará incluso si el coste de entregar una unidad monetaria al más pobre exigiera la pérdida de *más* de una unidad por parte del rico. De hecho, en nuestro ejemplo, la sociedad estaría dispuesta a sacrificar 4^α unidades monetarias del rico para garantizar un aumento de una unidad en la renta del pobre. Luego, por ejemplo,

Si $\alpha = 1/2$, la sociedad estaría dispuesta a sacrificar 2 pesetas del rico

Si $\alpha = 1$, la sociedad estaría dispuesta a sacrificar 4 pesetas del rico

Si $\alpha = 2$, la sociedad estaría dispuesta a sacrificar 16 pesetas del rico

—y así sucesivamente— para dar 1 peseta más al pobre.

Por último, es importante destacar que los índices de Theil T_c y los índices de Atkinson A_α son ordinalmente equivalentes para los valores $c = 1 - \alpha$ con $\alpha > 0$.

INTRODUCCION

Como se indicó en la introducción general a este trabajo, nuestro hilo conductor es la estimación de la gravedad de los desequilibrios regionales en España con ayuda de la excelente información microeconómica de la *EPF* de 1980-81. Así, mientras que en la segunda parte hemos concedido gran atención a la desigualdad del gasto per cápita por persona en las comunidades autónomas, en el primer apartado de esta tercera parte se investiga la dimensión autonómica de la pobreza a través de indicadores agregados.

Como en el caso de la medición de la desigualdad, la literatura analítica sobre la pobreza ha examinado una pluralidad de indicadores que satisfacen en distinto grado un conjunto de propiedades deseables cuya revisión se aborda en el apéndice 3. Entre éstas, se cuenta la propiedad cardinal de la descomponibilidad aditiva, crucial para nuestros propósitos, y una serie de propiedades normativas de carácter ordinal que permiten incorporar consideraciones distributivas a la medición de la pobreza agregada.

Tras seleccionar los indicadores que se utilizarán en el caso español, y relegando la información a escala provincial al apéndice 4, en este primer apartado se estudian los tres aspectos empíricos siguientes:

- 1) el impacto de las consideraciones de índole distributiva en la medición de la pobreza;
- 2) la robustez de nuestras conclusiones a la luz de los distintos indicadores estimados; y
- 3) la comparación del reparto de un fondo dado de dinero entre las autonomías en función de alguno de los indicadores descomponibles de pobreza o siguiendo el criterio más habitual que atiende solamente a la media del gasto per cápita dentro de las mismas.

Evidentemente, la dimensión autonómica (o provincial) de la pobreza no agota las perspectivas que se pueden adoptar como guía de la política económica. Por ello, el segundo apartado se dedica a detectar los colectivos más vulnerables al problema cuando se subdivide la población de acuerdo con el carácter urbano o rural del municipio de residencia o según determinadas características demográficas y socioeconómicas del hogar o el sustentador principal.

La identificación de los pobres se realiza desde dos puntos de vista: por un lado, se presenta la distribución de los hogares pobres dentro de cada partición; por otro, se localiza qué grupos están más que proporcionalmente representados entre los pobres en relación a su importancia demográfica.

I. LA DIMENSION REGIONAL DE LA POBREZA EN ESPAÑA

1. La medición de la pobreza a través de indicadores agregados

Aunque el fenómeno de la pobreza requiere idealmente un tratamiento multidimensional, seguiremos la pauta de la gran mayoría de los trabajos existentes que se han concentrado en la estimación de índices unidimensionales.

Siguiendo a Sen (1976), la medición de la pobreza puede dividirse en dos pasos sucesivos: la *identificación* de los pobres, y la *agregación* de la información disponible en una medida escalar representativa de la gravedad del problema en el colectivo de que se trate.

Supongamos que partimos de un conjunto de individuos $N = [1, \dots, n]$, cada uno de los cuales viene caracterizado por un número real x_i representativo de su posición económica. Si designamos por $x = (x_1, \dots, x_n)$ la distribución de las características individuales, y por z una posición económica crítica que denominaremos la *línea de la pobreza*, el conjunto de los pobres $T(\cdot)$ estará formado por aquellos individuos situados por debajo de la línea de la pobreza; es decir,

$$T(x, z) = \{i \in N : x_i < z\} .$$

Así, pues, la cuestión de la identificación de los pobres se reduce a 1) la especificación de la población objeto de estudio, es decir, de lo que entendemos por «individuo»; 2) la elección de la variable que mejor aproxime la «posición económica» de tales individuos; y 3) la determinación del parámetro crucial que hemos denominado «línea de la pobreza».

En la primera parte de este informe se resolvieron los dos primeros aspectos y se decidió estudiar la distribución del gasto per cápita por per-

sona. En cuanto a la línea de la pobreza, de acuerdo con otros estudios (25), se ha fijado en la mitad de la media de la distribución que asigna a cada persona el gasto total per cápita del hogar al que pertenece, que es igual a **110.188 pesetas anuales por persona**. Esta elección implica que **6.269.232 personas** (o el **17 %** de la población) han de ser consideradas como pobres.

Dada una línea de la pobreza z , podemos concebir una *medida agregada de pobreza* como una función real P que asigna a cada distribución x un valor $P(x, z)$, que indica el grado de pobreza que sufre la población de que se trate. Naturalmente, cualquier función $P: R^{n+1} \rightarrow R$ no tiene por qué guardar relación alguna con el fenómeno que se pretende medir. Como se señala en el apéndice 3, junto a la propiedad cardinal de la descomponibilidad aditiva, en la literatura analítica se ha estudiado una serie de propiedades ordinales de carácter normativo que se propone que todo índice de pobreza debería satisfacer. Ahora bien, mientras que determinados indicadores de interés no cumplen las propiedades normativas más exigentes, la serie de axiomas considerada no determina unívocamente un solo indicador.

De hecho, dada la dificultad y la ambigüedad de reducir a un escalar un fenómeno tan complejo como la pobreza, no tiene siquiera sentido confiar en que un examen de las propiedades formales de un conjunto de índices permita concluir cuál de ellos es el indicador adecuado. Por el contrario, lo razonable en la práctica es estimar primero un abanico de medidas relevantes para el problema que nos ocupe y estudiar posteriormente la robustez de las conclusiones que se obtengan.

En nuestro caso, por ejemplo, es extremadamente conveniente que los indicadores que seleccionemos sean aditivamente descomponibles. Como se explica en el apéndice 3, dentro de esta clase estimaremos los siguientes:

- la proporción de pobres en la población

$$H(x; z) = q/n,$$

donde q es el número de pobres entre los n individuos;

- el índice de Hageraars

$$HAG(x; z) = H[(\ln z - \ln \mu_p^*) / \ln z],$$

que es igual a H , corregido en virtud de consideraciones normativas por un factor directamente proporcional a la diferencia (en logaritmos)

(25) Véase, por ejemplo, Atkinson (1975) y Caritas (1985).

entre la línea de la pobreza y la media geométrica del consumo de los pobres; y

- los miembros de la familia de Foster, Greer y Thobcke que designamos por HI , $FGT3$ y $FGT4$, correspondientes a los valores del parámetro α de aversión a la pobreza igual a 2, 3 y 4 en la expresión

$$FGT_\alpha(x; z) = (1/n) \sum_{i=1}^q (g_i/z)^{\alpha-1},$$

donde $g_i = z - x_i$ es el gap individual de pobreza.

2. Presentación de las estimaciones

En la tabla 13 se presentan las estimaciones de los índices citados, ordenando las comunidades autónomas por el índice H cuya interpretación es inmediata. La mera ordenación de las comunidades autónomas según los distintos índices es, sin duda, una cuestión de interés que abordaremos en detalle más adelante. Sin embargo, los valores que éstos alcancen en cada comunidad no son en sí mismos demasiado expresivos. El contenido informativo de esta primera tabla se revela, en cambio, con toda claridad en las dos tablas siguientes.

Como sabemos, cualquier índice aditivamente descomponible puede expresarse como

$$P = \sum_{i=1}^{17} (n^i/n) P^i,$$

donde P^j es el valor del índice en la comunidad autónoma j , y n^j/n es la proporción de la población que reside en esa área geográfica. Así, la contribución porcentual a la pobreza nacional por parte de la comunidad j , que se recoge en la tabla 14, viene dada entonces por el tanto por 100 que la expresión $(n^j/n)P^j$ supone sobre P para cada uno de los cinco indicadores mencionados. Con objeto de apreciar adecuadamente esta información, la última columna de esta tabla incluye la distribución porcentual de la población en las distintas zonas geográficas. Advirtamos también que, en esta ocasión, las comunidades han sido ordenadas según el índice $FGT3$.

Por último, hemos considerado interesante recoger en la tabla 15 la importancia *relativa* de la pobreza en cada una de las autonomías. Para ello, se han obtenido los cocientes entre la contribución porcentual a la pobreza según los distintos índices, y el porcentaje que la población de cada comuni-

dad representa en el total nacional. Es decir, para un indicador *P* y una comunidad *j*:

contribución **relativa** a la pobreza en la comunidad *j*

$$= \frac{[100(n^j/n)P^j]/P}{100(n^j/n)} = P^j/P$$

Así, pues, las regiones cuya contribución a la pobreza global *supera* la importancia de su población en el total nacional (o, lo que es lo mismo, aquellas para las que el valor de un indicador de pobreza esté situado *por encima* del valor que el índice alcanza a escala nacional) tendrán una contribución **relativa** a la pobreza *mayor* que la unidad –y viceversa.

Las tablas 17, 18 y 19, que recogen la información relevante a escala provincial y se corresponden, respectivamente, con las tablas 13, 14 y 15, se presentan en el apéndice 4. Una vez concluida la presentación de nuestras estimaciones, pasamos a valorar los resultados.

TABLA 13
INDICES AGREGADOS DE POBREZA

	H	HAG	HI	FGT3	FGT4
Extremadura	.394 (1)	.0136 (1)	.119 (1)	.0494 (1)	.0239 (1)
La Mancha	.329 (2)	.0109 (2)	.089 (2)	.0344 (3)	.0159 (3)
Andalucía	.288 (3)	.0096 (3)	.082 (3)	.0348 (2)	.0182 (2)
Canarias	.275 (4)	.0083 (4)	.075 (4)	.0280 (4)	.0126 (5)
Galicia	.207 (5)	.0055 (8)	.050 (6)	.0186 (8)	.0084 (8)
Murcia	.196 (6)	.0056 (6)	.050 (7)	.0202 (6)	.0102 (6)
Castilla-León	.193 (7)	.0056 (7)	.050 (8)	.0188 (7)	.0089 (7)
Asturias	.167 (8)	.0066 (5)	.056 (5)	.0257 (5)	.0135 (4)
Valencia	.136 (9)	.0036 (9)	.033 (9)	.0120 (9)	.0053 (9)
Cantabria	.132 (10)	.0032 (10)	.029 (10)	.0105 (10)	.0046 (10)
Aragón	.116 (11)	.0028 (12)	.026 (12)	.0093 (12)	.0042 (11)
Baleares	.107 (12)	.0029 (11)	.027 (11)	.0096 (11)	.0040 (12)
La Rioja	.097 (13)	.0024 (13)	.021 (13)	.0076 (13)	.0038 (13)
Cataluña	.081 (14)	.0022 (14)	.019 (14)	.0074 (14)	.0036 (14)
Madrid	.070 (15)	.0015 (16)	.014 (16)	.0049 (16)	.0023 (16)
País Vasco	.054 (16)	.0010 (17)	.010 (17)	.0030 (17)	.0012 (17)
Navarra	.050 (17)	.0017 (15)	.015 (15)	.0060 (15)	.0029 (15)
Conjunto nacional	.170	.0051	.045	.0177	.0086

TABLA 14
CONTRIBUCION PORCENTUAL A LA POBREZA
TOTAL EN CADA COMUNIDAD AUTONOMA

	H	HAG	HI	FGT3	FGT4	Población
Andalucía	28.96	32.51	31.39	33.66	36.13	17.14
Castilla-La Mancha	8.49	8.58	8.74	8.53	8.08	4.40
Extremadura	6.57	7.59	7.56	7.91	7.86	2.84
Galicia	9.11	8.11	8.37	7.85	7.30	7.50
Castilla-León	7.75	7.48	7.59	7.27	7.02	6.84
Cataluña	7.60	6.87	6.87	6.63	6.65	15.89
Valencia	7.77	6.89	7.15	6.59	6.02	9.75
Canarias	5.90	5.97	6.14	5.76	5.31	3.65
Asturias	2.95	3.93	3.77	4.36	4.70	3.01
Madrid	5.09	3.68	3.81	3.43	3.30	12.45
Murcia	2.92	2.88	2.86	2.89	2.99	2.54
Aragón	2.15	1.76	1.83	1.65	1.52	3.15
País Vasco	1.81	1.14	1.22	0.98	0.82	5.71
Baleares	1.10	1.00	1.05	0.94	0.82	1.64
Cantabria	1.06	0.85	0.89	0.80	0.73	1.36
Navarra	0.40	0.44	0.45	0.46	0.46	1.35
La Rioja	0.39	0.32	0.32	0.29	0.30	0.68
TOTAL	100.02	100.00	100.01	100.00	100.01	100.00

TABLA 15
CONTRIBUCION RELATIVA A LA POBREZA EN
CADA COMUNIDAD AUTONOMA

	HI	Orden	FGT3	Orden	FGT4	Orden	HAG	Orden	H	Orden
Extremadura	2.66	1	2.79	1	2.77	1	2.67	1	2.32	1
Andalucía	1.83	3	1.96	2	2.11	2	1.90	3	1.69	3
Castilla-La Mancha	1.99	2	1.94	3	1.84	3	1.95	2	1.93	2
Canarias	1.68	4	1.58	4	1.45	5	1.64	4	1.62	4
Asturias	1.25	5	1.45	5	1.56	4	1.31	5	0.98	8
Murcia	1.13	6	1.14	6	1.18	6	1.14	6	1.15	6
Castilla-León	1.09	8	1.06	7	1.03	7	1.11	7	1.13	7
Galicia	1.12	7	1.05	8	0.97	8	1.08	8	1.21	5
Valencia	0.73	9	0.68	9	0.62	9	0.71	9	0.80	9
Cantabria	0.65	10	0.59	10	0.53	10	0.63	10	0.78	10
Baleares	0.60	11	0.54	11	0.47	12	0.57	11	0.63	12
Aragón	0.58	12	0.52	12	0.48	11	0.56	12	0.68	11
La Rioja	0.47	13	0.43	13	0.45	13	0.46	13	0.57	13
Cataluña	0.43	14	0.42	14	0.42	14	0.43	14	0.48	14
Navarra	0.33	15	0.34	15	0.34	15	0.33	15	0.30	17
Madrid	0.31	16	0.28	16	0.27	16	0.30	16	0.41	15
País Vasco	0.21	17	0.17	17	0.14	17	0.20	17	0.32	16

3. Análisis de los resultados

(A) El impacto de las consideraciones de índole distributiva

Si recordamos la definición del índice

$$HAG = H[(\ln z - \ln \mu_p^*) / \ln z]$$

y la expresión genérica de la familia Foster, Greer y Thorbecke

$$FGT_\alpha = (1/n) \sum_{i=1}^q (q_i/z)^{\alpha-1}$$

donde el parámetro α puede interpretarse como una medida de aversión a la pobreza, la importancia de la introducción de consideraciones distributivas en la medición de la pobreza puede valorarse comparando las modificaciones que el índice *HAG* introduce respecto de *H*, y examinando las consecuencias de que α varíe de 2 a 4.

Las tablas 13 y 15 sugieren una subdivisión de las autonomías en cuatro bloques caracterizados internamente por valores similares de los distintos indicadores de pobreza.

I) En el primer bloque, *HAG* y *H* ordenan las comunidades autónomas con mayores niveles de pobreza, de la misma manera: Extremadura, La Mancha, Andalucía y Canarias. Sin embargo, como se desprende de la tabla 15, cuando se toma en cuenta la posición de las comunidades en relación con el valor de los indicadores a escala nacional, mientras que La Mancha y Canarias se mantienen estables, Andalucía y Extremadura empeoran su situación considerablemente.

II) En el segundo bloque, tanto en términos absolutos como relativos, el paso de *H* a *HAG* implica que Asturias, que ocupaba el octavo lugar, intercambia su posición con Galicia, que figuraba en quinto lugar, y Murcia y Castilla-León, por ese orden, mantienen sus posiciones en los lugares 6 y 7, respectivamente.

III) El tercer bloque incluye cuatro comunidades situadas por debajo del nivel de pobreza del país en su conjunto. La única modificación entre *H* y *HAG* es la inversión de posiciones entre Aragón y Baleares tras la Comunidad Valenciana y Cantabria.

IV) En el cuarto bloque, que incluye las autonomías con menor nivel de pobreza, la comparación entre *H* y *HAG* registra el empeoramiento de la posición de Navarra respecto de Madrid y el País Vasco.

Por su parte, las implicaciones de una mayor aversión a la pobreza dentro de la familia de indicadores de Foster, Greer y Thorbecke son, en síntesis, las siguientes:

- En cuanto a la ordenación de las comunidades autónomas según los índices *HI*, *FGT3* y *FGT4*, en el primer bloque Andalucía pasa del tercer lugar al segundo; en el segundo, Asturias llega incluso al cuarto lugar, por encima de Canarias; en el tercero, se vuelven a registrar variaciones en la ordenación de Aragón y Baleares; y en el cuarto, Navarra ocupa la posición 15 desde que $\alpha = 2$.
- En cuanto a la contribución *relativa* a la pobreza, los resultados son que Andalucía, Asturias y, en menor grado, Murcia, empeoran sus posiciones a medida que α aumenta; por el contrario, Galicia y Canarias, así como las dos Castillas, la Comunidad Valenciana, Aragón, Baleares y Cantabria, mejoran su posición en relación con el conjunto nacional.

La discusión anterior indica que *la introducción de consideraciones de índole distributiva genera implicaciones significativas*. Las conclusiones más importantes son: 1.º) Andalucía y Extremadura empeoran su situación respecto a La Mancha y Canarias; 2.º) Asturias intercambia su lugar con Galicia; 3.º) la ordenación de Aragón y Baleares es lo único que se altera en el tercer bloque –con resultados ligeramente distintos, según consideremos *HAG* o los miembros de la familia de Foster, Greer y Thorbecke; 4.º) Navarra ha de situarse por encima de Madrid y del País Vasco.

(B) La robustez de la ordenación que proporcionan los indicadores más importantes

En nuestra opinión, las conclusiones anteriores justifican que de aquí en adelante nos concentremos solamente en los indicadores que poseen las propiedades normativas más interesantes: *HAG*, *FGT3* y *FGT4*.

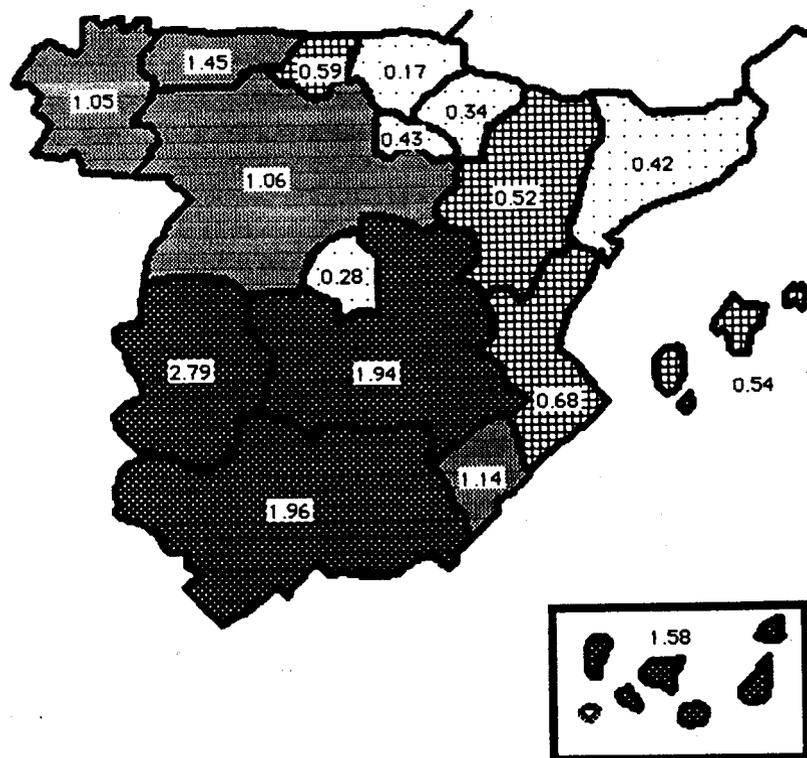
En primer lugar, conviene destacar el hecho altamente satisfactorio de que *la ordenación de las comunidades autónomas que se desprende de la tabla 13 es muy robusta*: por un lado, el orden que proporcionan *FGT3* y *FGT4* es casi idéntico. Las nuevas variaciones son que Asturias pasa del quinto al cuarto lugar, y que Aragón y Baleares intercambian posiciones. Por

otro, las diferencias entre estos dos índices y el *HAG* se reducen esencialmente a que, de acuerdo con este último, Andalucía ocupa la tercera posición en lugar de la segunda.

En segundo lugar, desde el punto de vista cardinal *las posiciones relativas de las comunidades en relación al conjunto nacional conducen también a conclusiones muy similares para los tres indicadores*. Como se advierte en la tabla 15 y se ilustra en la figura 13, trazada de acuerdo con el índice *FGT3*:

FIGURA 13

CONTRIBUCION RELATIVA A LA POBREZA EN CADA COMUNIDAD AUTONOMA SEGUN EL INDICE FGT3



- 1) La contribución porcentual a la pobreza total por parte de Extremadura, Andalucía y Castilla-La Mancha es aproximadamente el doble que su importancia demográfica según *HAG*, *FGT3* y *FGT4*.
- 2) La contribución relativa de Canarias y Asturias se sitúa dentro del

intervalo 1,3-1,7, mientras que la de Castilla-León, Murcia y Galicia está entre 1 y 1,2.

- 3) Tras un vacío considerable, la contribución relativa a la pobreza del tercer bloque de Comunidades –Comunidad Valenciana, Cantabria, Baleares y Aragón– va desde 0,5 a 0,7.
- 4) Finalmente, la contribución porcentual a la pobreza por parte de Cataluña, La Rioja y, sobre todo, Navarra, Madrid y el País Vasco es mucho menor que su peso demográfico en el conjunto nacional.

(C) La relación con el gasto medio

Supongamos que se cuenta con una suma dada de dinero para repartir entre las comunidades autónomas con fines redistributivos en función de la gravedad del problema de la pobreza. Al conjugar el grado de pobreza que cada comunidad sufre –medido por P_j – con su importancia demográfica –medida por n_j/n – la contribución porcentual a la pobreza nacional por parte de cada comunidad proporciona el tanto por 100 que ésta debiera recibir de aquel total.

La información relevante a la hora de seleccionar un criterio concreto figura en la tabla 14. De los tres indicadores más significativos, *FGT3* y *FGT4* ordenan del mismo modo las autonomías, con arreglo a su contribución a la pobreza global. Las diferencias con el índice *HAG* son mínimas: Extremadura y Galicia, por un lado, y Cataluña y la Comunidad Valenciana por otro, invierten sus posiciones.

Ahora bien, el mero orden no es suficiente para decidir qué índice resulta más conveniente para nuestros propósitos. Es necesario tener en cuenta el aspecto cardinal de las distribuciones porcentuales en litigio. A este respecto, la diferencia cuantitativa más importante radica en el mayor peso que Andalucía adquiere de acuerdo con el índice *FGT4*: entre 2,47 y 3,62 puntos porcentuales más, respectivamente, que lo asignado por *FGT3* y *HAG*. Junto a Andalucía, tan sólo Asturias tiene un porcentaje mayor según el *FGT4*. La consecuencia, naturalmente, es la disminución de las asignaciones de otras comunidades; en concreto, se reduciría el porcentaje de las dos Castillas, Galicia, Canarias, Aragón y Madrid.

No es este el lugar para decidir cuál de los tres indicadores sería preferible emplear (26). Nos interesa analizar, sin embargo, las diferencias que

(26) Véase, a este respecto, Ruiz-Castillo y Sebastián (1985).

resultarían entre cualquiera de ellos y la posibilidad de utilizar como criterio la media del gasto per cápita.

En cuanto a la simple ordenación de las regiones de menor a mayor gasto medio y de mayor a menor índice de pobreza, tomando, por ejemplo, la medida *HAG* como punto de referencia, la situación es la siguiente:

	Gasto medio		HAG
Extremadura	149.669	Extremadura	.0136
La Mancha	166.451	La Mancha	.0109
Andalucía	180.183	Andalucía	.0096
Canarias	186.736	Canarias	.0083
Murcia	203.424	Asturias	.0066
Castilla-León	205.344	Murcia	.0056
Galicia	206.577	Castilla-León	.0056
Valencia	221.428	Galicia	.0055
Asturias	231.037	Valencia	.0036
La Rioja	224.905	Cantabria	.0032
Aragón	231.037	Baleares	.0029
Cataluña	246.322	Aragón	.0028
Baleares	246.432	La Rioja	.0024
Cantabria	254.628	Cataluña	.0022
País Vasco	257.957	Navarra	.0017
Navarra	262.191	Madrid	.0015
Madrid	274.249	País Vasco	.0010

En términos del índice *HAG*, los cambios más significativos son el empeoramiento de Asturias y Cantabria, debido a la mala distribución del gasto per cápita por persona entre los pobres de esas comunidades, y la mejora de posiciones de La Rioja por las razones contrarias. Las diferencias, por tanto, no son excesivas.

Sin embargo, la ordenación como tal no proporciona una fórmula de reparto concreta. En el caso de los indicadores de pobreza ya hemos visto que la contribución porcentual a la pobreza global cumple bien este objetivo. Análogamente, si designamos por G^j el gasto medio en la comunidad j y definimos

$$G = \sum_i (n^i/n)(1/G^i)$$

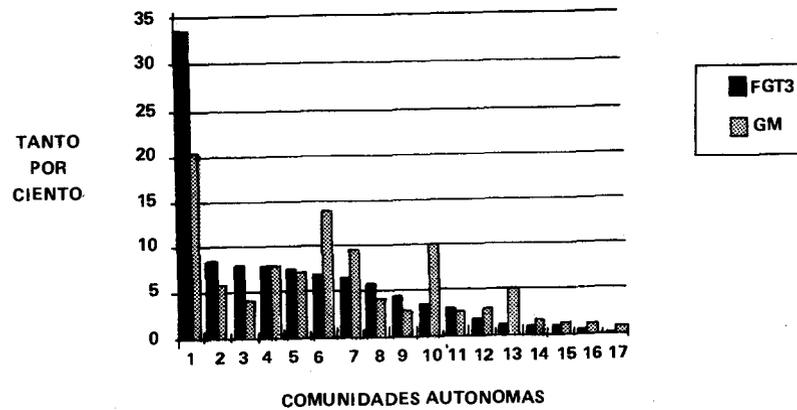
la distribución porcentual de $(n^i/n)(1/G^i)$ sobre G proporciona la fórmula buscada.

Como se observa en el cuadro siguiente y en la figura 14, las diferencias entre las propuestas de reparto basadas en el gasto medio y en los tres indicadores de pobreza es sustancial: mientras que la corrección del peso demográfico introducida por la inversa del gasto medio es de menor cuantía, los indicadores agregados de pobreza coinciden en reflejar una fuerte discrepancia entre las comunidades pobres y ricas. En consecuencia, si se desea distribuir una cantidad dada entre las regiones en función de sus niveles de pobreza, cualquiera de los indicadores seleccionados induce una distribución porcentual que tiene muy poco que ver con la correspondiente a la inversa del gasto medio.

CC.AA.	Población	Gasto medio	HAG	FGT3	FGT4
Andalucía	17.14	20.36	32.51	33.66	36.13
La Mancha	4.40	5.85	8.58	8.53	8.08
Extremadura	2.84	4.06	7.59	7.91	7.86
Galicia	7.50	7.77	8.11	7.85	7.30
Castilla-León	6.84	7.23	7.48	7.27	7.02
Cataluña	15.89	13.80	6.87	6.63	6.65
Valencia	9.75	9.42	6.89	6.59	6.02
Canarias	3.65	4.18	5.97	5.76	5.31
Asturias	3.01	2.90	3.93	4.36	4.70
Madrid	12.45	9.71	3.68	3.43	3.30
Murcia	2.54	2.67	2.88	2.89	2.99
Aragón	3.15	2.92	1.76	1.65	1.52
País Vasco	5.71	4.73	1.14	0.98	0.82
Baleares	1.74	1.51	1.00	0.94	0.82
Cantabria	1.36	1.14	0.85	0.80	0.73
Navarra	1.35	1.10	0.44	0.46	0.46
Rioja	0.68	0.65	0.32	0.29	0.30
TOTAL	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

FIGURA 14

PROPUESTAS DE REPARTO SEGUN EL INDICE DE POBREZA FGT3
Y EL GASTO MEDIO



1= Andalucía 2= Castilla-La Mancha 3= Extremadura 4= Galicia 5= Castilla-León
6= Cataluña 7= Comunidad Valenciana 8= Canarias 9= Asturias 10= Madrid 11= Murcia
12= Aragón 13= País Vasco 14= Baleares 15= Cantabria 16= Navarra 17= La Rioja

II. CARACTERÍSTICAS DE LOS HOGARES MAS VULNERABLES
AL PROBLEMA DE LA POBREZA

En la medida en que el hogar constituye la unidad básica en que los individuos se agrupan para compartir la renta disponible y el consumo, para guiar la política económica parece más adecuado describir la población bajo la línea de la pobreza en términos de hogares que en términos de personas.

Si definimos los hogares pobres como aquellos cuyos miembros sólo disfrutaran de menos de la mitad de la media del gasto per cápita por persona, según la EPF de 1980-81 hemos de clasificar como pobres **1.435.307 hogares**, que representan el **14,41 por 100** del total de 9.960.495.

Para localizar los grupos sociales donde la incidencia de la pobreza es mayor, en la tabla 16 se considera la distribución de los pobres dentro de cada partición de la población, así como la incidencia *relativa* de la pobreza que resulta de dividir el tanto por 100 de los pobres en cada grupo por el tanto por 100 a escala nacional o, lo que es lo mismo, el porcentaje del total de pobres que pertenece a cada grupo entre la importancia demográfica del mismo.

Los rasgos de la población sobre los que disponemos de información son (A) el lugar de residencia; (B) las características demográficas de los hogares; (C) las características socioeconómicas del sustentador principal; y (D) el régimen de tenencia y la calificación legal de la vivienda.

(A) El lugar de residencia

1. En cuanto a la dimensión autonómica de la pobreza, referida ahora a los hogares en lugar de las personas, encontramos que en las comunidades de Extremadura, las dos Castillas, Andalucía, Canarias, Galicia y Murcia, el porcentaje de pobres supera la cifra nacional. En el otro extremo de la

TABLA 16

LA INCIDENCIA DE LA POBREZA EN LOS HOGARES ESPAÑOLES CLASIFICADOS SEGUN DISTINTAS CARACTERISTICAS

(A) El lugar de residencia

Comunidades autónomas	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
Extremadura	34,7	6,9	2,9	2,41
Castilla-La Mancha	29,7	9,4	4,6	2,06
Andalucía	24,9	27,7	16,1	1,73
Canarias	21,5	4,8	3,2	1,49
Galicia	17,5	8,8	7,3	1,21
Castilla-León	17,2	8,7	7,3	1,19
Murcia	16,2	2,8	2,5	1,13
Asturias	14,3	3,2	3,3	0,99
Comunidad Valenciana	11,6	8,1	10,1	0,80
Aragón	11,3	2,7	3,5	0,78
Cantabria	9,4	0,9	1,4	0,65
Baleares	8,9	1,3	2,0	0,62
La Rioja	7,5	0,38	0,72	0,52
Cataluña	6,7	7,6	16,3	0,47
Madrid	5,4	4,6	12,3	0,38
País Vasco	4,6	1,8	5,5	0,32
Navarra	4,1	0,4	1,3	0,28
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

Tamaño del municipio	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
Menos de 2.000 habitantes	24,4	19,1	11,3	1,69
De 2.000 a 10.000	24,3	32,0	19,0	1,68
De 10.000 a 50.000	16,4	23,3	20,6	1,13
Capitales de provincia	8,8	18,1	29,6	0,61
Más de 500.000	5,5	7,5	19,6	0,38
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

Condición de migrante	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
No migrante	14,8	98,1	95,4	1,03
Migrante	6,0	1,9	4,6	0,42
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

(B) Características demográficas

Tamaño del hogar	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
1 miembro	12,5	6,7	7,7	0,87
2 miembros	12,3	18,0	21,1	0,85
3 miembros	10,3	13,3	18,6	0,71
4 miembros	9,8	16,1	23,6	0,68
5 miembros	16,8	17,4	14,9	1,17
6 miembros	23,5	12,6	7,7	1,63
7 ó más miembros	36,3	15,9	6,3	2,52
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

Sexo del sustentador	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
Varón	14,4	86,2	86,4	1,00
Mujer	14,7	13,8	13,6	1,02
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

Edad del sustentador	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
Hasta 24	11,9	2,1	2,5	0,82
25-29	8,4	3,5	6,0	0,58
30-34	10,0	6,6	9,4	0,70
35-39	14,7	10,5	10,3	1,02
40-44	16,7	11,9	10,3	1,16
45-49	15,6	12,8	11,9	1,08
50-54	13,4	10,9	11,8	0,93
55-59	10,8	8,0	10,6	0,75
60-64	12,9	7,0	7,8	0,89
65 ó más años	19,9	26,8	19,4	1,38
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

Tasa de dependencia	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
TDEP = 0	12,2	30,1	35,5	0,85
0 < TDEP < 1	10,7	21,5	29,0	0,74
TDEP = 1	13,8	19,9	20,8	0,96
1 < TDEP < 1,5	22,3	13,7	8,9	1,54
1,5 < TDEP < 2	31,7	8,8	4,0	2,20
TDEP ≥ 2	45,8	6,0	1,9	3,18

Composición familiar	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
Persona sola joven	6,1	1,3	3,1	0,43
Persona sola mayor	16,7	5,4	4,6	1,16
Adulto con menores	14,0	1,0	1,0	0,97
Pareja sola joven	6,1	4,8	11,2	0,43
Pareja sola mayor	20,0	13,0	9,4	1,38
Pareja, 1 menor	7,8	4,9	8,9	0,54
Pareja, 2 menores	9,3	9,0	13,8	0,65
Pareja, 3 menores	19,9	9,6	6,9	1,38
Pareja, 4 ó más menores	35,6	10,3	4,2	2,47
3 adultos	12,3	3,9	4,9	0,86
3 adultos, 1 menor	11,3	3,9	4,9	0,79
3 adultos, 2 menores	14,3	3,8	3,8	0,99
3 adultos, 3 ó más menores	32,9	6,8	3,0	2,29
4 adultos	10,5	4,7	6,5	0,73
4 adultos, 1 menor	14,7	4,1	4,0	1,02
4 adultos, 2 ó más menores	26,6	9,6	5,2	1,02
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

(C) Características socioeconómicas

Nivel educativo del sustentador	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
Analfabeto	37,0	18,8	7,3	2,57
Sin estudios	25,3	43,8	25,0	1,75
Primaria	10,4	34,6	47,7	0,72
Secundaria	2,7	2,4	13,1	0,19
Medios y superiores	0,8	0,4	6,9	0,05
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

Relación del sustentador con la actividad	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
Parado agrícola	48,5	4,7	1,4	3,36
Parado obrero	22,8	6,6	4,2	1,58
Parado clases media y alta	10,2	1,2	1,6	0,70
Agricultor sin asalariados	27,8	11,1	5,7	1,93
Jornalero del campo	36,8	11,5	4,5	2,55
Obrero	10,7	20,7	27,8	0,74
Clase media baja	11,3	5,9	7,5	0,78
Clase media alta	2,4	2,5	15,1	0,17
Clase alta	1,2	0,5	5,9	0,08
No activo	19,5	35,4	26,2	1,35
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

Tasa de perceptores	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
TPERC = 0	18,4	17,1	13,3	1,28
0 < TPERC < 0.5	16,1	12,1	10,9	1,12
TPERC = 0.5	13,4	29,7	32,0	0,93
0.5 < TPERC < 1	14,1	10,8	11,0	0,98
TPERC ≥ 1	13,3	30,3	32,7	0,93

(C) Características de la vivienda

Régimen de tenencia y calificación legal	H	Distribución de los pobres	Distribución de la población	Incidencia relativa
Alquiler pre-64	15,4	4,2	4,0	1,07
Alquiler post-64	16,3	10,0	8,8	1,13
Alquiler protección oficial	12,3	6,6	7,7	0,85
Alquiler no sabe	22,8	3,6	2,3	1,58
Propiedad libre	15,3	43,7	41,0	1,06
Propiedad protección oficial	7,1	10,0	20,5	0,49
Propiedad no sabe	21,3	11,4	7,7	1,48
Otros regimenes	19,1	10,5	7,9	1,33
<i>Conjunto nacional</i>	<i>14,4</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>1,00</i>

distribución, La Rioja, Cataluña, Madrid, el País Vasco y Navarra tienen porcentajes de hogares pobres inferiores a la mitad del porcentaje nacional. En particular, Extremadura tiene un porcentaje de hogares pobres 8,5 veces mayor que el de Navarra.

2. *El fenómeno de la pobreza es, indiscutiblemente, un fenómeno rural*: mientras que los hogares que habitan en los municipios de menos de 10.000 habitantes representan el 30,31 % de la población total, el porcentaje de pobres alcanza el 51,1 %. Por el contrario, en las ciudades de más de 500.000 habitantes, que representan el 19,6 % de la población, sólo encontramos el 7,5 % de los hogares pobres.

3. Es interesante advertir que *entre la población migrante*, constituida por los hogares cuyo sustentador principal en 1980-81 había cambiado de residencia con posterioridad a 1975, *el porcentaje de pobres es sólo del 6 %* cuando el porcentaje del total nacional es del 14,4 %. Parece, por tanto, que una gran mayoría de los que se decidieron a emigrar recientemente consiguen aprovechar las oportunidades económicas disponibles en los lugares de destino de manera que su nivel de consumo supera la línea de la pobreza.

(B) Las características demográficas

1. En términos del gasto per cápita por persona, *los hogares con cinco o más miembros sufren porcentajes de pobreza superiores a la cifra nacional*. Así, cuando nos adentramos en la información sobre la composición familiar, los hogares que tienen como base dos, tres o cuatro adultos padecen una incidencia creciente de la pobreza a medida que se va incorporando un mayor número de menores.

2. Los hogares encabezados por una persona de 35 a 50 años, que son presumiblemente los que alcanzan un mayor tamaño familiar, tienen una incidencia relativa de la pobreza superior a la unidad. Junto a éstos, destacan los hogares encabezados por una persona de 65 ó más años. Así, en los hogares con uno o dos miembros observamos una diferencia sustancial: mientras que los encabezados por una persona de esa edad tienen la misma importancia demográfica que los más jóvenes —representando ambos el 14 % del total, aproximadamente—, los primeros se caracterizan por un porcentaje de pobres del 18,3 % en comparación con los segundos, que tienen el 6,1 %.

3. Consideremos como «dependientes» todas las personas menores de 17 años o de 65 ó más años, y definamos la tasa de dependencia como el cociente entre el número de dependientes y el número de adultos en edad de

trabajar entre 17 y 64 años (27). Como se observa con toda claridad en la tabla 16, *a medida que aumenta la tasa de dependencia aumenta también la incidencia relativa de la pobreza*.

Esto tiene importantes consecuencias para la política económica: en la medida en que los hogares pobres se caracterizan por una proporción elevada de menores o personas retiradas, una política de pleno empleo de las personas en edad de trabajar que no lleve aparejada altas remuneraciones por persona empleada no remediará el problema estructural. A corto plazo cabría pensar en transferencias que beneficiaran directamente a la población que hemos clasificado como dependiente, mientras que a largo plazo habrá que confiar en el descenso voluntario de la natalidad en los hogares con mayor probabilidad de engrosar el conjunto de los pobres.

4. Otro aspecto de la pobreza, de gran trascendencia social, es si las mujeres están más que proporcionalmente representadas bajo la línea de la pobreza. En lo que se refiere a la asignación de recursos en el seno del hogar, la EPF no proporciona información al respecto. Sin embargo, es interesante advertir que *no se aprecian diferencias significativas en la incidencia de la pobreza entre los hogares encabezados por una mujer o por un varón*.

(C) Características socioeconómicas

1. Existe la creencia generalizada de que, cualquiera que sea la definición, los pobres están peor dotados en términos de capital humano. En España, *esta asociación inversa entre el nivel educativo alcanzado por el sustentador principal y el estándar de vida se ve ampliamente confirmada*: mientras que los analfabetos y sin estudios suponen el 32 % de la población, más del 62 % de los pobres pertenecen a estos dos grupos; sin embargo, entre los hogares cuyo sustentador principal accedió a estudios medios o superiores, el porcentaje de pobres ni siquiera alcanza el 1 % frente al 14,4 % de la población en su conjunto.

2. Hemos visto anteriormente que los hogares pobres se caracterizaban por una alta tasa de dependencia. Interesa ahora investigar si este segmento de la población intenta compensar la gran proporción de dependientes a través de altas tasas de actividad. En ese caso deberíamos observar una relación directa entre la tasa de participación en el mercado laboral y el porcentaje de pobres estimado.

(27) Para los hogares donde no existen adultos entre 17 y 65 años, el denominador de la tasa de dependencia viene dado por el número de perceptores de rentas por cualquier concepto.

La versión de la EPF de la que hemos dispuesto no nos permite medir la tasa de participación en el mercado laboral por parte de las personas en edad de trabajar. No obstante, tenemos información sobre el número de perceptores de ingresos por cualquier concepto; así, pues, definimos lo que podríamos denominar la «tasa de perceptores» de un hogar, como el cociente del número de perceptores entre el total de personas de más de 17 años de edad.

Se observará que el porcentaje de pobres es significativamente mayor que el total nacional para aquellos hogares caracterizados por una baja tasa de perceptores. En suma, *la incidencia relativa de la pobreza en España es mayor que la unidad en aquellos hogares que contienen un gran número de menores y personas de edad avanzada en relación al número de adultos en edad de trabajar y, al mismo tiempo, en aquellos otros con pocos perceptores de ingresos entre los adultos mayores de 17 años.*

3. Naturalmente, un asunto de la máxima importancia es el posible nexo entre la pobreza y la relación con la actividad económica del sustentador principal.

En primer lugar, observamos que *entre los que no forman parte de la población activa el porcentaje de pobres es mayor que su importancia demográfica.*

En segundo lugar, para todas las categorías socioeconómicas existe una *asociación clara entre la pobreza y la situación de desempleo del sustentador principal.* Por tanto, desde este punto de vista, una política de pleno empleo tenderá a disminuir la pobreza existente.

En tercer lugar, *entre los ocupados, el problema de la pobreza es mucho más agudo en el sector agrícola que en las demás áreas de actividad.* Así, mientras que más del 22 % de los hogares pobres está encabezado por un jornalero del campo o un empresario agrícola sin asalariados, estas categorías socioeconómicas sólo representan un 10 % de la población total. Sin embargo, el porcentaje de hogares pobres encabezados por un obrero o una persona perteneciente a la clase media baja oscila en torno al 11 % frente al 14,4 % de pobres para la población en su conjunto.

(D) Características de la vivienda

La clasificación de la población de acuerdo con el régimen de tenencia y la calificación legal tiene gran importancia social porque nos permite juzgar el impacto de la política de vivienda desarrollada en nuestro país. Desgraciadamente, en la EPF, como en todas las demás encuestas, es imposible llegar

a una distinción completa en función de la calificación legal de la vivienda. No obstante, la información disponible nos permite obtener las siguientes conclusiones:

1. Dentro del sector de viviendas en arrendamiento no acogidas a la protección oficial, la política de control de alquileres que se inició en España hacia 1920 tiene su razón de ser más importante en el intento de favorecer los intereses de los grupos más débiles de la sociedad. En consecuencia, es relevante distinguir entre los hogares que ocuparon sus viviendas antes o después de la liberalización parcial de alquileres que se produjo en 1964. La información disponible indica que el porcentaje de pobres que ocupa las viviendas pre-64 es mayor que la importancia demográfica de este grupo en el total nacional. Pero desgraciadamente esta misma circunstancia se da con mayor intensidad entre los ocupantes de viviendas post-64. Es decir, *la incidencia de la pobreza en el grupo favorecido por la política que juzgamos es menor que en el grupo que ha de pagar los alquileres determinados libremente en el mercado.*

2. Como es sabido, la actuación más importante del sector público en el sector de la vivienda consiste en un conjunto de incentivos y beneficios que se conoce por el nombre de protección oficial. Pues bien, *desde el punto de vista de la equidad, la política de protección oficial es extraordinariamente regresiva:* según los datos de la EPF, los hogares beneficiarios de esta política suponen el 28 % de la población total; sin embargo, los pobres en este sector representan tan sólo algo más del 16 %.

3. *La mayor concentración relativa de hogares pobres se encuentra entre aquellos habitantes de viviendas en alquiler o en propiedad que desconocen la calificación legal de la vivienda, y entre los ocupantes de viviendas en regímenes de tenencia distintos del arrendamiento o la propiedad.*

A modo de resumen de este apartado, presentamos a continuación los grupos sociales que exhiben mayor o menor incidencia relativa de la pobreza en las distintas particiones de la población:

	Incidencia relativa ¹	Importancia demográfica		Incidencia relativa ¹	Importancia demográfica
Extremadura	2.41	2.86	Navarra	0.28	1.30
La Mancha	2.06	4.55	País Vasco	0.32	5.51
Andalucía	1.73	16.05	Madrid	0.38	12.25
Canarias	1.49	3.20			
Menos de 10.000 hab.	1.68	51.1	Más de 500.000 hab.	0.38	19.56
Hogares de 5 ó más miembros	1.58	28.97	1 ó 2 personas de menos de 65 años	0.43	14.33
1 ó 2 personas de 65 años o más	1.31	13.99	Pareja con 1 menor	0.54	8.93
Analfabetos	2.57	7.33	Est. med. y sup. Enseñ. 2aria.	0.05	6.90
Sin estudios	1.75	24.99		0.19	13.06
Sector agrario	2.34	11.66	Clase alta	0.08	5.92
No activos	1.35	26.22	Clase m. alta	0.17	15.08

APENDICE 3

INDICES AGREGADOS DE POBREZA (28)

1. Propiedades

En la contribución que inició el tratamiento axiomático de la medición de la pobreza, Sen (1976) propuso tres propiedades que cualquier indicador debía satisfacer:

- un axioma sobre el «dominio del índice», que exige que el indicador dependa sólo del consumo de los pobres con independencia del consumo del resto de la población;
- un axioma de «monotonidad» que requiere que la pobreza aumente cuando, *ceteris paribus*, la posición económica de un individuo pobre empeora; y
- un axioma débil sobre «transferencias regresivas», que exige que la pobreza aumente siempre que, *ceteris paribus*, se produzca una transferencia regresiva entre dos pobres y el beneficiario continúe estando por debajo de la línea de la pobreza.

Para expresar formalmente estos axiomas, introduciremos primeramente la siguiente definición.

Pues bien, los tres axiomas descritos pueden enunciarse formalmente de la manera siguiente.

(28) Para una excelente revisión reciente de esta literatura, véase Foster (1984).

Axioma 1 (A1). Si x se obtiene de y por un cambio entre los ricos, entonces $P(x,z) = P(y,z)$.

Axioma 2 (A2). Si x se obtiene de y por una pérdida de posición económica entre los pobres, entonces $P(x,z) > P(y,z)$.

Axioma 3 (A3). Si x se obtiene de y a través de una transferencia regresiva entre los pobres, entonces $P(x,z) > P(y,z)$.

En general, todos los indicadores propuestos en la literatura adoptan también un axioma de simetría que exige que la función P sea invariante ante permutaciones de los individuos que preserven sus posiciones económicas. Formalmente, tenemos:

Axioma 4 (A4). Si x se obtiene de y por una mera permutación de las posiciones económicas de los individuos, entonces $P(x,z) = P(y,z)$.

En presencia de A4, podemos continuar la discusión suponiendo que todas las distribuciones que consideremos están ordenadas de menor a mayor; es decir, $x_1 \leq x_2 \dots \leq x_n$. Entonces, si dados x y z designamos por q el número de pobres en la población, los axiomas de Sen implican la importante condición de que P sea una función estrictamente decreciente y S-convexa en las posiciones económicas de los primeros q individuos en x .

Esta última propiedad pone claramente de manifiesto la preocupación por la desigualdad que se incorpora a la medición de la pobreza cuando se adoptan los axiomas mencionados: dadas dos distribuciones con el mismo número de pobres y la misma renta media entre los pobres, la distribución más desigual exhibirá también mayor pobreza.

Otros axiomas de interés

Es evidente que cualquier indicador que satisfaga los axiomas A1-A4 nos permitirá identificar los subgrupos de la población que son especialmente susceptibles al problema de la pobreza. Pero la mera posibilidad de ordenar, por ejemplo, las distintas comunidades autónomas no es suficiente para nuestros propósitos.

Por un lado, sería imprescindible que la función P cumpliera un axioma, que se puede denominar de «monotonidad subgrupal», según el cual si la pobreza aumenta en una zona geográfica determinada, esta circunstancia debe dar lugar a un aumento del valor del indicador a escala nacional. Por otro, querríamos también que nuestro índice poseyera el grado de cardinali-

dad necesario para indicarnos cuál es la contribución porcentual a la pobreza global atribuible a cada área geográfica individual.

Formalmente, consideremos una partición de la población total N en $j = 1, \dots, m$ zonas geográficas distintas. Designemos por x^j la distribución de las posiciones económicas de los individuos residentes en la zona j , de forma que $x = (x^1, \dots, x^m)$. En términos de esta notación, los dos axiomas que acabamos de comentar pueden expresarse, respectivamente, como sigue.

Axioma 5 (A5). Sean x e y dos distribuciones particionadas en m subgrupos $j = 1, \dots, m$. Si $x^j = y^j$ para todo $j = k$ y $P(x^k, z) > P(y^k, z)$ para el grupo k , entonces $P(x, z) > P(y, z)$.

Axioma 6 (A6). Si x es una distribución particionada en m subgrupos $j = 1, \dots, m$, entonces

$$P(x, z) = \sum_{j=1}^m (n^j/n) P(x^j, z)$$

Obsérvese que el axioma A6 implica el A5. Sin embargo, como veremos posteriormente a través de un ejemplo, el A5 no implica el A6.

Finalmente, consideraremos otra propiedad normativa que se refiere al decrecimiento del impacto de transferencias regresivas dentro del conjunto de los pobres.

Axioma 7 (A7). Dado un índice P y una línea de la pobreza z , denotemos por $\Delta(x_t, x_s)$ el impacto sobre el valor del índice de una transferencia infinitesimal desde el individuo t al s , y supongamos que las rentas de cuatro individuos x_i, x_j, x_k y x_1 guardan la siguiente relación: (i) $x_i < x_j$; (ii) $x_k < x_1$; (iii) $x_i < x_j < x_1 < z$; y (iv) $x_j - x_i = x_1 - x_k$. Diremos que P satisface el principio del decrecimiento de las transferencias regresivas entre los pobres si $\Delta(x_j, x_i) > \Delta(x_1, x_k)$.

2. Algunos indicadores específicos

Una vez expuestos algunos de los axiomas que un buen indicador de pobreza debería poseer, procede pasar revista a los índices empleados con mayor frecuencia en el trabajo empírico. Comenzaremos con las dos medidas tradicionales que venían utilizándose con anterioridad a la contribución decisiva de Sen (1976). La primera consiste simplemente en el cálculo de la proporción de pobres en una población:

$$H(\mathbf{x};z) = q/n.$$

El indicador H satisface los axiomas A1, A4 y A6 –y, por tanto, el A5–, pero viola los axiomas A2, A3 y A7. No cumple, por consiguiente, ninguna de las propiedades normativas deseables. Sin embargo, la sencillez de su estimación, lo inmediato de su interpretación y su extensa tradición empírica aconsejan que lo calculemos también en España.

La segunda medida comienza por la estimación del *gap individual de pobreza*, $g_i(\mathbf{x},z) = z - x_i$ para todo i en $T(\mathbf{x},z)$. La suma G de los *gaps* individuales sobre la población situada por debajo de la línea de la pobreza se denomina *el gap agregado de pobreza*. Entre las varias normalizaciones que aparecen en la literatura, nos concentraremos en la sugerida por Sen que recibe el nombre de *income gap ratio*:

$$I(\mathbf{x};z) = G/qz = 1 - \mu_p(\mathbf{x})/z,$$

donde $\mu_p(\mathbf{x})$ es la media aritmética de los x_i de los pobres.

La medida I satisface los axiomas A1, A2 y A4, pero viola el A3. Así, dadas dos distribuciones \mathbf{x} e \mathbf{y} con $q(\mathbf{x},z) = q(\mathbf{y},z)$ y $\mu_p(\mathbf{x}) = \mu_p(\mathbf{y})$, el índice I dará el mismo nivel de pobreza con independencia del grado de desigualdad entre los pobres en las dos distribuciones. Además, aunque cumple la monotonicidad subgrupal que se enunció en el A5, no posee la propiedad de la descomponibilidad aditiva –lo cual, como anticipamos anteriormente, demuestra que el A5 es necesario pero no suficiente para el A6. Por todas estas razones, I no es un indicador interesante en nuestro contexto.

La primera medida de pobreza que se presentó en la literatura cumpliendo todos los axiomas A1-A4, se debe precisamente a Sen y puede expresarse como sigue:

$$S(\mathbf{x};z) = H[1 + (1 - I)G_p(q/q + 1)],$$

donde G_p es el índice de desigualdad de Gini estimado sobre la restricción de la distribución \mathbf{x} a las posiciones económicas de los pobres.

Como se observará, el índice S combina las medidas bien conocidas H e I con un tercer elemento, la desigualdad de los pobres medida por el índice de Gini. Puede interpretarse también como la media ponderada de los *gaps* individuales g_i , donde las ponderaciones son inversamente proporcionales al lugar que cada uno de los pobres ocupa en la distribución $x_1 \leq x_2 \dots \leq x_q$. El gran inconveniente de la medida S es que ni satisface la monotonicidad subgrupal ni es aditivamente desomponible, por lo que en este trabajo no se realizará su estimación.

Foster, Greer y Thorbecke (1984) han propuesto una familia muy interesante de indicadores de pobreza que satisface los axiomas A5 y A6 para todos los valores enteros y positivos del parámetro α en la expresión

$$FGT_\alpha(\mathbf{x};z) = (1/n) \sum_{i=1}^q (g_i/z)^{\alpha-1}.$$

El parámetro α puede interpretarse como una *medida de aversión a la pobreza*: cuanto mayor sea α , mayor es el peso que se concede a los pobres en peor situación. A medida que α aumenta indefinidamente, FGT_α se aproxima a una medida rawlsiana que presta atención únicamente al más pobre de todos los individuos.

Obsérvese que para $\alpha = 1$ se obtiene la medida H , mientras que para $\alpha = 2$ se obtiene la medida HI , el *gap* agregado de pobreza per cápita expresado en unidades de pobreza, que se ha utilizado en ocasiones en la literatura. Los autores citados prestan especial atención al miembro de la familia correspondiente a $\alpha = 3$, que puede expresarse como sigue:

$$FGT3(\mathbf{x};z) = H[1^2 + (1 - I)^2 C_p^2],$$

donde C_p^2 es el cuadrado del coeficiente de variación entre la población de los pobres, que es una medida tradicional de desigualdad.

Como el índice de Sen, el $FGT3$ combina las medidas tradicionales H e I con un indicador de desigualdad entre los pobres. Tanto $FGT3$ como el miembro de la familia correspondiente a $\alpha = 4$ satisfacen los axiomas A1-A4. Advertiremos, finalmente, que mientras que el $FGT3$ no satisface el axioma A7, $FGT4$ sí lo cumple. En conclusión, estos dos miembros de la familia de Foster, Greer y Thorbecke son candidatos ideales para nuestros propósitos.

Índices de pobreza y funciones de bienestar social

Como Hageraars (1984), entre otros, ha subrayado convincentemente, el enfoque normativo a la medición de la desigualdad utilizando una función de bienestar social es un punto de partida fructífero para la derivación de índices de pobreza. El hecho de que nuestra atención se centre sobre los pobres puede formalizarse adoptando la siguiente FBS :

$$W(\bar{\mathbf{x}}) = (1/n) \sum_{i=1}^n \min\{V(x_i), V(z)\}$$

donde V es la función que proporciona la valoración social de las posiciones económicas individuales, y \bar{x} es la distribución truncada de la variable que represente la posición económica de los individuos, que se define por

$$\bar{x}_i = \begin{cases} x_i & \text{si } x_i < z \\ z & \text{si } x_i \geq z \end{cases}$$

En el caso en que $z < \mu(x)$, la distribución truncada óptima es aquella en que cada individuo recibe precisamente el nivel representativo de la línea de la pobreza. Así, pues, la fórmula general de la familia de medidas de Dalton, aplicadas a la medición de la pobreza, será

$$D_p = 1 - [W(\bar{x})/V(z)] \quad (1)$$

Como en el área de las medidas normativas de desigualdad, para generar miembros de la familia (1) basta especificar la función V . Dentro de este marco general, es posible racionalizar normativamente muchos de los indicadores de pobreza que han aparecido en la literatura (29). Para nuestros propósitos, la novedad es que la especificación sugerida por Hagernaars, $V(x) = \ln x$, conduce al índice de pobreza

$$HAG(x; z) = 1 - (\sum \ln \bar{x}_i / \sum \ln z) = H[(\ln z - \ln \mu_p^*) / \ln z]$$

donde μ_p^* es la media geométrica del subvector de x correspondiente a los pobres. Este índice, que supone una corrección del H tomando en cuenta ciertos aspectos distributivos, satisface los axiomas A1-A7.

En resumen, los índices discutidos en este epígrafe y los axiomas que satisfacen son los siguientes:

Indices	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7
H	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí	No
I	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	No
S	Sí	Sí	Sí	Sí	No	No	No
S	Sí	Sí	Sí	Sí	No	No	No
HI	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No
FGT3	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No
FGT4	Sí						
HAG	Sí						

(29) En particular, la familia de índices debida a Foster, Greer y Thorbecke es un miembro de la clase de Dalton que se obtiene haciendo $V(x) = -z^{\alpha-1} + (z - X)^{\alpha-1}$.

Por consiguiente, *a priori* consideramos interesante estimar para España los índices H , HAG y los miembros de la familia de Foster, Greer y Thorbecke que resultan de hacer el parámetro $\alpha = 2, 3$ ó 4 , es decir, los índices HI , $FGT3$ y $FGT4$, respectivamente.

APENDICE 4

RESULTADOS DE LA ESTIMACION A ESCALA PROVINCIAL

En este apéndice estadístico se ofrece sin comentarios la información disponible a escala provincial.

TABLA 17

**INDICADORES PROVINCIALES DE POBREZA DENTRO DE CADA
COMUNIDAD AUTONOMA**

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4
Comunidad Autónoma de Andalucía					
Huelva	0.346	.0123	0.105	.0457	.0238
Granada	0.337	.0139	0.108	.0531	.0321
Jaén	0.334	.0119	0.102	.0443	.0227
Almería	0.331	.0107	0.092	.0382	.0195
Cádiz	0.296	.0108	0.091	.0399	.0211
Sevilla	0.282	.0084	0.074	.0290	.0137
Córdoba	0.267	.0085	0.071	.0303	.0164
Málaga	0.195	.0050	0.045	.0164	.0073
Comunidad Autónoma de Aragón					
Teruel	0.292	.0081	0.071	.0284	.0143
Zaragoza	0.092	.0019	0.018	.0059	.0024
Huesca	0.082	.0025	0.023	.0085	.0036
Comunidad Autónoma de Asturias					
Oviedo	0.167	.0066	0.056	.0257	.0135

TABLA 17
(Continuación)

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4
Comunidad Autónoma de Baleares					
Baleares	0.107	.0029	0.027	.0096	.0040
Comunidad Autónoma de Canarias					
Las Palmas Santa C. Tenerife	0.303 0.246	.0093 .0073	0.083 0.067	.0315 .0242	.0148 .0101
Comunidad Autónoma de Cantabria					
Santander	0.132	.0032	0.029	.0105	.0046
Comunidad Autónoma de Castilla-León					
Zamora	0.315	.0098	0.089	.0339	.0149
Avila	0.291	.0101	0.088	.0367	.0182
Salamanca	0.275	.0083	0.074	.0281	.0132
Soria	0.200	.0054	0.049	.0182	.0086
León	0.182	.0056	0.048	.0201	.0105
Palencia	0.178	.0050	0.044	.0173	.0084
Burgos	0.152	.0035	0.033	.0100	.0037
Segovia	0.142	.0037	0.034	.0124	.0058
Valladolid	0.097	.0020	0.019	.0057	.0023
Comunidad Autónoma de Castilla-La Mancha					
C. Real	0.408	.0121	0.108	.0427	.0199
Albacete	0.388	.0139	0.121	.0510	.0250
Toledo	0.281	.0081	0.073	.0266	.0118
Cuenca	0.252	.0062	0.058	.0196	.0080
Guadalajara	0.205	.0050	0.046	.0161	.0065
Comunidad Autónoma de Cataluña					
Tarragona	0.189	.0050	0.045	.0171	.0080
Gerona	0.113	.0034	0.031	.0118	.0053
Lérida	0.107	.0021	0.020	.0055	.0017
Barcelona	0.064	.0018	0.015	.0060	.0031
Comunidad Autónoma de Extremadura					
Badajoz	0.458	.0160	0.140	.0579	.0278
Cáceres	0.295	.0099	0.086	.0364	.0179

TABLA 17
(Continuación)

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4
Comunidad Autónoma de Galicia					
Lugo	0.233	.0059	0.054	.0200	.0088
Coruña	0.213	.0055	0.050	.0186	.0086
Pontevedra	0.202	.0058	0.052	.0199	.0094
Orense	0.178	.0044	0.042	.0142	.0055
Comunidad Autónoma de Madrid					
Madrid	0.070	.0015	0.014	.0049	.0023
Comunidad Autónoma de Murcia					
Murcia	0.196	.0058	0.050	.0202	.0102
Comunidad Autónoma de Navarra					
Navarra	0.050	.0017	0.015	.0060	.0029
Comunidad Autónoma del País Vasco					
Guipúzcoa	0.056	.0014	0.013	.0049	.0024
Vizcaya	0.053	.0007	0.007	.0018	.0006
Alava	0.052	.0012	0.012	.0035	.0012
Comunidad Autónoma de La Rioja					
La Rioja	0.097	.0024	0.021	.0076	.0038
Comunidad Autónoma de Valencia					
Valencia	0.146	.0038	0.035	.0130	.0059
Alicante	0.128	.0037	0.034	.0121	.0051
Castellón	0.103	.0022	0.020	.0067	.0028

TABLA 18
CONTRIBUCION PORCENTUAL A LA POBREZA TOTAL EN CADA
COMUNIDAD AUTÓNOMA: DETALLE PROVINCIAL

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4	Población
Comunidad Autónoma de Andalucía						
Sevilla	6.53	6.53	6.58	6.44	6.25	3.94
Granada	3.99	5.50	4.86	6.04	7.49	2.01
Cádiz	4.52	5.53	5.30	5.85	6.35	2.60
Jaén	3.36	4.02	3.91	4.27	4.51	1.71
Córdoba	3.01	3.22	3.06	3.28	3.65	1.92
Huelva	2.28	2.72	2.63	2.89	3.09	1.12
Málaga	3.14	2.67	2.77	2.53	2.31	2.74
Almería	2.14	2.32	2.27	2.36	2.48	1.10
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>28.97</i>	<i>32.51</i>	<i>31.38</i>	<i>33.66</i>	<i>36.13</i>	<i>17.14</i>
Comunidad Autónoma de Aragón						
Zaragoza	1.18	0.83	0.89	0.72	0.61	2.19
Teruel	0.71	0.66	0.65	0.66	0.68	0.41
Huesca	0.27	0.28	0.29	0.26	0.23	0.55
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>2.16</i>	<i>1.77</i>	<i>1.83</i>	<i>1.64</i>	<i>1.52</i>	<i>3.15</i>
Comunidad Autónoma de Asturias						
Oviedo	2.95	3.93	3.77	4.36	4.70	3.01
Comunidad Autónoma de Baleares						
Baleares	1.10	1.00	1.05	0.94	0.82	1.74
Comunidad Autónoma de Canarias						
Las Palmas	3.36	3.46	3.51	3.36	3.25	1.89
Santa C. Tenerife	2.53	2.51	2.63	2.40	2.05	1.76
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>5.89</i>	<i>5.97</i>	<i>6.14</i>	<i>5.76</i>	<i>5.30</i>	<i>3.65</i>
Comunidad Autónoma de Cantabria						
Santander	1.06	0.85	0.89	0.80	0.73	1.36

TABLA 18
(Continuación)

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4	Población
Comunidad Autónoma de Castilla-León						
Valladolid	0.72	0.49	0.53	0.41	0.34	1.26
León	1.49	1.55	1.50	1.58	1.70	1.39
Salamanca	1.56	1.57	1.59	1.52	1.47	0.96
Zamora	1.13	1.18	1.21	1.16	1.05	0.61
Ávila	0.84	0.98	0.96	1.02	1.03	0.49
Burgos	0.86	0.66	0.73	0.55	0.41	0.97
Palencia	0.52	0.48	0.48	0.48	0.48	0.49
Segovia	0.33	0.29	0.30	0.28	0.26	0.40
Soria	0.31	0.29	0.29	0.28	0.27	0.27
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>7.76</i>	<i>7.49</i>	<i>7.59</i>	<i>7.28</i>	<i>7.01</i>	<i>6.84</i>
Comunidad Autónoma de Castilla-La Mancha						
C. Real	3.03	3.02	3.07	3.04	2.91	1.27
Albacete	2.05	2.46	2.44	2.59	2.60	0.90
Toledo	2.09	2.01	2.08	1.91	1.74	1.27
Cuenca	0.86	0.71	0.76	0.64	0.54	0.58
Guadalajara	0.46	0.37	0.40	0.35	0.29	0.38
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>8.49</i>	<i>8.57</i>	<i>8.75</i>	<i>8.53</i>	<i>8.08</i>	<i>4.40</i>
Comunidad Autónoma de Cataluña						
Barcelona	4.65	4.29	4.20	4.19	4.43	12.33
Tarragona	1.52	1.36	1.38	1.32	1.28	1.37
Gerona	0.83	0.84	0.86	0.83	0.76	1.25
Lérida	0.59	0.38	0.43	0.29	0.18	0.95
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>7.59</i>	<i>6.87</i>	<i>6.87</i>	<i>6.63</i>	<i>6.65</i>	<i>15.90</i>
Comunidad Autónoma de Extremadura						
Badajoz	4.63	5.42	5.40	5.62	5.55	1.72
Cáceres	1.94	2.17	2.15	2.29	2.31	1.12
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>6.57</i>	<i>7.59</i>	<i>7.55</i>	<i>7.91</i>	<i>7.86</i>	<i>2.84</i>

TABLA 18
(Continuación)

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4	Población
Comunidad Autónoma de Galicia						
Coruña	3.64	3.17	3.27	3.07	2.91	2.92
Pontevedra	2.78	2.68	2.72	2.64	2.56	2.35
Lugo	1.48	1.25	1.30	1.22	1.10	1.08
Orense	1.21	1.01	1.07	0.92	0.74	1.15
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>9.11</i>	<i>8.11</i>	<i>8.36</i>	<i>7.85</i>	<i>7.31</i>	<i>7.50</i>
Comunidad Autónoma de Madrid						
Madrid	5.09	3.68	3.81	3.43	3.30	12.45
Comunidad Autónoma de Murcia						
Murcia	2.92	2.88	2.86	2.89	2.99	2.54
Comunidad Autónoma de Navarra						
Navarra	0.40	0.44	0.45	0.46	0.46	1.35
Comunidad Autónoma del País Vasco						
Guipúzcoa	0.61	0.52	0.52	0.51	0.51	1.85
Vizcaya	0.99	0.46	0.52	0.33	0.21	3.18
Alava	0.21	0.16	0.18	0.14	0.10	0.68
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>1.81</i>	<i>1.14</i>	<i>1.22</i>	<i>0.98</i>	<i>0.82</i>	<i>5.71</i>
Comunidad Autónoma de Rioja						
Rioja	0.39	0.32	0.32	0.29	0.30	0.68
Comunidad Autónoma de Valencia						
Valencia	4.76	4.18	4.30	4.05	3.81	5.54
Alicante	2.31	2.22	2.33	2.10	1.83	3.07
Castellón	0.70	0.49	0.52	0.43	0.38	1.15
<i>Comunidad Autónoma</i>	<i>7.77</i>	<i>6.89</i>	<i>7.15</i>	<i>6.58</i>	<i>6.02</i>	<i>9.76</i>

TABLA 19
CONTRIBUCION RELATIVA A LA POBREZA TOTAL EN CADA
COMUNIDAD AUTÓNOMA: DETALLE PROVINCIAL

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4
Comunidad Autónoma de Andalucía					
Granada	1.98	2.73	2.41	3.00	3.72
Huelva	2.03	2.43	2.35	2.58	2.75
Jaén	1.96	2.35	2.29	2.50	2.63
Cádiz	1.74	2.13	2.04	2.25	2.44
Almería	1.94	2.11	2.07	2.15	2.26
Córdoba	1.57	1.68	1.60	1.71	1.90
Sevilla	1.66	1.66	1.67	1.63	1.59
Málaga	1.15	0.98	1.01	0.92	0.84
Comunidad Autónoma de Aragón					
Teruel	1.71	1.59	1.59	1.60	1.66
Huesca	0.48	0.50	0.53	0.48	0.41
Zaragoza	0.54	0.38	0.41	0.33	0.28
Comunidad Autónoma de Asturias					
Oviedo	0.98	1.31	1.25	1.45	1.56
Comunidad Autónoma de Baleares					
Baleares	0.63	0.57	0.60	0.54	0.47
Comunidad Autónoma de Canarias					
Las Palmas	1.78	1.83	1.85	1.78	1.72
Santa C. Tenerife	1.44	1.43	1.50	1.37	1.17
Comunidad Autónoma de Cantabria					
Santander	0.78	0.63	0.65	0.59	0.53
Comunidad Autónoma de Castilla-León					
Ávila	1.71	1.99	1.96	2.07	2.11
Zamora	1.85	1.93	1.99	1.91	1.73
Salamanca	1.62	1.63	1.65	1.58	1.53
León	1.07	1.11	1.07	1.13	1.22
Soria	1.17	1.07	1.10	1.03	1.00
Palencia	1.04	0.98	0.98	0.97	0.98
Segovia	0.84	0.73	0.75	0.70	0.67
Burgos	0.89	0.68	0.75	0.56	0.43
Valladolid	0.57	0.39	0.42	0.32	0.27

TABLA 19
(Continuación)

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4
Comunidad Autónoma de Castilla-La Mancha					
Albacete	2.28	2.73	2.70	2.88	2.89
C. Real	2.39	2.39	2.42	2.41	2.30
Toledo	1.65	1.59	1.64	1.50	1.37
Cuenca	1.48	1.23	1.30	1.11	0.93
Guadalajara	1.20	0.98	1.04	0.91	0.76
Comunidad Autónoma de Cataluña					
Tarragona	1.11	0.99	1.01	0.96	0.93
Gerona	0.67	0.67	0.69	0.67	0.61
Barcelona	0.38	0.35	0.34	0.34	0.36
Lérida	0.63	0.40	0.46	0.31	0.19
Comunidad Autónoma de Extremadura					
Badajoz	2.69	3.15	3.14	3.26	3.22
Cáceres	1.74	1.95	1.93	2.05	2.07
Comunidad Autónoma de Galicia					
Lugo	1.37	1.16	1.20	1.13	1.02
Pontevedra	1.18	1.14	1.16	1.12	1.09
Coruña	1.25	1.09	1.12	1.05	1.00
Orense	1.05	0.87	0.93	0.80	0.64
Comunidad Autónoma de Madrid					
Madrid	0.41	0.30	0.31	0.28	0.27
Comunidad Autónoma de Murcia					
Murcia	1.15	1.14	1.13	1.14	1.18
Comunidad Autónoma de Navarra					
Navarra	0.30	0.33	0.33	0.34	0.34

TABLA 19
(Continuación)

Provincia	H	HAG	HI	FGT3	FGT4
Comunidad Autónoma del País Vasco					
Guipúzcoa	0.33	0.28	0.28	0.28	0.28
Alava	0.31	0.24	0.27	0.20	0.14
Vizcaya	0.31	0.14	0.16	0.10	0.07
Comunidad Autónoma de La Rioja					
La Rioja	0.57	0.46	0.47	0.43	0.45
Comunidad Autónoma de Valencia					
Valencia	0.86	0.76	0.78	0.73	0.69
Alicante	0.75	0.72	0.76	0.69	0.60
Castellón	0.60	0.42	0.45	0.38	0.33

CONCLUSIONES

I. MOTIVACION DEL ESTUDIO

1. En virtud de consideraciones teóricas, la comparación de dos situaciones desde el punto de vista social no puede ignorar los efectos distributivos apelando solamente a los cambios observados en magnitudes agregadas como la Renta Nacional o la suma de las variaciones individuales compensadas o equivalentes. Por razones posiblemente independientes, en el terreno descriptivo el crecimiento económico ha dejado de ser la única variable de interés para los especialistas en Economía del Desarrollo. En la actualidad, tanto en los países desarrollados como en los subdesarrollados, se multiplican los estudios empíricos donde las estimaciones del Producto Nacional Bruto, la Renta Nacional o el Consumo total se completan con información sobre aspectos distributivos como el grado de desigualdad o la incidencia de la pobreza que se consideran imprescindibles para valorar los resultados del proceso económico o el impacto de políticas económicas específicas.

2. En línea con los desarrollos citados, el objetivo central de este trabajo es contribuir al conocimiento empírico de la desigualdad y la pobreza en España a través de indicadores agregados, utilizando la información microeconómica contenida en la Encuesta de Presupuestos Familiares realizada por el INE en 1980-81 que proporciona la mejor información disponible sobre el nivel de vida de la población española.

II. PROBLEMAS CONCEPTUALES

La medición de la desigualdad y la pobreza está plagada de problemas conceptuales sobre los que es preciso manifestarse antes de proceder al análisis empírico propiamente dicho.

1. En el caso más extensamente estudiado por la literatura analítica y empírica, el objetivo de los índices agregados es proporcionar una represen-

tación escalar de la desigualdad o la pobreza que exhibe la distribución de una variable unidimensional para una población de tamaño dado.

Desde el punto de vista teórico puede defenderse que, idealmente, estamos interesados en la distribución del bienestar individual, que no es directamente medible. Aunque variables observables como la renta o el gasto constituyen un buen indicador de la utilidad individual bajo supuestos muy débiles, existen dificultades de orden fundamental que dan al traste con la creencia de que la desigualdad, digamos, de la renta, es un buen indicador de la desigualdad en el bienestar económico, en el sentido de que, si una medida redistributiva consigue reducir la desigualdad observada de la renta, podemos estar seguros de que ha disminuido también la desigualdad de la utilidad indirecta de los individuos que la ostentan.

Sin embargo, en nuestra opinión, no hay inconveniente en circunscribirse al estudio descriptivo de la desigualdad o la pobreza en términos de determinadas magnitudes observables que, al reflejar la dimensión de los conjuntos presupuestarios, aproximen adecuadamente lo que podemos denominar la posición económica de los individuos. La validez de esta postura depende de cómo se garantice en la práctica la comparabilidad de las posiciones objetivas individuales teniendo en cuenta las diferencias en el tamaño y la composición de las unidades de consumo en que estos se agrupan.

La medición de la desigualdad

2. Entre las medidas específicas de desigualdad, cabe distinguir: *a)* los índices objetivos tradicionales que pretenden estimar el grado de concentración de la distribución de que se trate; *b)* la familia de índices de Theil que tiene su origen en conceptos propios de la teoría de la información; y *c)* los índices normativos que miden la desigualdad por el coste en términos monetarios de la pérdida en bienestar potencial que esta ocasiona, de acuerdo con una función de bienestar social que se postula explícitamente al comienzo del análisis.

Existe acuerdo general en que la desigualdad es una noción valorativa que, junto a su significado puramente descriptivo, incorpora necesariamente aspectos normativos basados, en última instancia, en juicios de valor sobre lo que entendamos por equidad. El problema que se ha debatido en la literatura es si la identificación entre mayor desigualdad y menor bienestar social propia del enfoque moderno, al yuxtaponer conceptos igualmente primitivos, no genera dificultades insalvables que invaliden la utilización de los índices normativos.

En nuestra opinión, los trabajos de Blackorby y Donaldson (1978) ponen de manifiesto la posibilidad de establecer un nexo satisfactorio entre funciones de bienestar social y medidas de desigualdad en los casos empíricamente relevantes. En particular, el procedimiento de estos autores permite inducir las funciones de bienestar social que racionalizan los índices objetivos más utilizados en la práctica. En este sentido, las dificultades de la simbiosis entre aspectos normativos y descriptivos afecta por igual tanto a los índices normativos como a los objetivos.

3. Buena parte de la literatura aparecida a comienzos de los años 70 se dedicó a clarificar la naturaleza de la ordenación parcial inducida por el criterio de dominación de Lorenz. En el caso más sencillo en que se comparan dos distribuciones con la misma renta media y la misma población, los resultados más importantes son que una distribución x es preferible, de acuerdo con el criterio de Lorenz, a otra distribución y , si y sólo si *i)* y puede obtenerse a partir de x por medio de una secuencia finita de transferencias regresivas; y *ii)* x es preferible a y por todas las funciones de bienestar social que sean simétricas y exhiban preferencia por la igualdad. En particular, la condición necesaria más débil para que una función de bienestar social (o un índice de desigualdad) sea consistente con el criterio de Lorenz es que ésta sea S-cóncava (S-convexo).

La generalización de estos resultados al caso en que las dos distribuciones se refieran a poblaciones de distinto tamaño sólo exige aceptar un axioma adicional que requiere que el bienestar medio sea invariante ante replicaciones de la población. Ahora bien, cuando las dos distribuciones tienen distinta renta media, el valor normativo del criterio de Lorenz queda en suspenso, pues no todo el mundo aceptará que la desigualdad sea invariante ante cambios equiproporcionales de las rentas individuales. No obstante, siguiendo la práctica generalizada en el trabajo empírico en otros países, optaremos por utilizar índices relativos que permiten concentrarse en el perfil de la distribución con independencia de la media.

4. Dado que fuera del ámbito de aplicación del criterio de Lorenz distintos indicadores pueden dar lugar a ordenaciones contradictorias, se ha sugerido que abandonemos la pretensión de obtener una ordenación completa de todas las distribuciones concebibles.

En nuestra opinión, la aspiración de ordenar todas las distribuciones de interés es irrenunciable en el trabajo empírico. Así, en lugar de concluir que las discrepancias que se puedan producir son arbitrarias y que debemos limitarnos a las zonas de acuerdo, pensamos que es razonable juzgar los resultados que se obtengan a tenor de las propiedades diferenciales de los índices utilizados. Junto a la S-convexidad que garantiza la consistencia con

el criterio de Lorenz, consideramos importante dar entrada a otras propiedades normativas de carácter ordinal que se refieren a la sensibilidad ante transferencias en distintos tramos de la distribución, y al tratamiento de los individuos a distintos niveles de desigualdad manteniendo la renta total constante.

5. Por último, condicionaremos el grado de cardinalidad admisible a la cuestión concreta que se desee investigar. Tomemos el caso de las comunidades autónomas en el contexto español. Si queremos solamente ordenarlas de mayor a menor desigualdad, utilizaremos índices relativos que proporcionen una ordenación completa de todas las distribuciones posibles. Pero si pretendemos deslindar la contribución a la desigualdad que se origina *dentro* de cada comunidad autónoma de la contribución debida a la diferencia *entre* las mismas, será imprescindible utilizar medidas que posean la propiedad cardinal de la descomponibilidad aditiva.

La medición de la pobreza

6. Dada la distribución de la variable relevante, la estimación de la pobreza a través de índices agregados comienza con la determinación de la línea de la pobreza que permite identificar los individuos considerados como pobres. En un segundo paso, la información disponible sobre los pobres se resume por medio de un escalar representativo de la gravedad del problema.

Inicialmente, se utilizaba simplemente la proporción de individuos bajo la línea de la pobreza. Posteriormente, se persiguió que los índices de pobreza fueran sensibles también a las distancias entre las posiciones económicas de los pobres y la línea de la pobreza. Finalmente, en el enfoque moderno se incorporó el grado de desigualdad entre los pobres.

Como en el caso de la desigualdad, para seleccionar los indicadores de interés tenemos en cuenta dos tipos de propiedades: 1) propiedades normativas de carácter ordinal; y 2) la propiedad cardinal que permite atribuir a cada subgrupo de la población la contribución porcentual a la pobreza global.

7. Junto al estudio de la pobreza en su dimensión autonómica a través de indicadores agregados, cabe investigar también qué grupos sociales son más vulnerables al problema de la pobreza en función de un amplio vector de características geográficas, demográficas y socioeconómicas.

III. RESULTADOS EMPIRICOS

(A) La distribución objeto de estudio

1. La primera decisión a tomar se refiere a la variable observable que mejor aproxime la posición económica del hogar, que constituye la unidad perceptora de ingresos o generadora de gastos más conveniente. Por razones conceptuales y de fiabilidad de la información disponible, elegimos el gasto total frente a los ingresos del hogar, neto de las adquisiciones de los duraderos más importantes.

Así, pues, recogemos esencialmente el consumo corriente de bienes y servicios privados, excluyendo una serie de dimensiones importantes como son la valoración del ocio, el papel de los activos, la capacidad diferencial de prestar y tomar prestado en condiciones financieras favorables, o la incidencia del sector público a través del sistema impositivo y por la vía del gasto.

2. En ausencia de estimaciones bien contrastadas de escalas de equivalencia para la población española que tomen en cuenta tanto las posibles economías de escala en el consumo asociadas al tamaño del hogar, como las diferencias de necesidad de los distintos hogares en función de la edad y el sexo de los miembros que lo componen, garantizaremos la comparabilidad de los hogares de distinta dimensión a través del gasto per cápita.

Como desde el punto de vista social estamos interesados, en última instancia, en el nivel de vida de las personas individuales independientemente de las unidades familiares o de consumo en las que decidan integrarse, en este trabajo nos concentramos en la distribución en que a cada una de las 36.877.833 personas de la población se le asigna el gasto per cápita del hogar al que pertenece.

3. Las consecuencias de adoptar una u otra distribución son considerables:

- 1) La curva de Lorenz de la distribución del gasto per cápita por hogar domina a la del gasto per cápita por persona, y esta a su vez domina a la del gasto total por hogar.
- 2) En lo que a la pobreza se refiere, mientras que en las dos primeras decilas de la distribución del gasto total por hogar abundan los hogares unipersonales o de dos miembros, en la del gasto per cápita por persona los hogares de seis o más miembros están representados mucho más que proporcionalmente.

- 3) La consideración del gasto per cápita se justifica también porque aminora considerablemente las distorsiones debidas a los efectos del ciclo vital.
- 4) En general, cualquiera que sea la partición de la población que se considere, el rango de variación entre el máximo y el mínimo valor del gasto medio per cápita por persona es menor que el del gasto total medio por hogar.

(B) La desigualdad en España

1. Una vez establecidas las propiedades que cada uno de ellos satisface, se han estimado para las comunidades autónomas los siguientes índices relativos de desigualdad: el coeficiente de Gini, la varianza de los logaritmos, el cuadrado del coeficiente de variación, los dos índices originalmente propuestos por Theil, y cuatro miembros de la familia de índices normativos de Atkinson para distintos valores del parámetro de aversión a la desigualdad.

La comparación de la ordenación de las comunidades autónomas que estos índices proporciona revela dos conclusiones importantes que corroboran los resultados empíricos obtenidos por Atkinson:

- 1.º) El índice de Gini ordena las comunidades del mismo modo que el índice de Atkinson para el menor valor del parámetro de aversión a la desigualdad que hemos calculado.
- 2.º) A pesar de que la varianza de los logaritmos no cumple ninguna de las propiedades normativas estudiadas debido al impacto de las transferencias regresivas en el extremo superior de la distribución, empíricamente se comporta como un índice normativo con excelentes propiedades a altos niveles de aversión a la desigualdad.

2. Para apreciar las alteraciones que se producen a medida que varía el grado de aversión a la desigualdad, en las dos primeras columnas del cuadro siguiente se han reproducido los índices de Atkinson para los valores de α igual a 1 y a 2. La interpretación de las estimaciones para Andalucía, por ejemplo, es que, cuando $\alpha = 1$, esta comunidad podría alcanzar el mismo nivel de bienestar que actualmente con sólo el $1-0,164 = 83,6\%$ de su gasto total si éste estuviera igualmente distribuido, o con el $1-0,132 = 68,8\%$ cuando $\alpha = 2$.

Las columnas 3 y 4 recogen las contribución porcentual a la desigualdad global por parte de cada comunidad, de acuerdo con los índices descomponi-

bles T_0 de Theil y la varianza de los logaritmos, respectivamente. Las columnas 5 y 6 indican en qué medida una comunidad dada contribuye a la desigualdad global en proporción a lo que cabría esperar de su peso demográfico. Así, por ejemplo, los valores para Andalucía revelan que esa comunidad contribuye un 15 ó un 18 % más de lo que le correspondería en función de su importancia demográfica.

	Índice de Atkinson		Contribución porcentual		Incidencia relativa	
	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	T_0	VL	T_0	VL
Andalucía	.164	.312	18.23	18.44	1.15	1.18
Canarias	.160	.289	3.80	3.64	1.13	1.10
Cantabria	.157	.289	1.39	1.37	1.11	1.11
Asturias	.155	.308	3.01	3.24	1.08	1.19
Galicia	.154	.279	7.46	7.21	1.08	1.06
Baleares	.152	.271	1.71	1.60	1.06	1.01
Extremadura	.150	.272	2.74	2.64	1.05	1.02
Castilla-León	.147	.276	6.49	6.42	1.03	1.03
Murcia	.146	.277	2.38	2.39	1.02	1.04
Madrid	.145	.263	11.62	11.16	1.01	0.99
La Mancha	.145	.265	4.10	3.98	1.01	0.99
Valencia	.141	.258	8.84	8.54	0.98	0.96
Aragón	.127	.239	2.54	2.52	0.88	0.88
Cataluña	.123	.239	12.42	12.44	0.85	0.86
Navarra	.117	.227	1.00	1.01	0.81	0.83
País Vasco	.111	.205	4.00	3.83	0.76	0.74
La Rioja	.110	.214	0.47	0.48	0.75	0.77
<i>Conjunto nacional</i>	.156	.291				

3. Cuando se subdivide la población con arreglo a otros criterios, los subgrupos que exhiben mayor o menor desigualdad son los siguientes:

- a) los municipios rurales, frente a los urbanos;
- b) los hogares de 1 ó 2 miembros, frente a los de 4 miembros;
- c) los hogares encabezados por una persona de edad avanzada o muy joven, frente a los de 45-49 años;
- d) los hogares cuyo sustentador principal es analfabeto o sin estudios, frente a los de estudios superiores; y
- e) los hogares encabezados por una persona no activa o jornalero del campo, frente a los de clase media alta.

4. Las diferencias *entre* los subgrupos de cada partición explican porcentajes distintos de la desigualdad global. El factor más importante lo constituye el nivel educativo, que se sitúa en torno al 22 %, seguido del tamaño del hogar con algo más del 10 %. Por el contrario, las diferencias interregionales explican tan sólo el 8 % aproximadamente de la desigualdad total, un porcentaje similar al que se atribuye a las diferencias en el tamaño del municipio.

En todo caso, la desigualdad del conjunto nacional se debe esencialmente a la desigualdad existente *dentro* de los subgrupos en que se divide la población.

(C) La medición de la pobreza

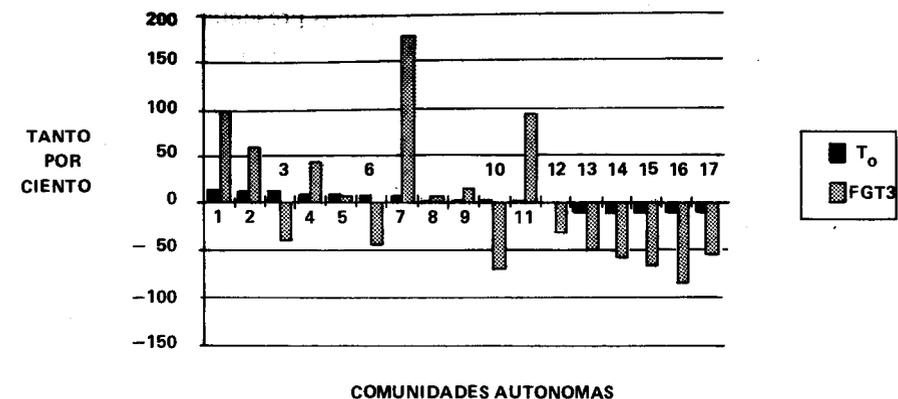
1. Según la EPF de 1980-81, si situamos la línea de la pobreza en 110.188 pesetas anuales por persona, que es la mitad de la media de la distribución, 6.269.232 personas ó 1.435.307 hogares que representan, respectivamente, el 17 ó el 14,41 por 100 de la población total, han de ser considerados como pobres.

2. La introducción de consideraciones de índole distributiva es significativa: aquellas comunidades autónomas con mayor desigualdad entre los pobres empeoran su situación cuando estimamos la pobreza agregada. Este es el caso, sobre todo, de Andalucía, Asturias y Navarra.

3. La mera ordenación de las autonomías de acuerdo con cualquiera de los indicadores con mejores propiedades normativas no es muy diferente de la ordenación con arreglo al gasto medio per cápita por persona. Sin embargo, la corrección de la importancia demográfica cuando utilizamos la inversa del gasto medio como criterio de reparto de un fondo dado de dinero es de mucho menor cuantía que la inducida por los indicadores agregados de pobreza.

4. En la figura siguiente se reúne en un solo gráfico la contribución *relativa* a la desigualdad y la pobreza del conjunto nacional por parte de las 17 comunidades autónomas según los índices T_0 y $FGT3$, respectivamente. Los porcentajes de signo positivo (negativo) indican que la comunidad en cuestión contribuye más (menos) que proporcionalmente a la desigualdad o la pobreza global de lo que su peso demográfico llevaría a esperar.

Existe una asociación bastante acusada entre desigualdad y pobreza. De las 10 autonomías que contribuyen más que proporcionalmente a la desigual-



1= Andalucía 2= Canarias 3= Cantabria 4= Asturias 5= Galicia 6= Balears
7= Extremadura 8= Castilla-León 9= Murcia 10= Madrid 11= Castilla-La Mancha
12= Valencia 13= Aragón 14= Cataluña 15= Navarra 16= País Vasco 17= La Rioja

dad global, tan sólo Cantabria, Baleares y Madrid se caracterizan por contribuciones a la pobreza inferiores a su peso demográfico. La Mancha, que es relativamente más pobre, tiene poca desigualdad. Pero las restantes 6 comunidades tienen simultáneamente menor desigualdad y menor pobreza de lo que su importancia demográfica indicaría.

5. Cuando consideramos otras particiones de los hogares españoles, encontramos que:

- i) el problema de la pobreza es esencialmente un fenómeno rural;
- ii) los hogares migrantes tienen un porcentaje de pobres muy inferior al total nacional;
- iii) no se aprecian diferencias significativas en la incidencia de la pobreza entre los hogares encabezados por una mujer o un varón;
- iv) los hogares numerosos, donde abundan los menores y los ancianos en relación con los adultos en edad de trabajar, tienen porcentajes de pobres particularmente altos;
- v) no hay evidencia de que los hogares por debajo de la línea de la pobreza tiendan a compensar el gran número de dependientes por medio de altas tasas de participación en el mercado laboral;

- vi) los hogares encabezados por un parado presentan elevados porcentajes de pobres, sobre todo en el sector agrario;
- vii) en cualquier caso, la población ocupada en la agricultura padece una incidencia relativa de la pobreza muy superior al resto de las categorías socioeconómicas, exceptuando los no activos;
- viii) la asociación inversa entre el nivel educativo del sustentador principal y la pobreza es incuestionable;
- ix) los ocupantes de viviendas privadas en arrendamiento con posterioridad a la liberalización de alquileres de 1964 tienen un porcentaje de pobres mayor que los ocupantes de viviendas bajo control estricto de alquileres;
- x) a juzgar por la evidencia de la EPF, la política de viviendas de protección oficial es extremadamente regresiva.

Como en el caso de la investigación de los factores que más contribuyen a la desigualdad, sería interesante contrastar las conclusiones anteriores utilizando técnicas de análisis multivariante.

BIBLIOGRAFIA

- Anand, S. (1983): *Inequality and poverty in Malaysia*, Oxford University Press.
- Atkinson, A. (1970): «On the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- (1975): *The Economics of inequality*, Oxford University Press.
- Aznar, A., y otros (1984): «Estudio sobre la distribución del Fondo Nacional de Cooperación Municipal», *Departamento de Econometría*, Universidad de Zaragoza.
- Blackorby, C., y D. Donaldson (1978): «Measures of relative equality and their meaning in terms of social welfare», *Journal of Economic Theory*, 18, 59-80.
- Bosch, A., y C. Escribano (1984): *Una metodología para calcular el porcentaje de participación en los ingresos del Estado*, monografía preparada para el Ministerio de Administración Territorial.
- (1985): *Necesidad y capacidad. Principios para el establecimiento del sistema definitivo de financiación de las Comunidades Autónomas*, monografía preparada para el Instituto de Estudios Fiscales.
- Browning, E. (1976): «The trend toward equality in the distribution of net income», *Economic Journal*, 43, 912-923.
- Caritas (1985): «Pobreza y marginalidad».
- Cowell, F. (1977): *Measuring inequality*, Philip Alan Publishers Limited.
- (1984): «The structure of American income inequality», *Review of Income and Wealth*, 30, 351-375.
- Chipman, J., y J. Moore (1973): «Aggregate demand, real national income, and the Compensation Principle», *International Economic Review*, 14, 153-181.
- (1976): «Why an increase in GNP need not imply an improvement in potential welfare», *Kyklos*, 29, 391-418.
- (1980): «Real national income with homothetic preferences and a fixed distribution of income», *Econometrica*, 48, 401-422.
- Dalton, H. (1920): «The measurement of inequality of income», *Economic Journal*, 30, 348-361.
- Datta, G., y J. Meerman (1980): «Household income or household income per capita in welfare comparisons», *Review of Income and Wealth*, 401-418.
- Deaton, A., y J. Muellbauer (1980): *Economics and consumer behavior*, Cambridge University Press.

- Deaton, A., J. Ruiz-Castillo y D. Thomas (1985): «The influence of household composition on household expenditure patterns: Theory and Spanish evidence», Working paper, Princeton University.
- Fields, G. (1980): *Poverty, inequality and development*, Cambridge University Press.
- Foster, J. (1984): «On economic poverty: a survey of aggregate measures», *Advances in Econometrics*, 3, 215-251.
- Foster, J., J. Greer y E. Thorbecke (1984): «A class of decomposable poverty measures», *Econometrica*.
- Friedman, M. (1957): *A theory of the consumption function*, Princeton University Press.
- Hagenaars, A. (1984): «A class of poverty indices», *Center for Research in Public Economics*, Leyden University.
- Hicks, J. (1942): «Consumer's surplus and index numbers», *Review of Economic Studies*, 9, 126-137.
- Instituto Nacional de Estadística (1987): «Disparidades económico-sociales de las provincias españolas. Ensayo de análisis de componentes».
- Jain, S. (1975): *Size distribution of income-A compilation of data*, World Bank.
- Kolm, S. (1968): «The optimal production of social justice», en J. Margolis y H. Guitton, eds., *Public Economics*, Macmillan.
- (1976), «Unequal inequalities», *Journal of Economic Theory*, 12 y 13, 416-442 y 82-111.
- Kuznets, S. (1976): «Demographic aspects of the size distribution of income: an exploratory essay», *Economic Development and Cultural Change*, 25, 1-94.
- Musgrove, P. (1980): «Household size and composition, employment and poverty in urban Latin America», *Economic Development and Cultural Change*, 28, 249-267.
- Paglin, M. (1975): «The measurement and trend of income inequality», *American Economic Review*, 65, 598-609.
- Reynolds, M., y E. Smolensky (1977): *Public expenditures, taxes and the distribution of income: the United States, 1950, 1961, 1970*, Academic Press.
- Rostchild, M., y J. Stiglitz (1973): «Some further results on the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 6, 188-204.
- Ruiz-Castillo, J. (1986): «Problemas conceptuales en la medición de la desigualdad», *Hacienda Pública Española*, 101, 17-31.
- (1987): «Potential welfare and the sum of individual or equivalent variations», *Journal of Economic Theory*, 41, 34-53.

- Ruiz-Castillo, J., y C. Sebastián (en colaboración con A. Melguizo y E. Ley) (1985): *El sistema de financiación autonómica: críticas y alternativas*, memoria preparada para el Instituto de Estudios Fiscales.
- Samuelson, P. (1950): «Evaluation of real national income», *Oxford Economic Papers N.S.*, 2, 1-29.
- Sen, A. (1973): *On economic inequality*, Oxford University Press.
- (1976): «Poverty: an ordinal approach to measurement», *Econometrica*, 44, 219-231.
- (1978): «Ethical measurement of inequality: some difficulties», en W. Krelle y A. Shorrocks, eds.: *Personal income distribution*, North-Holland.
- Shorrocks, A. (1980): «The class of additively decomposable inequality measurements», *Econometrica*, 48, 613-625.
- Shorrocks, A., y D. Mookherjee (1982): «A decomposition analysis of the trend in U.K. income inequality», *Economic Journal*, 92, 886-902.
- Theil, H. (1967): *Economics and information theory*, North-Holland.
- Visaria, P. (1980): *Poverty and living standards in Asia; an overview of the main results and lessons of selected household surveys*, World Bank.
- Zubiri, I. (1985a): «Income inequality as a predictor of welfare inequality», *SEEDS*, DP 40, Instituto de Economía Pública, Universidad del País Vasco.
- (1985b): «Una introducción al problema de la medición de la desigualdad», *Hacienda Pública Española*, 95, 291-317.