La distribución del gasto en España de 1973-74 a 1980-81

JAVIER RUIZ-CASTILLO

0.- INTRODUCCIÓN

En este trabajo se comparan dos grandes muestras, de unas 24.000 observaciones cada una, para una población de aproximadamente 10 millones de hogares que ocupan viviendas familiares privadas: las *Encuestas de Presupuestos Familiares* (EPF de aquí en adelante) para 1973-74 y 1980-81, recogidas por el *Instituto Nacional de Estadística* español.

Ruiz-Castillo (1987) midió la desigualdad relativa y la pobreza en España utilizando la EPF de 1980-81. Posteriormente, Bosch, Escribano, y Sánchez (1989) midieron el mismo fenómeno para la distribución de 1973-74 siguiendo procedimientos idénticos, estableciendo las comparaciones pertinentes. A escala nacional, el resultado principal fue que "la sociedad española ha experimentado un ligero incremento en el gasto total per capita medio, ..., y tal incremento se ha distribuido de manera que ha conducido a una reducción de la desigualdad entre las Comunidades Autónomas, así como a una reducción de la desigualdad para el país en su conjunto".

Sin embargo, las dos distribuciones nominales objeto de la comparación pertenecen a un período de alta inflación: el Indice General de Precios de Consumo se incrementó en un factor de 5,6 desde 1973 a julio de 1985, el último mes en que se publicó el sistema de índices con base en 1976. ¿Pero qué sabemos del impacto distributivo de los cambios en los precios relativos entre esas dos fechas?

Abadía (1986a) ha estudiado la evolución de índices de precios agregados entre 1976 y 1981 para distintos tipos de hogares. Utilizando verdaderos índices del coste de la vida, basados en la estimación de un sistema lineal de gasto, Abadía (1986b, 1987) encontró que la inflación durante el período 1976-1985 había estado sesgada contra los hogares de menor tamaño y los de mayor nivel de gasto total.

Dados estos resultados, el objetivo de este trabajo es doble: 1) determinar la importancia del impacto de los cambios en los precios relativos, medidos a través de índices de precios específicos para cada hogar, sobre la evolución de la desigualdad desde 1973-74 a 1984, y 2) estudiar las implicaciones de tales cambios cuando consideramos particiones relevantes de la población.

El hallazgo fundamental es que la mejora en la desigualdad real es considerablemente mayor que la mejora en la desigualdad monetaria. Sin embargo, este resultado cualitativo debe entenderse y evaluarse a la luz de las siguientes decisiones en numerosos frentes metodológicos:

- hemos elegido el gasto total del hogar, neto de la adquisición de ciertos duraderos, como la variable que mejor representa el nivel de vida de un hogar;

- hemos tomado la persona como la unidad de análisis, y hemos considerado la distribución que asigna a cada persona el gasto total "equivalente" del hogar al que pertenece, obtenido a través de una variedad de escalas de equivalencia;

- en reconocimiento del problema de números índice inherente en las comparaciones intertemporales, hemos estimado el cambio en la desigualdad real en las fechas en que ambas encuestas fueron recogidas, así como en 1978 y 1984;

- para expresar las dos distribuciones originales en unidades monetarias de los períodos de tiempo indicados, hemos utilizado índices de precios estadísticos para cada hogar individual en lugar de verdaderos índices del coste de la vida;

- hemos medido solamente la desigualdad relativa a través de la familia de índices de Entropía Generalizada.

Como veremos, a escala nacional el resultado central es razonablemente robusto a las variaciones en los juicios de valor utilizados. Sin embargo, para completar este enfoque que combina a hogares de distintas características en una única distribución, hemos explorado también la desigualdad experimentada por hogares del mismo tamaño para los que se presumen idénticas necesidades.

Además, dada la heterogeneidad de la población de un país tan grande y complejo como España, hemos realizado otras mediciones desagregadas para investigar qué grupos de la población experimentaron ganancias o pérdidas en desigualdad real, así como el papel de las diferentes características de los hogares en la explicación de la desigualdad a escala nacional. Aquí presentamos resultados para las particiones por Comunidades Autónomas, tamaño del municipio de residencia y nivel educativo del sustentador principal. En esta parte del análisis se ha prestado especial atención a procedimientos de medición de la desigualdad que son independientes de la escala de equivalencia utilizada.

Metodológicamente, este es un trabajo en el área de de la estadística descriptiva aplicada.

En realidad, nuestro interés fundamental radica en examinar cuidadosamente cuan lejos podemos llegar en el establecimiento de conclusiones normativas con respecto a la evolución de la desigualdad dentro de un marco microeconómico explícito, utilizando métodos estadísticos que no requieren ni supuestos demasiado específicos sobre las preferencias individuales, ni su recuperación por medio de métodos económetricos complejos y caros.

El resto del trabajo se organiza en cuatro apartados. En el primero se resume el marco conceptual y las dificultades que presenta la comparación rigurosa de distribuciones de renta que pertenecen a poblaciones distintas que confrontan estructuras de precios diferentes. El segundo apartado revisa críticamente las dificultades operativas de los modelos econométricos de escalas de equivalencia, proporciona una justificación de los procedimientos que se ha decidido adoptar y detalla su implementación empírica. El tercer apartado contiene los resultados empíricos, mientras que en el cuarto se ofrecen algunos comentarios a modo de conclusión.

1.- EL MARCO CONCEPTUAL

1. 1.- DESIGUALDAD REAL Y DESIGUALDAD MONETARIA

Aunque el hecho de que diferentes grupos de la población no queden afectados de la misma manera por la evolución de los precios relativos se había reconocido desde hacía tiempo en la literatura empírica [1]. Parece que la idea de que los cambios en los precios deben incluirse en las comparaciones intertemporales de desigualdad fue sugerida originalmente por Iyengar y Bhattacharya (1965), con alguna antelación al trabajo renovador de Atkinson (1970), Kolm (1976a,b) y Sen (1973) sobre los fundamentos axiomáticos de la medición de la desigualdad.

Posteriormente, Muellbauer (1974a) demostró que un índice de desigualdad obtenido a partir de una función de decisión social estrictamente cuasicóncava, definida sobre la distribución de los niveles indirectos de utilidad de los individuos, es independiente de los cambios en los precios si y sólo si las preferencias son idénticas y homotéticas para todas las unidades de consumo. La consecuencia inevitable es que si no estamos dispuestos a aceptar restricciones tan fuertes sobre las preferencias individuales, las comparaciones de desigualdad en términos reales dependerán del vector de precios de referencia.

En aras de la precisión, comencemos con la comparación de distribuciones de "renta" en dos momentos del tiempo para una población con gustos constantes, consistente en H unidades de consumo a las que nos referiremos como "individuos". Sea x^h_τ la renta de del individuo h en la situación τ, donde $h = 1,...,H$ y $\tau = 1, 2$. Bajo condiciones generales sobre las preferencias individuales

$$x^h_\tau = c^h(u^h_\tau, p_\tau) \text{ para todo h y } \tau,$$

donde $c^h(\cdot)$ es la función de costes del individuo h, p_τ el vector de precios n-dimensional en el período

[1] Para los primeros estudios sobre la India, véase Iyengar (1967) y Mahalanobis (1972); para el Reino Unido, Prais (1959), Nicholson (1975), Lesser (1976) y las referencias citadas en Muellbauer (1974c); para Estados Unidos, Michael (1970), Hollister y Palmer (1972), y Hagemann (1982), y para España, Abadía (1986a).

τ, y u^h_τ el máximo nivel de utilidad asequible al individuo h en la situación τ. Finalmente, designemos por $\{x^h_\tau\}$ una distribución de renta, consistente en H números reales, y sea $I(\cdot)$ un índice de desigualdad apropiado definido en el espacio de tales distribuciones.

Estamos interesados en dos cuestiones empíricas: 1) la medición de los cambios en la desigualdad real de acuerdo con $I(\cdot)$, es decir, en la expresión $\Delta R = I(\{u^h_2\}) - I(\{u^h_1\})$ donde las dos distribuciones de utilidad están evaluadas a los mismos precios, y 2) el impacto distributivo del cambio en los precios relativos desde p_1 a p_2.

Por supuesto, los niveles de utilidad no son observables, pero si las preferencias individuales han sido estimadas podemos expresar la distribución de utilidades del segundo período a los precios del primero de la manera siguiente:

$$x^h_{21} = c^h(u^h_2, p_1)\ ,\ \ h = 1, \ldots, H\ ,$$

donde x^h_{21} es el gasto total mínimo para para que el individuo h alcance el nivel de utilidad u^h_2 a los precios p_1. Designaremos el cambio en la desigualdad real a los precios p_1 por

$$\Delta R_1 = I(\{x^h_{21}\}) - I(\{x^h_1\})\ .$$

Para evaluar la importancia cuantitativa de los cambios en los precios relativos, tomando como referencia los niveles de utilidad alcanzados en el período 2, podemos utilizar la expresión

$$\Delta P_{21} = I(\{x^h_2\}) - I(\{x^h_{21}\}).$$

Alternativamente, podemos expresar la distribución de utilidades del período 1 a los precios del período 2 y definir el cambio en la desigualdad real por

$$\Delta R_2 = I(\{x^h_2\}) - I(\{x^h_{12}\}).$$

Entonces, el cambio en la desigualdad atribuible a la variación de los precios desde p_1 a p_2, tomando como referencia los niveles de utilidad de la situación 1, vendrá dado por

$$\Delta P_{12} = I(\{x^h_{12}\}) - I(\{x^h_1\})\ .$$

En realidad, si conocemos los precios en otros momentos del tiempo, es posible estimar el cambio en la desigualdad real a los precios p_t por medio de

$$\Delta R_t = I(\{x^h_{2t}\}) - I(\{x^h_{1t}\})\ , \qquad \text{donde}$$

$$x^h_{\tau t} = c^h(u^h_\tau, p_t)\ ,\ \tau = 1, 2.$$

Obsérvese que cualquier distribución de renta original puede expresarse a los precios de otro período distinto con la ayuda de un verdadero índice del coste de la vida del tipo Laspeyres, $L^h(p_t, p_\tau;\ u^h_\tau)$, de la manera siguiente

$$x^h_\tau\ L^h(p_t,\ p_\tau;\ u^h_\tau) = c^h(u^h_\tau,\ p_\tau)\ [c^h(u^h_\tau, p_t)/c^h(u^h_\tau, p_\tau)] = c^h(u^h_\tau, p_t) = x^h_{\tau t}\ .$$

En todo caso, con independencia del interés de verificar si nuestras conclusiones empíricas son robustas al período utilizado, esto es, si obtenemos valores similares para ΔR_1, ΔR_2 y ΔR_t, podemos estimar el impacto distributivo de los cambios en los precios en un período $t \neq 1$ y 2 por medio de las expresiones

$$\Delta P_{1t} = I(\{x^h_{1t}\}) - I(\{x^h_1\}) \qquad \text{y}$$

$$\Delta P_{2t} = I(\{x^h_2\}) - I(\{x^h_{2t}\})$$

que miden el cambio en la desigualdad atribuible a los cambios en los precios desde p_1 (o p_2) a p_t, tomando como referencia las distribuciones de utilidad del período 1 (o 2), respectivamente.

Si definimos el cambio en la desigualdad monetaria por

$$\Delta M = I(\{x_2^h\}) - I(\{x_1^h\}),$$

es claro que

$$\Delta M = \Delta P_{21} + \Delta R_1 = \Delta P_{12} + \Delta R_2 = \Delta P_{1t} + \Delta P_{2t} + \Delta R_t$$

para todo $t \neq \tau$.

Supondremos que sería deseable socialmente que la desigualdad en términos reales disminuyera con el paso del tiempo, es decir, que $\Delta R_t < 0$ para todo t. Por otra parte, convengamos que es también preferible que los precios relativos evolucionen de forma más favorable (o menos desfavorable) para los pobres que para los ricos. Supongamos que los índices individuales del coste de la vida indican que el nivel general de precios aumenta a lo largo del tiempo para todos los consumidores y consideremos primero el caso en que $1 < t < 2$. Entonces,

$$x_1^h = c^h(u_1^h, p_1) < x_{1t}^h = c^h(u_1^h, p_t)$$

para todo h.

Pero si p_t causa relativamente menos daño a los pobres que a los ricos, el incremento de renta necesario para sostener u_1^h será mayor para los segundos. En consecuencia, la desigualdad de la distribución $\{x_{1t}^h\}$ será mayor que la de la distribución $\{x_1^h\}$, y por tanto ΔP_{1t} será positivo. Similarmente, tendríamos que

$$x_2^h = c^h(u_2^h, p_2) > x_{2t}^h = c^h(u_2^h, p_t)$$

para todo h, pero en mayor medida para los ricos, de manera que la desigualdad de la distribución $\{x_2^h\}$ será mayor que la de la distribución $\{x_{2t)}^h\}$, y por tanto ΔP_{2t} también será positivo. Por análogas razones normativas, en los dos casos límite en que t = 1 o 2, preferiríamos tener $\Delta P_{21} > 0$, y $\Delta P_{12} > 0$, respectivamente. Finalmente, obsérvese que si $1 < 2 < t$, desearíamos que $\Delta P_{1t} > 0$ pero que $\Delta P_{2t} < 0$, mientras que si $t < 1 < 2$ sería preferible que $\Delta P_{1t} < 0$ y que $\Delta P_{2t} > 0$.

En todos los casos, como el signo deseado de al menos uno de los términos de precios y el componente de desigualdad real van en dirección opuesta, es imposible adjudicar a ΔM un signo deseable: los cambios en la desigualdad monetaria no son un buen indicador de si la situación está mejorando o no desde un punto de vista normativo. Así pues, en el contexto intertemporal la descomposición que hemos discutido es imprescindible.

1. 2.- LOS EFECTOS ASOCIADOS A LAS DIFERENCIAS EN LA COMPOSICIÓN DE LOS HOGARES

En el trabajo seminal ya citado, Muellbauer (1974a) observó que las propiedades de S-concavidad y simetría (o anonimidad) que se imponen habitualmente sobre la función de bienestar social en el enfoque normativo a la medición de la desigualdad, sólo tenían sentido en una sociedad de unidades de consumo con las mismas necesidades. A continuación propuso el tratamiento de los efectos sobre la desigualdad de diferentes estructuras demográficas en el contexto de la teoría de los números índices y el enfoque de la dualidad a la demanda del consumidor, a cuyo desarrollo este autor estaba contribuyendo decisivamente en esa época[2].

Si deseamos tener en cuenta la heterogeneidad demográfica de la población hemos de confrontar dos problemas: cuál es la unidad de análisis, esto es, con quien identificamos a los "individuos"; y cómo tratar el hecho de que poseen necesidades diferentes independientes del nivel de renta, esto es, cómo hacerlos comparables en el espacio de la "renta".

En cuanto al primer problema, la elección es entre el hogar, la familia o la persona. Por razones que se revisan en otro lugar[3], y de acuerdo con la práctica generalmente seguida en Economía del Bienestar, aquí optamos por la persona. Sin embargo los datos sobre gasto vienen típicamente agregados al nivel del hogar, e incluso cuando disponemos de información sobre los ingresos personales tenemos que tratar a los no perceptores. Existe evidencia de que las desigualdades dentro del hogar son empíricamente relevantes[4]. Pero como en la mayor parte de la literatura, aceptaremos la hipótesis según la cual todos los miembros del hogar disfrutan en la misma medida de la variable escala x^h_τ, convenientemente ajustada para permitir las comparaciones interpersonales de bienestar entre hogares de diferente tamaño y composición.

Siguiendo la propuesta original de Muellbauer, el ajuste de la variable renta del hogar se lleva a cabo a través de las llamadas escalas de equivalencia. Para ese propósito, caractericemos al hogar por su renta x, un vector a de características demográficas, y unas preferencias, denominadas incondicionadas, definidas en el espacio de los bienes y las características demográficas. Si $c^h(u, p, a)$ es la correspondiente función de costes incondicionada, las escalas de equivalencia para el hogar h vienen definidas por

$$d^h(a, a^r; u, p) = c^h(u, p, a)/c^h(u, p, a^r),$$

que proporciona el mínimo coste de alcanzar el nivel de utilidad u a los precios p por un hogar de características a, relativo al coste de alcanzar ese nivel de utilidad a esos precios por parte de un hogar de referencia con características a^r. La función $d^h(\cdot)$ determina los números con que se deflactaría la distribución de renta para ajustarla a las necesidades de hogares diferentes, de acuerdo con las preferencias incondicionadas de *este* hogar en particular.

Como insisten Pollak y Wales (1979) y Pollak (1991), no disponemos todavía de una teoría de las comparaciones interpersonales de bienestar en presencia de distintas preferencias incondicionadas. Pero entonces, ¿qué preferencias deben seleccionarse para realizar los ajustes suponiendo *a priori* la existencia de un orden de preferencias incondicionadas común a todas las unidades de consumo?. Es decir,

$$d^h(a, a^r; u, p) = d(a, a^r; u, p)$$

para todo h = 1,...,H.

Armados de este deflactor único, es posible construir la distribución de la renta equivalente por persona $\{z^{ir}_{\tau t}\}$, donde, para cada persona i en el hogar h,

[2] Véase Muellbauer (1974b).

[3] Veáse Ruiz-Castillo (1993b)

[4] Véase Haddad y Kambur (1990) y las referencias allí citadas.

$$z^{ir}_{\tau t} = x^h_{\tau t}/d(a^h, a^r; u^h_\tau, p_t) = c(u^h_\tau, p_t, a^r).$$

Esto significa que a cada persona i en el período t se le asigna la renta que un hogar de características a^r necesitaría, a los precios p_t, para alcanzar el nivel de utilidad u^h_τ disfrutado en el período τ por el hogar al que la persona pertenece.

Habiendo seleccionado una escala de equivalencia $d(\cdot)$ y un tipo de referencia a^r, definamos de la manera siguiente el cambio en la desigualdad monetaria para un par de distribuciones de la renta equivalente por persona:

$$\Delta M(d(\cdot), a^r) = I(\{z^{ir}_2\}) - I(\{z^{ir}_1\}).$$

Si definimos el cambio correspondiente en la desigualdad real y el efecto precios para un período t cualquiera, tendremos como anteriormente

$$\Delta M(d(\cdot), a^r) = \Delta P_{1t}(d(\cdot), a^r) + \Delta P_{2t}(d(\cdot), a^r) + \Delta R_t(d(\cdot), a^r).$$

Exactamente como en el espacio de los precios, debemos confrontar un problema de números índice: para cada tipo de referencia se obtendrá una descomposición distinta del tipo citado. Claramente, para evitar este problema debemos tener

$$d(a, a^r; u, p) = d(a, a^r; p)$$

para todo u.

En este caso,

$$d(a, a^{r'}; p) = d(a, a^r; p)\, d(a^{r'}, a^r; p),$$

y para todo τ y t

$$I(\{z^{ir'}_{\tau t}\}) = I(\{z^{ir}_{\tau t}/d(a^{r'}, a^r; p)\}) = I(\{z^{ir}_{\tau t}\})$$

si la medida de desigualdad es invariante ante cambios en la escala[5].

Finalmente, cualquiera que sea la escala y el tipo de referencia, siempre será conveniente establecer la relación entre la desigualdad de la renta sin ajustar en la distribución por hogares, $\{x^h_\tau\}$, y la desigualdad de la renta equivalente en la distribución de personas, $\{z^{ir}_\tau\}$. Consideremos, por ejemplo, el cambio en la desigualdad monetaria, y denotemos por $\{z^{hr}_\tau\}$ la distribución en que a cada hogar se le asigna la renta equivalente $x^h_\tau/d(a^h, a^r; p_\tau)$. Entonces, para cada τ, el cambio en la desigualdad monetaria atribuible a la variación en la noción de renta y en la unidad de análisis se denota por

$$\Delta EQ_\tau = I(\{z^{hr}_\tau\}) - I(\{x^h_\tau\}), \quad \text{y}$$

$$\Delta UA_\tau = I(\{z^{ir}_\tau\}) - I(\{z^{hr}_\tau\}),$$

respectivamente. Es claro que

$$\Delta M = I(\{x^h_2\}) - I(\{x^h_1\}) = [I(\{x^h_2\}) - I(\{z^{hr}_2\})] + [I(\{z^{hr}_2\}) - I(\{z^{ir}_2\})] + [I(\{z^{ir}_2\}) - I(\{z^{ir}_1\})] + [I(\{z^{ir}_1\}) - I(\{z^{hr}_1\})] + [I(\{z^{hr}_1\}) - I(\{x^h_1\})] = - \Delta EQ_2 - \Delta UA_2 + \Delta M(d(\cdot), a^r) + \Delta EQ_1 + \Delta UA_1.$$

1. 3.- ASPECTOS RELACIONADOS CON LA COMPARACIÓN DEL BIENESTAR SOCIAL

Uno de los rasgos más sobresalientes de la revisón por Sen (1976) de la literatura sobre la

[5] El mismo razonamiento es válido para cualquier otra clase de invarianza ante la media con sólo modificar apropiadamente la definición de la escala de equivalencia.

medición de la renta nacional real es el reconocimiento de las dificultades de interpretación que entraña la comparación de grupos humanos diferentes en dos momentos del tiempo y/o en dos puntos del espacio. Se trata ciertamente de una cuestión más intrincada que la comparación habitual de posiciones alternativas para una misma población, como en la Economía del Bienestar tradicional, la Teoría de la Elección Social o la Teoría estándard de la Planificación Nacional.

Para comenzar, supongamos que intentamos comparar las distribuciones de renta de dos poblaciones del mismo tamaño, constituidas por S personas. En el contexto de las comparaciones intertemporales para un mismo país, está menos justificado exigir dos conjuntos distintos de juicios de valor. Así, a pesar de la advertencia de Sen de que "una comunidad de Benthamitas pudiera convertirse en una de Ralwsianos", supondremos la estacionariedad de los juicios de valor que subyacen tras cualquier medida de desigualdad específica.

De acuerdo con Sen, cuando intentamos la comparación intertemporal de renta real, cabe hacerse dos preguntas distintas que aplicamos aquí a los juicios sobre la desigualdad. La primera es: "¿Está España mejor con la desigualdad que exhibe la distribución de 1980-81 de lo *habría estado* con la que exhibe la distribución de 1973-74 a precios constantes?" La dificultad radica en el significado que podamos otorgar a que la comunidad española de 1980-81 disfrute de la distribución de renta de 1973-74. Debemos admitir que no contamos con un procedimiento claro para establecer una correspondencia entre los españoles de esos dos momentos del tiempo entre un total de S! combinaciones posibles. Esta es una razón por la que pudiera ser útil investigar un cierto número de particiones relevantes, cada una de las cuáles conduce a una forma particular de agrupar a las personas en un número manejable de tipos entre los que es posible establecer una correspondencia natural.

La segunda cuestión sería: "¿Está España mejor en 1980-81 de los que *estaba* en 1973-74?" Esta es una pregunta aún más difícil para cuya respuesta la constancia de las preferencias sociales es notoriamente insuficiente. En nuestro caso, el análisis de la desigualdad habría de completarse, como mínimo, con las consideraciones pertinentes sobre la eficiencia. Asimismo, como veremos, cualquier especificación empírica de la variable "renta" presentará una serie de insuficiencias como medida de la posición económica de los individuos. Finalmente, como Sen pone también de manifiesto, existen dimensiones no económicas esenciales en cualquier comparación del bienestar que pueden haber cambiado en el tiempo sin afectar al mapa de preferencias sociales definido sobre las distribuciones de renta; por ejemplo, el grado de participación en las decisiones que afectan a la comunidad. Pero estos aspectos, desde luego, escapan por el momento de los más ricos marcos conceptuales disponibles en la actualidad.

Por otra parte, cuando dos poblaciones difieren en tamaño hay que superar una dificultad más de interpretación. La solución que se viene sancionando en la práctica profesional consiste en aceptar un axioma que hace la medición de la desigualdad (o el bienestar) invariante ante réplicas exactas de la población. En comparaciones intertemporales para un mismo país con muestras representativas de gran tamaño, esta dificultad final no parece ser la que más daña los procedimientos habituales que aquí seguimos.

A la vista de la discusión anterior, las propiedades que caracterizan las diferentes medidas de la desigualdad en el trabajo empírico, deben verse como una mera expresión personal de determinados valores referidos a la sociedad. ¿Pero que otras propiedades deseamos retener además de la invarianza ante réplicas de la población y las condiciones ya mencionadas de S-concavidad o simetría de la función de bienestar social subyacente?

Aunque en otro lugar hemos examinado críticamente la práctica casi universal de trabajar con medidas de desigualdad relativas[6], por razones de espacio nos ceñiremos aquí a medidas invariantes ante la escala en que se mida la renta. Como es sabido[7], las cuatro propiedades citadas hasta aquí caracterizan completamente el cuasiorden habitual de Lorenz. Asimismo, como deseamos examinar distintas particiones de la población, será conveniente trabajar con indicadores aditivamente separables. Pero en combinación con el resto de los axiomas mencionados, este último supuesto tiene implicaciones drásticas en cualquiera de sus versiones: en particular, la clase de medidas de desigualdad relativa queda reducida a la siguiente especificación paramétrica, conocida como la familia de índices de Entropía Generalizada[8]:

$$I_c = (1/H)\ (1/c^2 - c)\ \Sigma_h \{(z^h/\mu(z^h)^c - 1\},\quad c \neq 0, 1;$$

$$I_0 = (1/H)\ \Sigma_h \log\{\mu(z^h)/z^h\}\ ;$$

$$I_1 = (1/H)\ \Sigma_h \{z^h/\mu(z^h)\} \log\{z^h/\mu(z^h)\}\ ,$$

donde $\mu(\cdot)$ es la media de la distribución, I_1 es el primero de los índices originalmente propuestos por Theil e I_0 es la desviación logarítmica media, propuesta también por Theil. Cuanto mayor sea el valor del parámetro c, cuando éste es positivo (o cuanto mayor sea en valor absoluto en otro caso), más sensible es la medida I_c a las diferencias de renta en la cola superior (inferior, respectivamente) de la distribución.

2.- PROCEDIMIENTOS ESTADÍSTICOS E IMPLEMENTACIÓN EMPÍRICA

2.1. - OBJECIONES A LOS MODELOS ECONOMÉTRICOS DE ESCALAS DE EQUIVALENCIA

Dadas las distribuciones de renta de los hogares y sus características demográficas en dos momentos del tiempo, para obtener en la práctica resultados empíricos sobre la evolución de la desigualdad para la población en su conjunto necesitamos tener: 1) índices de precios específicos para cada hogar que nos permitan expresar las distribuciones originales a precios constantes, y 2) escalas de equivalencia para establecer comparaciones de bienestar entre hogares de distinto tamaño y/o composición.

Desde el comienzo del análisis empírico de la demanda, algunos expertos han estado siempre tentados por la posibilidad de estimar escalas de equivalencia junto con los efectos precio y renta habituales. Así, la conducta observada, el bienestar y las características de los hogares quedarían ligadas de forma sistemática, un rasgo del enfoque econométrico que lo hace particularmente atractivo para muchos economistas.

6 Véase Ballano y Ruiz-Castillo (1993).

7 Véase, por ejemplo, Foster (1985). Obsérvese que aceptar el principio de transferencias que subyace tras la S-concavidad para analizar distribuciones de renta equivalente implica juicios de valor que han sido cuestionados seriamente por Cowell (1980), Jenkins y O'Higgins (1989), y Glewwe (1991). Para una discusión útil sobre este punto, véase Coulter *et al.* (1992a).

8 Véase Shorroks (1980), por ejemplo.

Desgraciadamente, esta estrategia está plagada de numerosas dificultades ampliamente discutidas en la literatura[9], comenzando con las objeciones normativas lanzadas por Fisher (1987) contra la aseveración de que la misma utilidad implica el mismo bienestar. A efectos operativos, debemos prestar especial atención al problema fundamental de identificación, traído a colación por primera vez por Pollak y Wales (1979), según el cual las decisiones observadas de consumo, condicionales a las características demográficas, no permiten la recuperación de las preferencias incondicionadas sobre los bienes y los atributos demográficos.

Como han establecido definitivamente Blundell y Lewbel (1991), las demandas condicionadas determinan solamente escalas de equivalencia "relativas", que son cocientes de verdaderos índices del coste de la vida para grupos demográficos diferentes. En términos de la notación del apartado anterior,

$$d(a, a^r; u, p) = c(u, p, a)/c(u, p, a^r) =$$
$$\{[c(u, p, a)/c(u, p_0, a)] \,/\, [c(u, p, a^r)/c(u, p_0, a^r)]\}$$
$$\{c(u, p_0, a)/c(u, p_0, a^r)\} =$$
$$\{L(p, p_0; u, a)/L(p, p_0; u, a^r)\}\ d(a, a^r; u, p_0).$$

Las escalas de equivalencia en un momento dado del tiempo a precios de un período base, $d(a, a^r; u, p_0)$, permanecen inidentificadas, aunque las demandas de bienes sirven para determinar la manera en que las escalas varían en el tiempo en respuesta a los cambios en los precios:

$$d(a, a^r; u, p)/\ d(a, a^r; u, p') =$$
$$L(p, p'; u, a)/L(p, p'; u, a^r).$$

La práctica habitual ha consistido en seleccionar arbitrariamente supuestos atractivos sobre las escalas de equivalencia desde el punto de vista intuitivo para limitar el rango de las especificaciones posibles de las preferencias[10]. Econométricamente, esto equivale a seleccionar una cardinalización específica de la función de costes que racionaliza los datos sobre la demanda condicional de bienes[11]. En términos de la descomposición anterior, las escalas de equivalencia resultantes serían el producto de dos factores: el cociente de verdaderos índices del coste de la vida para grupos demográficos distintos y una constante arbitrariamente determinada por la selección de una función de costes determinada.

Cuando existen, las implicaciones empíricas de este procedimiento no siempre se contrastan separadamente, y cuando éste es el caso suelen ser recha-

[9] Para una discusión general, véase Deaton and Muellbauer (1980), Ruiz-Castillo (1991) y Coulter et al. (1992a).

[10] Blackorby y Donaldson (1988) y Lewbel (1989), por ejemplo, exploran las implicaciones de suponer que las escalas de equivalencia son independientes del nivel de utilidad.

[11] Un buen ejemplo en este contexto es el trabajo de Jorgenson y Slesnick (1983, 1984a, 1987), donde el supuesto de independencia del nivel de utilidad, junto a las condiciones para la agregación exacta propias del modelo de la utilidad indirecta translogarítmica, permiten la identificación de las escalas de equivalencia. En Jorgenson y Slesnick (1984b) se derivan medidas de desigualdad relativas y absolutas a partir de una función de bienestar social definida sobre la distribución de niveles de utilidad indirecta dependientes de los precios. Las estimaciones se refieren al período 1958-78 en Estados Unidos; las diferencias interanuales proporcionan una serie del cambio en la desigualdad monetaria. En Slesnick (1990), se estiman dos series de medidas de desigualdad relativa con datos para Estados Unidos durante 1947-85: una dependiente de los precios, cuya tasa de cambio mide de nuevo la evolución de la desigualdad monetaria; y otra a precios constantes de 1947, cuya tasa de cambio mide la evolución en la desigualdad real. Por supuesto, la diferencia entre ambas proporciona una estimación del impacto sobre la desigualdad del cambio en los precios relativos desde 1947 a cada año en particular.

zadas por los datos [12]. Otros problemas de identificación, que exigen sendos supuestos igualmente discutibles, a menudo dificultan y/o ponen en cuestión la estimación de estos modelos [13]. Por si fuera poco, el supuesto crucial de una función de utilidad común para todas las unidades de consumo raramente se contrasta; cuando se ha hecho, la evidencia disponible no permite sostenerlo [14]. Un hecho esperable si, como señalaron Pollak y Wales (1979), la distribución de las preferencias incondicionadas entre la población no es independiente de la distribución de los atributos demográficos.

Además de los problemas de datos habituales, la mayoría de estos modelos econométricos comparten otras limitaciones que reducen su valor para el análisis aplicado del bienestar: son estáticos, no incluyen aspectos relevantes relacionados con la acción del sector público y no tratan la asignación del tiempo dentro y fuera del hogar. Finalmente, debemos preguntarnos si las conclusiones normativas sobre la medición de la desigualdad y su evolución en el tiempo no dependen demasiado de la forma funcional que se elija [15], o de la especificación de la relación entre las escalas de equivalencia y las características demográficas [16].

Como concluyen Coulter *et al.* (1992a), el conjunto de supuestos tras la modelización econométrica no es abrumadoramente convincente, al menos desde el punto de vista del análisis distributivo. Por el contrario, muchos de ellos descansan en juicios normativos potencialmente discutibles. Además, no causará mucha sorpresa recordar que distintos supuestos conducen a diferentes escalas. Así pues, es prudente indicar que no disponemos de unas escalas de equivalencia "correctas" y que su búsqueda pudiera estar desprovista de mucho sentido.

La cuestión es que otros enfoques son aún más discutibles y no generan resultados empíricos robustos, como se detalla en Buhmann *et al.* (1988) y Coulter *et al.* (1992a). En consecuencia, contar con un abanico de escalas alternativas parece legítimo a la par que inevitable. Lo cual es sin duda preocupante pues, gracias al trabajo de Coulter *et al.* (1992b), sabemos que diferentes juicios sobre la generosidad de la escala ejercen considerable impacto sobre la medición de la desigualdad relativa.

2. 2.- PROCEDIMIENTOS RECOMENDABLES

Existen dos vías inmediatas [17]. En primer lugar, si uno insiste en agrupar a hogares de características distintas ajustando la renta o el gasto total por medio de escalas de equivalencia, entonces debe comprobarse la robustez del procedimiento estimando la desigualdad para distintos valores de los parámetros que determinen la escala.

[12] Sobre este aspecto, véase Blundel y Lewbel (1991).

[13] Véase la discusión en Coulter *et al.* (1992a).

[14] Véase Barnes y Gillingham (1984) y Nicol (1989).

[15] Ray (1985) encontró que las estimaciones de la desigualdad dentro de hogares con y sin hijos, así como su evolución en el tiempo, eran muy sensibles al sistema de demanda utilizado.

[16] Este aspecto ha sido subrayado por Browning (1991) y Coulter *et al.* (1992a).

[17] Coulter *et al.* (1992a) mencionan también el "enfoque secuencial" propuesto por Atkinson y Bourguignon (1987), que requiere que la distribución de frecuencias por tipos de hogares sea la misma para las dos poblaciones, un hecho que no caracteriza nuestros datos.

En segundo lugar, siempre debemos estudiar por separado tipos de hogares homogéneos entre sí, para cada uno de los cuáles es posible identificar verdaderos índices del coste de la vida, tal y como recomiendan Blundell y Lewbel (1991). A renglón seguido, de acuerdo con Coulter *et al.* (1992a), podríamos utilizar medidas aditivamente descomponibles por subgrupos de la población para minimizar el impacto de escalas de equivalencia "inadecuadas" que, bajo los supuestos que se revisarán oportunamente, contaminan tan sólo el componente de la desigualdad entre los grupos de la partición por tamaños del hogar.

Desgraciadamente, la estimación de un sistema completo de demanda por tipos demográficos es un proyecto complejo y costoso que planeamos intentar en otro momento. Mientras tanto, pensamos que es interesante explorar la distinción entre desigualdad real y monetaria utilizando índices de precios estadísticos para cada hogar individual. Por supuesto, la mayor ventaja de este ejercicio de aproximación es que permite un gran nivel de desagregación en el espacio de los bienes a un bajo coste computacional.

La implementación empírica de esta doble estrategia en nuestro caso requiere la discusión de los tres puntos siguientes: (i) la selección de la mejor variable para representar el nivel de vida del hogar; (ii) la comparación de distribuciones monetarias de períodos de tiempo diferentes, y (iii) el tratamiento de la heterogeneidad demográfica de la población.

(i) – La variable escala

Banks *et al.* (1991), dentro de un marco teórico que permite un alto nivel de generalidad en la estructura intertemporal de las preferencias y los precios, encontraron que las medidas de un sólo período, tales como la renta o el consumo corriente, exigen supuestos relativamente fuertes para actuar como indicadores apropiados del nivel de vida de un hogar sobre el ciclo vital completo. Sin embargo, como no disponemos de medidas de bienestar para todo el ciclo vital, debemos tomar una decisión operativa sobre la base de las consideraciones siguientes.

Por un lado, como los autores citados indican, parece haber un consenso en torno a la idea de que el consumo corriente es preferible a la renta corriente para medir la posición económica permanente de un hogar [18]. Por otra parte, las encuestas de presupuestos familiares están designadas para proporcionar una medición adecuada de todo tipo de gasto, mientras que la renta declarada en éste u otro tipo de encuestas está a menudo seriamente infravalorada. En particular, los gastos de los trabajadores autónomos, los agrícolas y los oferentes de la "economía sumergida o irregular", no presentan problemas especiales de medición, lo cual no es seguramente el caso para sus rentas. De todos modos, en el caso español, como más del 60 % de los hogares declaran mayores gastos que ingresos, hasta que esta circunstancia se modele explícitamente recomendamos utilizar el gasto total, como un estimador del consumo privado del hogar, más que los ingresos totales.

En nuestras encuestas, el concepto de gasto total incluye transferencias realizadas por el hogar, así como un número de imputaciones tales como el autoconsumo, el autosuministro, el salario en especie, las comidas subsidiadas en el lugar de trabajo y un alquiler de mercado, estimado por el propieta-

[18] Véase también Atkinson (1990).

rio, para las viviendas en propiedad. Sin embargo, nuestra experiencia con la EPF de 1980-81[19] nos indica que es mejor considerar como inversión determinados gastos discontinuos del hogar en algunos bienes duraderos que pueden distorsionar gravemente el total. En este caso se encuentran la adquisición corriente de automóviles, motocicletas y otros medios de transporte privado, así como reparaciones de la vivienda tanto en regimen de alquiler como de propiedad. Así, nuestra estimación del consumo corriente del hogar, x^h_τ, será igual al gasto total neto de esos componentes de la inversión en bienes duraderos.

Se trata por supuesto de una medida del consumo de bienes y servicios privados que excluye cualquier valoración del ocio, la utilidad o desutilidad del trabajo, o el impacto del sector público a través del sistema impositivo o los bienes y servicios que proporciona. El posible efecto sobre el nivel de vida de la posesión de otros activos o las restricciones de liquidez quedan también fuera del análisis.

(ii) – Variables monetarias y variables reales

Para expresar las distintas distribuciones de gasto en unidades monetarias comparables, utilizamos índices de precios de Laspeyres para cada hogar individual cuya construcción merece alguna explicación.

El sistema de índices de precios oficiales vigente en el momento de realizarse este trabajo estaba basado en 1983. Siendo imposible extenderlo al pasado más allá de 1978, decidimos utilizar el sistema anterior basado en 1976. Como tenemos datos mensuales de precios desde 1976 en adelante y conocemos el trimestre durante el cual fue entrevistado cada hogar de la segunda encuesta, es posible seleccionar uno de ellos, el invierno de 1981, como la situación 2. Desgraciadamente, éste no es el caso para la primera encuesta: sólo tenemos datos anuales de precios desde 1960 hasta 1975 y desconocemos la estructura temporal de la encuesta en el período de recogida de datos desde julio de 1973 a junio de 1974. Por tanto, para la situación 1 tendremos que tomar la media de los precios de 1973 y 1974. En todo caso, consideraremos otros períodos: 1978 dentro del intervalo (1973-74, invierno de 1981) y 1984 fuera de él.

Como se indica en Higuera y Ruiz-Castillo (1991), para comparar un vector de precios en un año dado t con los precios del año base 1976, construimos índices individuales de precios del tipo

$$I^h(p_t, p_{76}; w^h_\tau) = \sum_j w^h_{jt} I_{jt},$$

donde w^h_{jt} es la proporción del gasto total dedicado a la adquisición del bien j por el hogar h en el período de la encuesta τ, I_{jt} es el índice de precios oficial para el bien j en el año t, y $j = 1, \dots, 58$.

Para expresar una distribución dada -por ejemplo la distribución $\{x^h_1\}$ del gasto total neto de la situación 1- en pesetas de un año t, necesitamos índices individuales del tipo Laspeyres basados en esa fecha. Tales índices se construyen facilmente como sigue:

$$L^h(p_t, p_1; w^h_1) = I^h(p_t, p_{76}; w^h_1) / I^h(p_1, p_{76}; w^h_1)$$

donde $$p_1 = (1/2)\, p_{73} + (1/2)\, p_{74}.$$

Entonces, la distribución original a los nuevos precios será

$$y^h_{1t} = x^h_1 L^h(p_t, p_1; w^h_1)$$

[19] Ruiz-Castillo (1987).

para h = 1,..., 24,151 y t = 1978, invierno de 1981 y 1984. Análogamente, las distribuciones relevantes para los datos de la segunda encuesta serán

$$y^h_{2t} = x^h_2 \, L^h(p_t, p_2 ; w^h_2)$$

para h = 1,..., 23,952 , p_2 = invierno de 81 y t = 1973-74, 1978 y 1984.

Por supuesto, un índice de precios estadístico proporciona sólo una cota superior al verdadero índice del coste de la vida correspondiente. Así pues, tendremos

$$y^h_{\tau t} = x^h_\tau \, L^h(p_t, p_\tau; w^h_\tau) \geq x^h_\tau \, L^h(p_t, p_\tau; u^h_\tau) = x^h_{\tau t}.$$

Luego la naturaleza de nuestras aproximaciones dependerá del sesgo de sustitución incurrido con el uso de estas construcciones estadísticas. En particular, si el sesgo es relativamente mayor para los ricos que para los pobres, como tal vez pudiera esperarse, entonces para cualquier τ y t tendremos

$$I(\{y^h_{\tau t}\}) > I(\{x^h_{\tau t}\}).$$

Por tanto, las expresiones

$$\Delta Y_L = I(\{y^h_{21}\}) - I(\{x^h_1\}) , \qquad y$$

$$\Delta Y_U = I(\{x^h_2\}) - I(\{y^h_{12}\})$$

proporcionarán una cota inferior y una superior, respectivamente, a las expresiones teóricas ΔR_1, ΔR_2 cuando éstas sean negativas. Desgraciadamente, para t diferente de τ no podemos decir nada *a priori* sobre la relación entre

$$\Delta Y_t = I(\{y^h_{2t}\}) - I(\{y^h_{1t}\}) \text{ y } \Delta R_t .$$

(iii) – El tratamiento de las diferencias en el tamaño del hogar

Habiendo renunciado a un modelo explícito de comportamiento para las escalas de equivalencia, seguiremos a Coulter *et al.* (1992b) que han estudiado una caracterización simple de las escalas de equivalencia en función del tamaño del hogar s^h y un parámetro Θ, independientemente de los precios y los niveles de utilidad. En la notación del apartado II,

$$d^h(a, a^r; u, p) = d(s^h, \Theta), \ \Theta > 0 , \ \partial M_s/\partial s > 0,$$
$$\text{and } \partial M_s/\partial \Theta > 0,$$

donde el tipo de referencia a^r es un hogar que consiste en un sólo adulto. Para facilitar el análisis, aceptan la sugerencia de Buhmann *et al.* (1988) de trabajar con

$$d(s^h, \Theta) = (s^h)^\Theta , \ \Theta \in [0,1] ,$$

que proporciona una buena aproximación a las diferentes escalas utilizadas en la actualidad en los estudios empíricos de la distribución de la renta.

Así pues, el objeto de estudio serán las distribuciones $\{z^i(\Theta)\}$ en las que cada persona i recibe el gasto total equivalente del hogar h al que pertenece,

$$z^i(\Theta) = y^h/(s^h)^\Theta ,$$

para todo i en h, para varios valores apropiados de Θ, incluyendo Θ = 1 que asigna a cada persona el gasto per capita del hogar.

El resultado más importante en Coulter *et al.* (1992b) es que para una distribución dada, y para la mayoría de las medidas, el grado de desigualdad y de pobreza desciende primero y aumenta después a medida que el valor de Θ aumenta desde cero a uno. Además, los cambios observados son considerables con todas las medidas utilizadas. En un contexto intertemporal, sólo conocemos el trabajo de Jenkins (1991) sobre la evolución de la desigualdad monetaria en el Reino Unido, donde se estudió sistemáticamente la sensibilidad de las conclusiones ante variaciones de la generosidad de la escala.

Por último, la sugerencia de Coulter *et al.* (1992a) de utilizar medidas que sean descomponibles por subgrupos de la población para minimizar el impacto de escalas de equivalencia "inapropiadas", exige alguna precisión. Tomemos la familia I_c de medidas de Entropía Generalizada, y consideremos cualquier partición de la distribución $\{z(\Theta)\}$ en $\{z^k(\Theta)\}$, k = 1,...,K subgrupos disjuntos. Entonces sabemos que

$$I_c(z(\Theta)) = \Sigma_k [v^k(\Theta)]^c (n^k)^{1-c} I_c(z^k(\Theta))$$

$$+ I_c(\mu(z^k(\Theta)) = W^{(k)}_c(\Theta) + B^{(k)}_c(\Theta),$$

donde:

$v^k(\Theta)$ = participación en la renta equivalente agregada de los miembros del grupo k;

n^k = peso demográfico del grupo k, independiente de Θ;

$I_c(z^k(\Theta))$ = desigualdad de la distribución de renta equivalente por persona dentro del grupo k;

$\mu(\cdot)$ = media de la distribución correspondiente;

$W^{(k)}_c(\Theta)$ = componente de la desigualdad global correspondiente a la desigualdad *dentro* de cada grupo de la partición;

$B^{(k)}_c(\Theta)$ = componente de la desigualdad *entre* los grupos de la partición, calculado como si cada persona recibiera la renta media del grupo al que pertenece.

Consideremos las dos cuestiones siguientes para una partición dada: 1) la reducción en la desigualdad global si las diferencias de renta dentro de los miembros de la partición fueran las únicas que existieran, y 2) la reducción en la desigualdad global si elimináramos las diferencias de renta entre los grupos. Es sabido que el único miembro de la familia de Entropía Generalizada para la que estas dos preguntas tienen la misma respuesta -el componente que mide la desigualdad entre los grupos en la descomposición anterior- es la desviación logarítmica media[20].

En el caso particular en que se subdivida la población por el tamaño del hogar en j = 1,...,J grupos, cada persona i en un grupo dado recibirá la renta equivalente

$$z^i(\Theta) = y^h/j^\Theta$$

del hogar h al que pertenece. Por tanto, como $I_c(.)$ es un índice de desigualdad relativa, tendremos que, para cada j,

$$I_c(z^j(\Theta)) = I_c(z^j) \text{ para todo } \Theta \in [0,1].$$

No obstante, como los términos $v^j(\Theta)$ dependen de Θ, en general el componente de la desigualdad dentro de los grupos dependerá de Θ también. Sólo en el caso c = 0 tendremos

$$I_0(z(\Theta)) = \Sigma_j (n^j) I_0(z^j) + I_0(\mu(z^j(\Theta)) =$$

$$W^{(j)}_0 + B^{(j)}_0(\Theta);$$

[20] Véase Shorrocks (1980).

es decir, sólo en este caso utilizar una escala de equivalencia inapropiada contaminará únicamente el componente de desigualdad entre los grupos.

En consecuencia, si deseamos estudiar cualquier otra partición k = 1,...,K, es recomendable aprovechar la descomponibilidad de la desviación logarítmica media aplicada al componente $W_0^{(j)}$ que, como hemos visto, es independiente del parámetro Θ. En ese caso,

$$I_0(z(\Theta)) = \Sigma_{jk} (n^{jk}) I_0(z^{jk}) + \Sigma_j (n^j) I_0(\mu(z^{j1}),\ldots,$$

$$\mu(z^{jK})) + B_0^{(j)} (\Theta) = W_0^{(jk)} + B_0^{(k\rightarrow j)} + B_0^{(j)} (\Theta)$$

donde:

$W_0^{(jk)}$ = componente de la desigualdad dentro de los grupos en la partición por el tamaño del hogar *y* la característica k; $B_0^{(k\rightarrow j)}$ = media ponderada por la importancia demográfica del impacto de la característica k sobre cada uno de los miembros de la partición por el tamaño del hogar, o "verdadero" (independiente de Θ) componente de la desigualdad entre los grupos debido al efecto de la característica k.

Este concepto tan conveniente no debe confundirse con

$$B_0^{(k)} (\Theta) = I_0(\mu(z^1(\Theta),\ldots,\mu(z^K(\Theta)) \qquad \text{o}$$

$$B_0^{(kj)} (\Theta) = I_0(\mu(z^{11}),\ldots, \mu(z^{1J}),\ldots,\mu(z^{K1}),\ldots, \mu(z^{KJ}))$$

que son, respectivamente, los componentes habituales de la desigualdad entre los grupos en la partición por la característica k y por las j y k simultáneamente. A estos efectos, es fácil comprobar que

$$B_0^{(k\rightarrow j)} = B_0^{(kj)} (\Theta) - B_0^{(j)}(\Theta) =$$

$$B_0^{(k)}(\Theta) + [B_0^{(j\rightarrow k)} - B_0^{(j)} (\Theta)], \qquad \text{donde}$$

$$B_0^{(j\rightarrow k)} = \Sigma_k (n^k) I_0(\mu(z^{k1}),\ldots, \mu(z^{kJ})).$$

3.- RESULTADOS EMPÍRICOS

Uno de los objetivos centrales de este trabajo es estudiar el impacto sobre nuestras mediciones de los parámetros Θ y c que representan, respectivamente, la generosidad de la escala de equivalencia y la aversión a la desigualdad de los índices de Entropía Generalizada. Para el país en su conjunto revisaremos cómo inciden sobre 1) la desigualdad de las dos distribuciones originales, 2) el cambio en la desigualdad monetaria y 3) nuestras aproximaciones al cambio en la desigualdad real. 4) En particular, nos interesa explicar la diferencia entre la evolución de la desigualdad del gasto total del hogar por hogar -el caso Θ = 0- y la del gasto equivalente por persona para valores de Θ mayores que 0. 5) Finalmente, nos ocuparemos de la incidencia distributiva del cambio en los precios relativos desde 1973-74 a 1984.

6) La siguiente cuestión se refiere a la evolución de la desigualdad monetaria y real para hogares con las mismas necesidades clasificados por su tamaño. Para las particiones por la Comunidad Autónoma y el tamaño del municipio de residencia, o el nivel educativo del sustentador principal, estudiaremos 7) qué grupos ganan o pierden en desigualdad monetaria y real en función de c y Θ, y 8) qué partición explica mejor la desigualdad global para la población en su conjunto.

1. Para ambas encuestas, el CUADRO 1 muestra la distribución de personas por el tamaño del hogar, así como el gasto total medio para cada grupo

respecto de la media de la población. El parámetro Θ, que representa el peso que se concede al tamaño del hogar, toma los valores propuestos en Buchman *et al.*(1988): 0,00, 0,25, 0,36, 0,55, 0,72, y 1,00. Además, consideraremos la llamada escala de Oxford, ampliamente utilizada internacionalmente, incluido el propio INE. Da un peso unitario al primer adulto -cualquier persona de 14 o más años- 0,7 a cada uno de los restantes y 0,5 a los menores de 14 años. Nos referiremos a ella por el símbolo EQ.

Es importante observar que cuando el tamaño no juega ningún papel, esto es, cuando Θ = 0, se trata siempre de la distribución del gasto total por hogar. Sin embargo, cuando Θ ≠ 0, las estimaciones se refieren a alguna distribución del gasto equivalente por persona. En todos los casos, junto a los datos muestrales hemos utilizado la información sobre factores de elevación que proporciona el INE, por lo que todas las estimaciones son poblacionales.

Se observan regularidades similares en las dos situaciones: cerca del 60 por ciento de los individuos vive vive en hogares de 3 a 5 miembros. La media del gasto para la población desciende sustancialmente a medida que Θ aumenta; sin embargo, para los hogares de menor tamaño el gasto equivalente aumenta con Θ, mientras que lo contrario

CUADRO 1. GASTO EQUIVALENTE MEDIO POR TAMAÑO DEL HOGAR EN FUNCIÓN DE Θ EPF 1973-74

Tamaño del hogar	Número de personas en % del total	Gasto equivalente medio en % de la media poblacional						
		Θ = 0,00	0,25	0,36	0,55	0,72	1,00	EQ
1	2,2	37,4	47,7	56,2	74,2	94,7	139,4	91,7
2	10,9	66,8	71,7	78,2	90,6	102,7	124,6	117,3
3	15,7	95,0	92,0	96,1	103,0	108,9	118,0	115,3
4	23,9	112,2	101,0	102,2	103,8	104,5	104,4	106,6
5	19,8	124,0	105,7	104,4	101,5	97,1	98,5	95,7
6	13,2	133,8	108,9	105,3	99,0	93,1	83,0	86,8
7 or +	14,3	156,8	120,5	112,9	100,4	84,2	90,0	78,4
Media de la población		254.608	199.722	169.491	128.330	100.645	68.319	103.879
Cov(z, log s)/z		63,3	41,9	32,0	14,1	- 2,7	- 32,3	- 11,3

EPF 1980-81

Tamaño del hogar	Número de personas en % del total	Gasto equivalente medio en % de la media poblacional						
		Θ = 0,00	0,25	0,36	0,55	0,72	1,00	EQ
1	2,1	41,9	54,1	63,5	83,5	105,9	154,9	101,5
2	11,4	70,1	76,1	82,8	95,4	107,6	129,6	121,6
3	15,1	96,1	94,3	98,2	104,6	110,2	118,5	116,1
4	25,5	113,2	103,4	104,3	105,3	105,6	104,7	107,6
5	20,1	122,4	105,7	104,0	100,6	97,1	90,5	94,2
6	12,5	129,0	106,4	102,6	95,9	89,8	79,5	86,3
7 or +	13,3	145,6	112,9	105,8	94,0	84,2	69,4	72,8
Media de la población		854.082	661.107	562.887	428.522	337.645	230.871	352.469
Cov(z, log s)/z		146,3	81,3	51,4	- 2,3	- 52,7	-141,6	- 95,6

CUADRO 2. VARIACIÓN DE LA DESIGUALDAD A MEDIDA QUE LA AVERSIÓN A LA DESIGUALDAD, LA GENEROSIDAD DE LA ESCALA Y EL PERÍODO DE TIEMPO VARÍAN

C	Unidades monetarias del período	Θ = 0,00	0,25	0,36	0,55	0,72	1,00	EQ
	EPF 1973-74							
2	73-74	0,2934	0,2351	0,2284	0,2249	0,2312	0,2659	0,2386
	1978	0,3042	0,2444	0,2378	0,2346	0,2415	0,2776	0,2489
	Invierno 81	0,3172	0,2569	0,2504	0,2475	0,2550	0,2931	0,2626
	1984	0,3228	0,2618	0,2552	0,2522	0,2598	0,2984	0,2668
1	73-74	0,2316	0,1833	0,1781	0,1740	0,1763	0,1932	0,1802
	1978	0,2380	0,1889	0,1837	0,1797	0,1819	0,1989	0,1855
	Invierno 81	0,2457	0,1967	0,1916	0,1879	0,1915	0,2082	0,1943
	1984	0,2493	0,1999	0,1948	0,1911	0,1936	0,2111	0,1969
0	73-74	0,2498	0,1842	0,1775	0,1713	0,1717	0,1851	0,1746
	1978	0,2570	0,1899	0,1832	0,1769	0,1772	0,1905	0,1797
	Invierno 81	0,2642	0,1970	0,1904	0,1844	0,1849	0,1986	0,1875
	1984	0,2675	0,1999	0,1933	0,1872	0,1876	0,2010	0,1897
-1	73-74	0,3930	0,2410	0,2268	0,2124	0,2094	0,2248	0,2121
	1978	0,4095	0,2507	0,2361	0,2211	0,2178	0,2329	0,2200
	Invierno 81	0,4195	0,2596	0,2450	0,2301	0,2270	0,2427	0,2292
	1984	0,4253	0,2637	0,2489	0,2336	0,2304	0,2458	0,2321
	EPF 1980-81							
2	73-74	0,2141	0,1694	0,1656	0,1656	0,1737	0,2081	0,1877
	1978	0,2211	0,1756	0,1717	0,1717	0,1798	0,2144	0,1938
	Invierno 81	0,2279	0,1823	0,1786	0,1790	0,1877	0,2238	0,2018
	1984	0,2344	0,1877	0,1839	0,1841	0,1926	0,2284	0,2063
1	73-74	0,1857	0,1455	0,1419	0,1405	0,1447	0,1646	0,1543
	1978	0,1907	0,1502	0,1466	0,1451	0,1493	0,1690	0,1587
	Invierno 81	0,1950	0,1545	0,1511	0,1498	0,1543	0,1744	0,1636
	1984	0,1997	0,1586	0,1550	0,1536	0,1578	0,1776	0,1668
0	73-74	0,2024	0,1497	0,1450	0,1418	0,1447	0,1619	0,1536
	1978	0,2080	0,1547	0,1499	0,1467	0,1495	0,1665	0,1582
	Invierno 81	0,2119	0,1586	0,1539	0,1509	0,1538	0,1712	0,1625
	1984	0,2168	0,1626	0,1578	0,1546	0,1573	0,1743	0,1657
-1	73-74	0,2948	0,1899	0,1806	0,1730	0,1750	0,1965	0,1866
	1978	0,3061	0,1979	0,1884	0,1805	0,1824	0,2040	0,1940
	Invierno 81	0,3104	0,2021	0,1926	0,1849	0,1870	0,2090	0,1985
	1984	0,3190	0,2082	0,1984	0,1903	0,1921	0,2138	0,2033

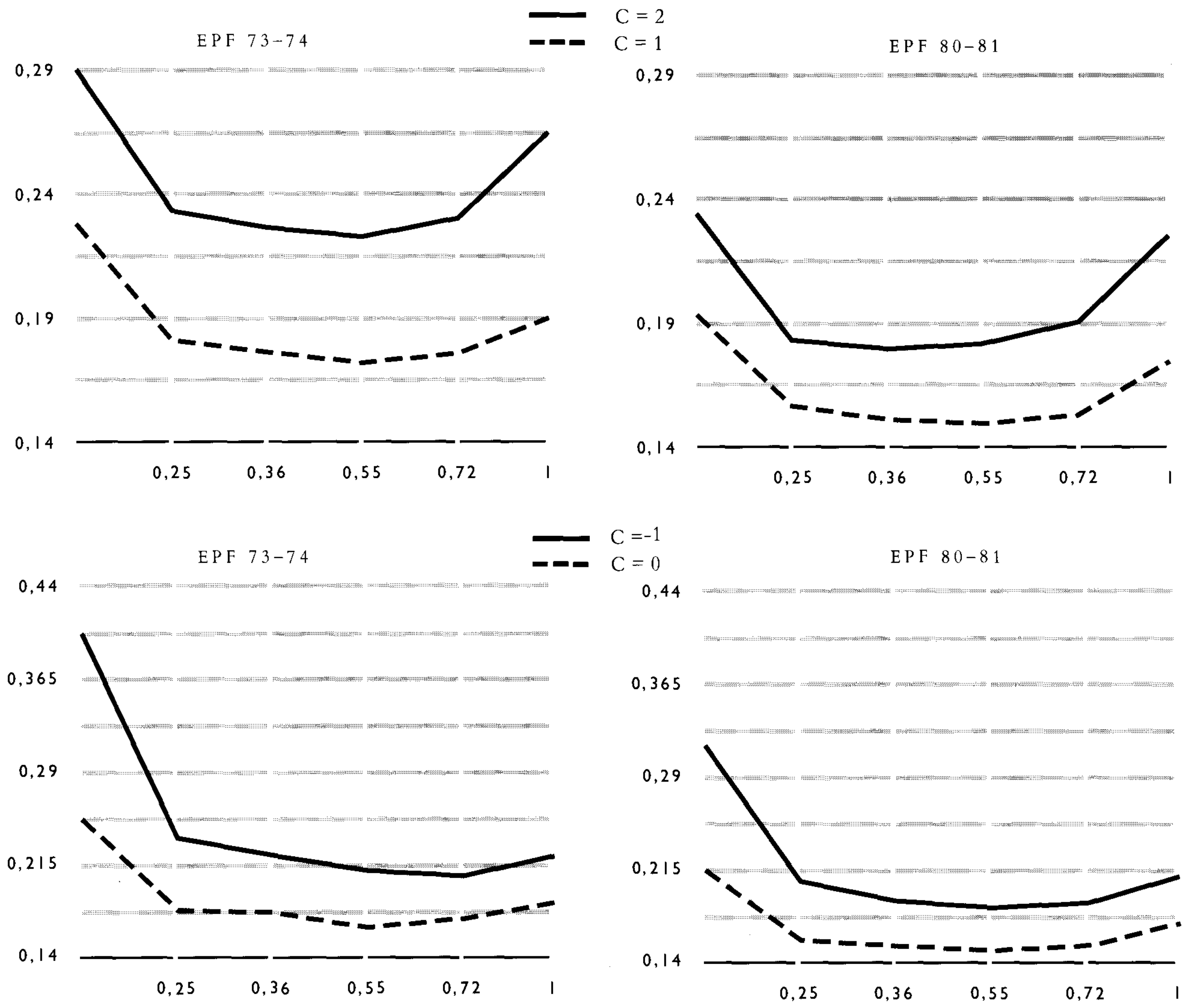
ocurre para los de mayor tamaño. Todo ello se refleja en la covarianza normalizada entre el logaritmo del tamaño del hogar y el gasto equivalente, que es positiva a bajos niveles de Θ y cambia de signo al otro extremo.

Estos resultados parecen confirmar los de Coulter *et al.* (1992b) para el Reino Unido, y son consistentes con una forma de U para la desigualdad relativa en función de Θ. Obsérvese que, a juzgar por la media del gasto equivalente, la escala de Oxford parece estar situada dentro del intervalo Θ = [0.72,1].

El CUADRO 2 presenta información sobre la desigualdad a escala nacional para los siguientes miembros de la familia de Entropía Generalizada: el primer índice de Theil (c = 1), la desviación logarítmica media (c = 0), un índice sensible a las diferencias de renta en la parte superior de la distribución (c = 2) -que es igual a la mitad del coeficiente de variación al cuadrado- y un índice más sensible en la parte opuesta de la distribución (c = -1). Ambas distribuciones se expresan en unidades monetarias de la situación 1 (1973-74), la situación 2 (invierno de 1981), 1978 y 1984.

En la FIGURA 1 se representa cómo varía la desigualdad con Θ y c cuando ambas distribuciones se expresan a los precios de los períodos en que

FIGURA 1



fueron recogidas. Parece que, para ambas encuestas, la forma de U es más pronunciada para los mayores valores de c. Sin embargo, cuando calculamos el rango para cada valor de c a través de la expresión [(max/min) - 1] 100, excluyendo el caso extremo $\Theta = 0$ o ambos valores $\Theta = 0$ y 1, obtenemos:

RANGO DE VARIACIÓN EN TÉRMINOS PORCENTUALES

c =	2	1	0	-1
EPF 1973-74:				
$\Theta \in [0{,}25, 1]$	18,2	11,0	8,1	15,1
$\Theta \in [0{,}25, 0{,}72]$	6,1	5,3	7,5	15,1
EPF 1980-81:				
$Q \in [0{,}25, 1]$	25,3	16,4	13,4	13,0
$Q \in [0{,}25, 0{,}72]$	13,0	9,2	7,7	9,3

Todos los valores son bastante grandes y, en particular, mayores que los de Coulter *et al.* (1992b) para c = 1 y 0. Cuando nos restringimos a las distribuciones por persona, en ambas encuestas se alcanza la máxima desigualdad para c =2 y $\Theta = 1$, y la mínima para c = 0 y $\Theta = 0{,}55$. Los rangos de variación para todos los valores de c son del 55,2 % y 48,1 % para 1973-74 y 1980-81, respectivamente.

Finalmente, obsérvese que las estimaciones de la desigualdad para la escala de Oxford están de nuevo entre las del intervalo [0,72, 1] para Θ, aunque mucho más próximas a la cota inferior en 1973-74 y a la inversa en 1980-81.

2. La FIGURA 1 ilustra otro hecho importante: para todos los valores de c, la curva que muestra la desigualdad en la situación 2 va por debajo de la de la situación 1. Esto es, como sabemos por otros estudios, la desigualdad monetaria en España ha mejorado durante este período, o $\Delta M(\Theta) < 0$ para todo Θ, independientemente del índice de desigualdad utilizado. Con objeto de trabajar con números positivos, en el CUADRO 3 se proporcionan -bajo el símbolo ΔM- estimaciones de

$$- \Delta M(\Theta)/I(z_1^i(\Theta)) =$$

$$- [I(z_2^i(\Theta)) - I(z_1^i(\Theta))]/I(z_1^i(\Theta))$$

para determinados valores de Θ. Para todos los valores de c, la mejora en la desigualdad monetaria disminuye contínuamente a medida que vamos concediendo más peso al tamaño del hogar. Este efecto es más pronunciado cuanto menor es c. Así, en el caso c = -1, ΔM desciende en más del 50 % a medida que Θ varia en el intervalo [0,25, 1].

El rango de variación es grande: para las distribuciones por persona, el máximo valor de ΔM es del 22,5 %, que se alcanza para c = 2 y $\Theta = 0{,}25$, mientras que el mínimo es del 7 % para c = -1 y $\Theta = 1$. Para el importante caso c = 0, la mejora en la desigualdad monetaria cuando $\Theta = 0{,}25$ o EQ, por ejemplo, es del 12,0 % y 6,9 %, respectivamente.

3. El cambio en la desigualdad monetaria tiene un interés muy limitado en sí mismo. Lo que importa es el cambio en la desigualdad real y el papel distributivo de los cambios en los precios relativos en distintos momentos del tiempo. Debido al problema de números índices, sabemos que el cambio en la desigualdad real a precios de la situación 1, ΔR_1, no tiene porqué ser igual al mismo concepto en la situación 2, ΔR_2, ni a ninguna de las demás fechas, digamos ΔR_t. No obstante, confiamos que estas magnitudes no difieran demasiado en la práctica.

No disponemos de estimaciones directas de estos conceptos. Hemos realizado un ejercicio de aproximación para establecer una cota inferior de ΔR_1, ΔY_L, y una cota superior de ΔR_2, ΔY_U. También hemos estimado ΔR_t para t = 1978 y

1984. Los resultados, siempre relativos a la desigualdad en la situación 1, se presentan en cifras positivas en el CUADRO 3.

A continuación debemos preguntarnos por la calidad de nuestras aproximaciones. En primer lugar, se observa que para todos los valores de c y Θ

CUADRO 3. CAMBIO PORCENTUAL DE LA DESIGUALDAD MONETARIA Y REAL, RELATIVO A LA DESIGUALDAD EN 1973-74, A MEDIDA QUE LOS PARÁMETROS C Y Θ VARÍAN

C	Θ =	0,00	0,25	0,55	1,00	EQ
	ΔM	22,3	22,5	20,4	15,8	15,4
	ΔY_L	27,0	28,0	26,4	21,7	21,3
	ΔY_U	30,4	31,8	30,5	26,0	25,5
2	$(\Delta Y_U - \Delta Y_L)/\Delta Y_L$	12,6	13,6	15,5	19,8	19,7
	$\Delta Y_L/\Delta M$	1,211	1,244	1,294	1,373	1,383
	$\Delta Y_U/\Delta M$	1,363	1,413	1,494	1,645	1,656
	$(\Delta Y_U - \Delta Y_L)/\Delta M$	15,2	16,9	20,0	27,2	27,3
	ΔM	15,8	15,7	13,9	9,7	9,2
	ΔY_L	19,8	20,6	19,3	14,8	14,3
	ΔY_U	21,9	23,0	21,9	17,4	17,0
1	$(\Delta Y_U - \Delta Y_L)/\Delta Y_L$	10,6	17,5	13,5	17,6	18,9
	$\Delta Y_L/\Delta M$	1,253	1,312	1,388	1,526	1,554
	$\Delta Y_U/\Delta M$	1,386	1,465	1,575	1,794	1,848
	$(\Delta Y_U - \Delta Y_L)/\Delta M$	13,3	15,3	18,7	26,8	29,4
	ΔM	15,2	13,9	12,0	7,5	6,9
	ΔY_L	19,0	18,7	17,2	12,6	12,0
	ΔR_{78}	19,6	19,1	17,6	12,9	12,3
0	ΔR_{84}	20,3	20,3	19,0	14,5	13,8
	ΔY_U	21,0	20,9	19,6	14,8	14,3
	$(\Delta Y_U - \Delta Y_L)/\Delta Y_L$	10,5	11,8	13,9	17,5	19,2
	$\Delta Y_L/\Delta M$	1,250	1,345	1,433	1,680	1,739
	$\Delta Y_U/\Delta M$	1,382	1,504	1,633	1,973	2,072
	$(\Delta Y_U - \Delta Y_L)/\Delta M$	13,2	15,9	20,0	29,3	33,3
	ΔM	21,0	16,1	12,9	7,0	6,4
	ΔY_L	25,0	21,2	18,5	12,6	12,0
	ΔY_U	27,7	23,9	21,3	15,0	14,4
-1	$(\Delta Y_U - \Delta Y_L)/\Delta Y_L$	10,8	12,7	15,1	19,5	20,0
	$\Delta Y_L/\Delta M$	1,190	1,317	1,434	1,800	1,875
	$\Delta Y_U/\Delta M$	1,319	1,484	1,651	2,143	2,250
	$(\Delta Y_U - \Delta Y_L)/\Delta M$	12,9	16,7	21,7	34,3	38,5

la cota inferior es siempre menor que la superior. En realidad, como se muestra sólo para c = 0, siempre es el caso que

$$\Delta Y_L < \Delta R_{78} < \Delta R_{84} < \Delta Y_U,$$

con ΔR_{78} muy próximo a ΔY_L, y ΔR_{84} a ΔY_U. Lo que podríamos denominar el error de aproximación, $(\Delta Y_U - \Delta Y_L)$, es relativamente invariante con c, aumenta suavemente con Θ y parece ser de un orden de magnitud tolerable: entre el 10-20 % del valor de ΔY_L, o el 15-35 % del de ΔM, dependiendo de Θ.

Por otra parte, como puede observarse en el Cuadro 3, tanto ΔY_L como ΔY_U decrecen con Θ, pero menos de lo que lo hace ΔM. Sorprendentemente, para casi todos los valores de Θ nuestras estimaciones de la mejora en la desigualdad real son mayores para los índices con mayores valores de c. En cualquier caso, el resultado central es que la mejora en la desigualdad real en este período es siempre mayor que la mejora en la desigualdad monetaria.

Si concentramos la atención en una selección de casos importantes, se observa que

	c	Θ	ΔM	ΔY's	(ΔY - ΔM)/ΔM
Mínimo:	-1	1	7,0 %	12,6-15,0 %	80-114 %
Intermedio:	0	0,55	12,0 %	17,2-19,6 %	43-63 %
Máximo:	2	0,25	22,5 %	28,0-31,8 %	24-41 %

En relación a la situación 1, mientras que la desigualdad monetaria ha mejorado en un intervalo que va del 7 al 22,5 %, la desigualdad real lo ha hecho entre el 13 y el 30 %. Así pues, la mejora en la desigualdad real supera de un 24 a un 114 % a la monetaria, dependiendo de nuestros juicios de valor sobre c y Θ y del error de aproximación. En particular, cuando consideramos la escala de Oxford, la desigualdad real ha mejorado entre un 38 y un 125 % más que la desigualdad monetaria, dependiendo de los valores de c.

4. Concentrémonos en la cota inferior del cambio en la desigualdad real de la distribución del gasto total por hogar cuando c = 0, esto es

$$\Delta Y_L(0) = I_0(\{y^h_{21}\}) - I_0(\{x^h_1\}),$$

donde

$$y^h_{21} = x^h_2 L^h(p_1, p_2; w^h_2).$$

En el apartado anterior vimos que para todo $\Theta' > 0$,

$$\Delta Y_L(0) = \Delta Y_L(\Theta') + [\Delta EQ_1(\Theta') + \Delta UA_1(\Theta')] - [\Delta EQ_2(\Theta') + \Delta UA_2(\Theta')],$$

donde, para cada τ, $\Delta EQ_\tau(\Theta')$ es el cambio atribuible al movimiento del gasto total al gasto equivalente y $\Delta UA_\tau(\Theta')$ es la variación atribuible al cambio en la unidad de análisis desde el hogar a la persona. Las estimaciones de esos términos cuando Θ' = 0,55 y 1,00 son las siguientes:

	Θ' = 0,55	Θ' = 1,00
$\Delta EQ_1(\Theta')$	-0,05711	-0,04690
$-\Delta EQ_2(\Theta')$	0,04568	0,02708
$\Delta UA_1(\Theta')$	-0,02130	-0,01773
$-\Delta UA_2(\Theta')$	0,01490	0,01345
$\Delta Y_L(\Theta')$	-0,02953	-0,02326
$\Delta Y_L(0)$	-0,04736	-0,04736

Se observa que $\Delta EQ_\tau(\Theta) < 0$ y $\Delta UA_\tau(\Theta) < 0$ para todo τ y Θ pero que el efecto debido al cambio desde el gasto total al equivalente es mayor en términos absolutos que el ocasionado por el cambio en la unidad de análisis.

5. Claramente, los cambios en los precios relativos han jugado un papel redistributivo muy positivo. Examinaremos la secuencia temporal que va desde 1973-74 a 1978, invierno de 1981 y 1984 para las dos encuestas disponibles. Como el lector interesado puede obtener la restante información del Cuadro 3, en el CUADRO 4 ofrecemos solamente los resultados para c = 0.

De acuerdo con ambas encuestas, para todos los valores de Θ los precios relativos han evolucionado más desfavorablemente para los ricos. Los efectos precio siguen una U invertida a medida que Θ aumenta, alcanzando un máximo en Θ = 0,55. Por subperíodos, el impacto es considerablemente mayor de 1978 al invierno de 1981. Como el efecto precios permanece entre el 4 y el 7 % mientras que la mejora en la desigualdad monetaria desciende ostensiblemente con Θ, el cociente de estas dos expresiones crece considerablemente a medida que Θ aumenta.

6. Tradicionalmente, cuando se dispone de una sola muestra, dada una partición de la población se han discutido dos cuestiones: la contribución a la desigualdad de cada miembro de la partición y la magnitud del componente de la desigualdad entre grupos como una medida de la capacidad explicativa de la desigualdad global por parte de la característica en cuestión. Como disponemos de dos encuestas, podemos estudiar también la evolución de la desigualdad monetaria y real para cada uno de los grupos considerados.

En el apartado anterior se revisaron las ventajas de la desviación logarítmica media como una medida descomponible. Para la partición por el tamaño del hogar, la incidencia sobre el total de la desigualdad dentro de cada grupo se medirá por π^j, el cociente entre su contribución a la desigualdad dentro de los grupos y su peso demográfico, esto es:

$$\pi^j = \left[I_0(z^j) \ / \ W_0^{(j)} \right] \ / \ n^j \ .$$

CUADRO 4. EFECTOS PRECIO EN TÉRMINOS PORCENTUALES, EN RELACIÓN A LA DESIGUALDAD DE 1973-1974, A MEDIDA QUE VARÍA EL PARÁMETRO Θ. CASO C = 0

Impacto de los cambios en los precios desde 1973-74 a:		Θ =	0,00	0,25	0,55	1,00	EQ
1978	$\Delta P_{21} - \Delta P_{23}$		2,2	2,7	2,8	2,5	2,6
	ΔP_{13}		2,9	3,1	3,3	2,9	2,9
Invierno-81	ΔP_{21}		3,8	4,8	5,3	5,0	5,1
	ΔP_{12}		5,8	7,0	7,6	7,3	7,4
1984	$\Delta P_{21} + \lvert\Delta P_{23}\rvert$		5,8	7,0	7,3	6,7	6,9
	ΔP_{14}		7,1	8,5	9,2	8,6	8,9
	ΔM		15,2	13,9	12,0	7,5	6,9
	$\Delta P_{21} / \Delta M$		0,249	0,345	0,440	0,671	0,737
	$\Delta P_{12} / \Delta M$		0,381	0,501	0,636	0,969	1,070

Un valor de π^j mayor que 1, por ejemplo, significa que ese tamaño de hogar contribuye a la desigualdad global -corregida por el hecho de que este componente no es la única fuente de desigualdad para la población en su conjunto- más de lo que podría esperarse de su importancia demográfica. Obsérvese que, por supuesto, esta medida es independiente de Θ.

En el CUADRO 5 se presenta la evidencia empírica. El resultado fundamental es que, en ambas encuestas, los hogares de menor tamaño y los de 7 ó más miembros registran las mayores contribuciones relativas a su importancia demográfica. Los hogares de cuatro miembros son los que menos contribuyen a la desigualdad global.

¿Qué parte de la desigualdad global puede atribuirse a las diferencias en el tamaño del hogar? La respuesta habitual se realiza en términos del componente de la desigualdad entre grupos cuando c = 0. Desgraciadamente, como vimos en el apartado anterior, este estadístico está influido por la especificación de Θ que se elija. De acuerdo con la información del CUADRO 6, incluso si se excluye el caso $\Theta = 0$, el porcentaje de la desigualdad glo-

CUADRO 5. DESIGUALDAD DENTRO DE LA PARTICIÓN POR TAMAÑO DEL HOGAR. CASO C = 0

	EPF 1973-74			EPF 1980-81		
Número de miembros	(1) %	(2) %	π^j =	(1) %	(2) %	π^j =
	n^j	$I_0(z^j)/W_0^{(j)}$	(2)/(1)	n^j	$I_0(z^j)/W_0^{(j)}$	(2)/(1)
1	2.2	4.5	2.04	2.1	4.1	1.96
2	10.9	15.9	1.46	11.4	15.7	1.38
3	15.7	14.4	0.92	15.1	15.5	1.03
4	23.9	19.7	0.83	25.5	21.6	0.85
5	19.8	18.0	0.91	20.1	18.1	0.90
6	13.2	12.3	0.93	12.5	10.5	0.84
7 y +	14.3	14.9	1.04	13.3	14.5	1.09
Total	100.0	100.0		100.0	100.0	

CUADRO 6. DESIGUALDAD ENTRE LOS GRUPOS COMO PORCENTAJE DE LA DESIGUALDAD GLOBAL EN LA PARTICIÓN POR TAMAÑO DEL HOGAR

	c	Θ =	0.00	0.55	1.00	EQ
	1		22.9	0.90	7.78	4.92
EPF 1973-74	0		24.4	0.97	8.22	5.20
	-1		19.1	0.84	6.92	4.39
	1		21.3	0.86	11.8	7.75
EPF 1980-81	0		22.4	0.87	12.3	8.01
	-1		18.3	0.72	10.3	6.93

bal atribuible a las diferencias entre las medias de los distintos grupos varía ampliamente con Θ para todos los valores de c seleccionados.

El CUADRO 7 contiene información importante, independiente de la generosidad de la escala, sobre la descomposición de la desigualdad monetaria en un efecto real y un efecto precio para los hogares clasificados por el tamaño del hogar. Los resultados no varían cualitativamente con el parámetro c: excepto para los hogares de 3 miembros y c = -1, la desigualdad monetaria mejora para todos los grupos, pero menos que la desigualdad real. Desde este punto de vista, la evidencia del papel redistributivo de los cambios en los precios relativos es indiscutible.

No obstante, la mejora no es la misma para todos los grupos: en términos absolutos, los hogares de 1, 2 y 6 miembros, que representan cerca del 26 % de la población, experimentan mejoras de más del 20 % en relación a la desigualdad en la situación 1, mientras que el grupo de 3 miembros sólo mejora un 4-12 %. Sin embargo, la importancia del efecto precios parece ser del mismo orden de magnitud para todos los grupos, del 5-9 %.

7. Hemos visto que cuando c = 0, un valor mayor (menor) que 1 para

$$\pi^k(\Theta) = \left[I_0(z^k(\Theta))/W^{(k)}_0(\Theta)\right]/n^k$$

CUADRO 7. CAMBIO EN LA DESIGUALDAD MONETARIA Y REAL EN LA PARTICIÓN POR TAMAÑO DEL HOGAR

Número de miembros	c = 1	ΔM^j	=	ΔR^j_1	+	ΔP^j_{21}	=	ΔR^j_2	+	ΔP^j_{12}
1		-18,4	=	-23,3	+	4,9	=	-28,2	+	9,8
2		-19,9	=	-24,5	+	4,6	=	-28,4	+	8,5
3		-5,2	=	-11,7	+	6,6	=	-13,2	+	8,1
4		-10,9	=	-16,6	+	5,7	=	-19,2	+	8,3
5		-15,6	=	-20,8	+	5,1	=	-23,3	+	7,7
6		-24,9	=	-28,9	+	4,0	=	-32,9	+	8,0
7 y +		-11,8	=	-17,5	+	5,7	=	-18,9	+	7,1
	c = 0	ΔM^j	=	ΔR^j_1	+	ΔP^j_{21}	=	ΔR^j_2	+	ΔP^j_{12}
1		-16,1	=	-20,9	+	4,7	=	-24,8	+	8,7
2		-17,3	=	-21,9	+	4,6	=	-25,4	+	8,1
3		- 1,8	=	- 8,3	+	6,5	=	- 9,7	+	7,9
4		-10,2	=	-15,7	+	5,4	=	-18,2	+	8,0
5		-13,4	=	-18,5	+	5,0	=	-20,8	+	7,4
6		-20,2	=	-24,6	+	4,4	=	-27,8	+	7,6
7 y +		- 9,3	=	-14,8	+	5,5	=	-16,0	+	6,7
	c = -1	ΔM^j	=	ΔR^j_1	+	ΔP^j_{21}	=	ΔR^j_2	+	ΔP^j_{12}
1		-20,9	=	-25,9	+	5,0	=	-29,3	+	8,4
2		-19,8	=	-24,7	+	4,9	=	-29,1	+	9,2
3		3,5	=	- 3,9	+	7,4	=	-5,2	+	8,8
4		-12,6	=	-18,3	+	5,7	=	-21,7	+	9,1
5		-13,2	=	-18,5	+	5,3	=	-21,2	+	8,0
6		-22,0	=	-27,0	+	5,0	=	-30,0	+	7,9
7 y +		- 4,5	=	-10,4	+	5,9	=	-11,9	+	7,4

indica si éste contribuye a la desigualdad dentro de los grupos más (menos) de lo que se esperaría en función de su peso demográfico. Los resultados para las particiones por Comunidades Autónomas (CCAA), tamaño del municipio (MUN) y nivel educativo del sustentador principal, se presentan en el CUADRO 8.

Un período de 7 años no es suficiente para observar grandes diferencias en la distribución de frecuencias por Comunidades Autónomas y tamaño municipal. Las dos Castillas y Extremadura pierden alguna población, mientras que la Comunidad Valenciana y Madrid ganan algo. Asimismo, la España rural pierde 3 puntos porcentuales de peso demográfico en favor de las capitales de provincia. En este contexto, el cambio drástico entre las categorías "Sin estudios" y "Enseñanza primaria" es preocupante; sin embargo, a juzgar por otras fuentes estadísticas las cifras para 1980-81 están más cercanas a la realidad. La mayor importancia en la segunda encuesta de los titulados de grado medio y universitario está de acuerdo con lo esperado.

Los grupos individuales que ven reducirse su contribución a la desigualdad monetaria, deben haber experimentado una mejora en la desigualdad real y/o haber recibido un impacto favorable del cambio en precios relativos. La información completa sobre este asunto para determinados valores de c y Θ se encuentra en los Cuadros A, B y C en el Apéndice. El CUADRO 9 presenta una media para esos valores de Θ, en el caso c = 0, de la cota inferior del cambio en desigualdad real a precios de la situación 1.

Esta información merece algunos comentarios. En primer lugar, parece que la aproximación que hemos intentado es relativamente inmune al problema de números índice: excepto en dos casos -La Rioja y los municipios de menos de 2.000 habitan-

CUADRO 8. IMPORTANCIA DEMOGRÁFICA Y CONTRIBUCIÓN A LA DESIGUALDAD DE LOS GRUPOS INDIVIDUALES. CASO C = 0 Y Θ = 0,55

	1973-74		1980-81	
CCAA	n^k	π^k	n^k	π^k
Andalucía	17,2	1,18	17,2	1,15
Aragón	3,3	1,23	3,2	0,98
Asturias	3,0	0,85	3,0	1,06
Baleares	1,7	0,93	1,7	1,17
Canarias	3,5	1,08	3,6	1,06
Cantabria	1,4	0,95	1,4	0,97
Cast.-León	7,3	1,18	6,8	1,11
C.-La Mancha	4,6	1,19	4,4	1,05
Cataluña	15,9	0,76	15,9	0,84
C. Valenciana	9,4	0,90	9,8	0,95
Extremadura	3,1	1,22	2,8	1,05
Galicia	7,4	0,97	7,5	1,08
Madrid	11,9	1,02	12,4	0,97
R. Murcia	2,4	0,88	2,5	1,04
Navarra	1,3	0,77	1,4	0,85
País Vasco	5,9	0,80	5,7	0,77
La Rioja	0,7	0,80	0,7	0,73
MUN				
< 2.000	11,3	1,16	10,3	1,14
2-10.000	20,2	1,02	19,3	1,05
10-50.000	23,2	0,92	21,7	0,93
Capitales	45,3	0,99	48,8	0,98
EDUCACIÓN				
Analfabeto	6,5	1,33	6,3	1,34
Sin estudios	18,7	1,09	25,1	1,14
Primaria	60,6	0,96	48,5	0,94
Secundaria	4,9	0,93	6,7	0,91
Bachillerato	3,6	0,91	4,8	0,86
F. Prof.	0,7	0,80	1,6	0,77
Grado Medio	2,2	0,83	3,5	0,81
Universidad	2,8	0,97	3,5	0,88

CUADRO 9 . EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD PARA DIFERENTES PARTICIONES. CASO C=0

1973-74 : Π^k		% ΔY_L		1980-81: Π^k		
2.05	1 persona30		Aragón			
1.46	2 personas		Form. Prof.	1.96	1 persona(1, 1)	
1.33	Analfabeto	24	6 personas	1.38	2 personas	(2, 2)
1.23	Aragón		Extremadura			
1.22	Extremadura	23	Bachiller		Analf.	(3, 3)
1.19	C. La Mancha	22	2 personas	1.17	Baleares	(4, 21)
1.18	Castilla-León		Univer.	1.15	Andalucía	(5, 8)
	Andalucía	21	1 persona1.14		< 2.000 hab.	(6, 9)
1.16	< 2.000 hab.		Grado Medio		Sin estudios	(7, 10)
		20	C. La Mancha			
1.09	Sin estudios		País Vasco	1.11	Cast.-León	(8, 7)
1.08	Canarias			1.09	7 ó + personas	(9, 12)
		18.5	5 personas	1.08	Galicia	(10, 16)
1.04	7 ó + personas		Madrid	1.06	Asturias	(11, 29)
1.02	Madrid		La Rioja		Canarias	(12, 11)
	2.000-10.000 hab.					
		18	Secund.	1.05	Extremadura	(13, 5)
0.99	Cap. de Prov.	16.5	Cast.-León		C-La Mancha	(14, 6)
		16	Primarios		2.000-10.000 hab.	(15, 13)
0.97	Galicia	15.7	4 personas	1.04	R. Murcia	(16, 28)
	Univer.	14.8	7 ó + personas	1.03	3 personas	(17, 24)
0.96	Primarios	14	Cap. Prov.	0.98	Aragón	(18, 4)
0.95	Cantabria	13	Canarias		Cap. Prov.	(19, 15)
0.93	6 personas	11.5	Andalucía	0.97	Cantabria	(20, 19)
	Baleares		< 2.000 hab.		Madrid	(21, 13)
	Secundarios		10.000-50.000 hab.	0.95	C. Valenciana	(22, 27)
0.92	3 personas			0.94	Prim.	(23, 18)
		10	Analf.	0.93	10.000-50.000 hab.	(24, 25)
	10.000-50.000 hab.	8.3	3 personas	0.91	Secund.	(25, 22)
0.91	5 personas	8	Sin est.	0.90	5 personas	(26, 23)
	Bachiller					
0.90	C. Valenciana	7	Navarra			
		6.5	2.000-10.000 hab.	0.88	Univ.	(27,17)
0.88	R. Murcia	4.5	Cantabria	0.86	Bachiller	(28,26)
0.85	Asturias		Valencia	0.85	4 personas	(29, 30)
0.83	4 personas	4	Cataluña		Navarra	(30, 35)
	Grado Medio	1	Galicia	0.84	6 personas	(31, 20)
0.80	País Vasco				Cataluña	(32, 36)
	La Rioja	+ 6	R. Murcia	0.81	Gr. Medio	(33, 31)
	Form. Prof.	+ 11	Asturias	0.77	País Vasco	(34, 32)
0.77	Navarra	+ 15	Baleares		For. Prof.	(35, 34)
0.76	Cataluña			0.73	La Rioja	(36, 33)

tes- cuando hay una mejora en la desigualdad real se da el caso que $|\Delta Y^k_L| < |\Delta Y^k_U|$, esto es, la estimación de la cota inferior de ΔR_1 es menor que la de la cota superior de ΔR_2. Obsérvese que cuando ΔR_τ es positivo, bajo la hipótesis de que el sesgo de sustitución en los índices estadísticos de precios es mayor relativamente para los ricos que para los pobres, ΔY^k_L y ΔY^k_U pasan a ser una cota superior e inferior para ΔR_1 y ΔR_2, respectivamente. En esos casos observamos, como era deseable, que $\Delta Y^k_L > \Delta Y^k_U$. De todos modos, las diferencias entre esas dos cantidades es raramente mayor de 2 ó 3 puntos porcentuales, aunque tal diferencia representa más del 20 % de la cota inferior para 5 Comunidades Autónomas, un tamaño municipal y un nivel educativo.

En segundo lugar, existe una evidencia impresionante en favor de una mejora en la desigualdad real dentro de cualquiera de las particiones: de los 29 grupos estudiados, sólo 3 Comunidades Autónomas -Baleares, Asturias y Murcia- registran un aumento en desigualdad real. Ciñéndonos de aquí en adelante al caso c = 0, observamos que las mejoras en la desigualdad real para una parte importante de la población superan el 20 %: hogares de 1, 2 y 6 miembros que, como vimos, representan el 26 % de la población, 4 Comunidades Autónomas -Aragón, Extremadura, Castilla-La Mancha y País Vasco- que representan más del 16 %, y todos los hogares encabezados por un sustentador que haya superado el Bachillerato que son más del 10 %. En el otro extremo, numerosos grupos experimentaron mejoras inferiores al 10 %: hogares de 3 miembros (15 %), hogares encabezados por analfabetos o sin estudios (24-30 %), pequeños municipios de 2.000 a 10.000 habitantes, algunas Comunidades Autónomas más ricas -Navarra, Cataluña y la Comunidad Valenciana- y otras no tan desahogadas -Cantabria, Galicia, Murcia y Asturias.

En tercer lugar, la evidencia en favor de la redistribución inducida por los cambios en precios relativos es concluyente: para todas las especificaciones de c y Θ, los efectos precio son positivos. Además, como en el caso del tamaño del hogar, el rango de variación de ΔP^k_{21}, por ejemplo, es pequeño para todas las particiones.

Obsérvese que un efecto precio positivo, que refleja una evolución de éstos menos desfavorable para los más pobres, cuando se suma a un empeoramiento de la desigualdad real con el mismo signo -como en Baleares o Asturias- conduce a un deterioro alarmante de la desigualdad monetaria, mientras que si se añade a grupos con ligeras reducciones en la desigualdad real puede conducir a incrementos engañosos de la desigualdad monetaria, como es el caso de Cataluña, la Comunidad Valenciana, los analfabetos o los municipios de 2.000 a 10.000 habitantes.

Nuestro último comentario es que si los efectos precio son relativamente neutrales a lo largo de las distintas particiones, entonces la variabilidad en la desigualdad monetaria se debe esencialmente a la variabilidad en la desigualdad real. La transición de la primera a la segunda lista de π^k's en el Cuadro 9 captura la evolución de la desigualdad monetaria. La última columna en ese Cuadro informa sobre la posición ocupada por cada grupo en términos del π^k en 1980-81 y 1973-74, respectivamente. Algunos grupos que estaban en muy mala posición al comienzo del período, acaban descendiendo 9 lugares o más, como Aragón, Extremadura o Castilla-La Mancha. Otros que estaban en una posición cómoda, acaban mucho mejor todavía -como los hogares encabezados por una persona con titulación universitaria o los hogares de 6 miembros- o mucho peor -

como los hogares de 3 miembros, Baleares, Asturias y Murcia. Finalmente, algunos situados muy arriba en la situación 1, como los hogares de 1 o 2 miembros, acaban igualmente arriba pero con una contribución a la desigualdad global mucho menor.

8. Recuérdese que sólo cuando utilizamos la desviación logarítmica media el componente de la desigualdad dentro de los grupos para la partición por tamaño del hogar era independiente de la generosidad de la escala. Esto es,

$$I_0(z(\Theta))=\Sigma_j(n^j)I_0(z^j)+I_0(\mu(z^j(\Theta))=W_0^{(j)}+B_0^{(j)}(\Theta).$$

Para cualquier otra partición tendríamos

$$I_0(z(\Theta)) = \Sigma_k (n^k) I_0(z^k(\Theta)) + I_0(\mu(z^k(\Theta)) =$$

$$W_0^{(k)}(\Theta) + B_0^{(k)}(\Theta).$$

Por tanto, para entender el papel explicativo de la desigualdad global por parte de una característica k, en el apartado anterior sugerimos la descomposición del término $W_0^{(j)}$ en

$$W_0^{(j)}=\Sigma_{jk} (n^{jk})I_0(z^{jk})+\Sigma_j (n^j)I_0(\mu(z^{j1}),\ldots,\mu(z^{jK}))=$$

$$W^{(jk)}+B_0^{(k\to j)}$$

donde $B_0^{(k\to j)}$ se denominó el verdadero componente de la desigualdad entre grupos.

Así pues, la expresión

$$\left[B_0^{(k\to j)} / W_0^{(j)}\right]100$$

proporcionará una medida independiente de Θ de la importancia de tal componente. La evidencia empírica es la siguiente:

	CCAA	MUN	EDC
1973-74	12,3	12,1	24,9
1980-81	8,5	9,1	25,2

Se observa que la capacidad explicativa de la variable socioeconómica EDC es el doble de la de las características geográficas CCAA y MUN que, en todo caso, parecen disminuir en este período como se había detectado en Bosch *et al.* (1989) utilizando la medida $B_0^{(k)}$, dependiente de Θ[21].

Por último, también estamos interesados en la importancia del componente de la desigualdad entre los grupos en la evolución de la desigualdad monetaria o real. Denotemos por $\Delta_M W_0^{(j)}$ el cambio en la desigualdad dentro de los grupos en la partición por tamaño del hogar. La descomposición de este término en un efecto real y un efecto precios será

$$\Delta_M W_0^{(j)}= \Delta_{R1} W_0^{(j)} + \Delta_{P21} W_0^{(j)} .$$

Para cualquier otra partición tendremos

$$\Delta_M W_0^{(jk)}+ \Delta_M B_0^{(k\to j)} =$$

$$\Delta_{R1} W_0^{(jk)} + \Delta_{R1} B_0^{(k\to j)} + \Delta_{P21} W_0^{(jk)} + \Delta_{P21} B^{(k\to}$$

y

$$\Delta_M B_0^{(k\to j)} = \Delta_{R1} B_0^{(k\to j)} + \Delta_{P21} B_0^{(k\to j)} .$$

Esta última expresión proporciona una descomposición, independiente de Θ, del cambio en la desigualdad monetaria entre los grupos en un efecto real y un efecto precios. En relación al término $W_0^{(j)}$ en la situación 1, encontramos, en términos porcentuales:

[21] Para un análisis de las diferencias observadas entre estas dos expresiones, véase Ruiz-Castillo (1993a).

	$[\Delta_M B_0^{(k\rightarrow j)} / W_0^{(j)}]100$	=	$[\Delta_{R1} B_0^{(k\rightarrow j)} / W_0^{(j)}]100$	+	$[\Delta_{P21} B_0^{(k\rightarrow j)} / W_0^{(j)}]100$
CCAA	- 4,8	=	- 5,2	+	0,4
MUN	- 4,1	=	- 4,7	+	0,6
EDC	- 2,6	=	- 4,6	+	2,0

Una vez más, observamos que los cambios en la desigualdad monetaria no son un buen indicador de los cambios en términos reales: la mejora en la desigualdad real entre los grupos es de un orden de magnitud similar para las tres particiones; sin embargo, el efecto precios juega un papel apreciable sólo para la variable EDC.

4.- CONCLUSIONES

Cualquier comparación en términos de bienestar o desigualdad de un par de distribuciones de renta o gasto en diferentes puntos del tiempo y/o del espacio, requiere la solución de dos problemas bien conocidos. El primero es cómo expresar las dos distribuciones en unidades monetarias comparables. El segundo se refiere a la heterogeneidad de una población de personas que, al pertenecer a hogares de diferente composición demográfica, tienen necesidades no comparables.

El objetivo del trabajo es la evolución de la desigualdad relativa en España utilizando dos grandes Encuestas de Presupuestos Familiares recogidas en 1973-74 y 1980-81. La descomposición del cambio en la desigualdad monetaria en un efecto real y un efecto precios ocupa el centro del análisis. La desigualdad se mide a través de la familia de índices de Entropía Generalizada que son aditivamente descomponibles.

No trabajamos con un modelo de comportamiento, con el que pudiera estimarse simultáneamente verdaderos índices del coste de la vida y escalas de equivalencia para solucionar los dos problemas mencionados. En su lugar, hemos intentado una aproximación computacionalmente poco costosa.

Para el primer problema utilizamos índices estadísticos de precios específicos para cada hogar. Las dos distribuciones disponibles se expresan en pesetas de las fechas en que las encuestas fueron recogidas, así como de otros años dentro y fuera de ese intervalo. Bajo el supuesto de que el sesgo de sustitución de estos índices es mayor relativamente para los ricos que para los pobres, estimamos cotas para los cambios en la desigualdad real a precios de 1973-74 y el invierno de 1981.

Para el segundo problema, tomamos sólo en cuenta el tamaño del hogar y estudiamos cómo varía la desigualdad con un parámetro Θ que captura el peso que estamos dispuestos a dar a esa característica en la definición de gasto equivalente por persona. Analizamos la robustez de nuestras conclusiones sobre la evolución de la desigualdad a escala nacional ante variaciones de Θ para varios miembros de la familia de índices de Entropía Generalizada y contrastamos este enfoque con un estudio de la partición por tamaño del hogar donde cada grupo contiene hogares con necesidades idénticas.

Encontramos conveniente concentrar la mayor parte de la atención en la desviación logarítmica media, puesto que sólo para ese miembro de la familia de índices citada los resultados sobre el componente de la desigualdad dentro de los grupos de la partición por tamaño del hogar dejan de estar contaminados por una especificación inapropiada de la generosidad de la escala de equivalencia. Esto abre el camino para un tratamiento de otras características del hogar en la explicación de la desigualdad global a través del componente de la desigualdad entre los grupos de la partición de que se trate.

El siguiente resumen de resultados empíricos ilustra la utilidad de este ejercicio de estadística descriptiva.

1. De acuerdo con los resultados de Coulter *et al.* (1992b) para el Reino Unido, encontramos que a medida que concedemos más peso al tamaño del hogar, en ambas encuestas la desigualdad primero desciende para después aumentar hasta que se alcanza la distribución del gasto per capita por persona. Excluyendo el caso extremo en que el tamaño no juega ningún papel, el rango de variación de la desigualdad para diferentes especificaciones del parámetro c, que identifica distintos miembros de la familia de índices de Entropía Generalizada, es del 5-15 % para la encuesta de 1973-74 y del 8-13 % para la de 1980-81. Seleccionando apropiadamente los parámetros c y Θ, la desigualdad para una muestra determinada puede oscilar hasta el 50 %.

Como sabemos por estudios previos, la desigualdad monetaria a escala nacional ha mejorado para todas las especificaciones de c y Θ. Sin embargo, tal mejora decrece continuamente a medida que damos más peso al tamaño del hogar, un efecto más pronunciado para aquellos valores de c que denotan mayor sensibilidad a la desigualdad en la cola superior de la distribución. En relación a la desigualdad en la situación 1, las estimaciones máxima y mínima de la mejora en la desigualdad monetaria son del 22.5 y el 7 %, respectivamente.

2. Para todos los valores de c y Θ, la cota inferior del cambio en la desigualdad real a precios de la situación 1, ΔY_L, es siempre menor que la cota superior de tal cambio a precios de la situación 2, ΔY_U. Este resultado tan conveniente se confirma para 35 de los 36 grupos que surgen de las cuatro particiones estudiadas. Por otra parte, nuestras estimaciones para 1978 y 1984 están siempre contenidas en el intervalo $[\Delta Y_L, \Delta Y_U]$. La amplitud de este intervalo es del 10-20 % de ΔY_L, o de 15-35 % de la variación en la desigualdad monetaria, dependiendo de Θ. Todo lo cual sugiere que nuestra aproximación al "verdadero" valor del cambio en la desigualdad real pudiera ser apropiada.

3. El resultado más importante es que la mejora en la desigualdad real es siempre mayor que la que exhibe la desigualdad monetaria: cuando ésta varía en un mínimo del 7 %, la variación de aquella es del 12,6-15 %; cuando el cambio en la desigualdad monetaria alcanza un máximo del 22,5 %, la mejora de la desigualdad real es del 28,0-31,8 %. Para el importante caso de la desviación logarítmica media, la relación es del 12 % *versus* 17,2-19,6 % para un valor intermedio de Θ.

4. En éste, como en otros muchos estudios, encontramos que a medida que pasamos del gasto total por hogar al gasto equivalente por persona, la desigualdad desciende. Buscamos una explicación en términos del movimiento del gasto total al equivalente, por una parte, y del hogar a la persona, por otra. Ambos efectos reducen la desigualdad, pero el primero es mayor que el segundo.

5. No cabe duda de que los cambios en los precios relativos en España desde 1973-74 al invierno de 1981 han sido menos perjudiciales para los pobres que para los ricos. Cuando c = 0, a medida que Θ varía en el intervalo [0, 1] la desigualdad monetaria mejora de un 15 a un 7 %. La proporción de ese cambio explicada por el efecto precio varía con Θ desde el 30 % aproximadamente hasta

el 100 %. Habiendo estimado también el efecto real y el efecto precios para 1978 y 1984, observamos que durante el período 1978-invierno de 1981, el impacto del cambio en los precios es mayor que durante los otros dos subperíodos más extensos.

6. La partición por tamaño del hogar conduce a un resultado fundamental independiente de la generosidad de la escala: excepto para los hogares de 3 miembros y una medida muy sensible a la desigualdad en la parte inferior de la distribución, la desigualdad monetaria disminuye para todos los tamaños, pero menos que la desigualdad real. A la cabeza de la lista, los hogares de 1, 2 o 6 personas, que representan aproximadamente el 26 % de la población, experimentan mejoras en la desigualdad real de más del 20 % en relación a la desigualdad en la situación 1. Sin embargo, la importancia del efecto precios se mantiene entre el 5-9 % para todos los grupos.

7. Cuando subdividimos a la población por otras características del hogar, encontramos que para c = 1 ó 0 y varios valores de Θ, sólo 3 de 29 grupos experimentan un aumento en la desigualdad real. Al mismo tiempo, los efectos precio siempre inducen un impacto redistributivo favorable a los más pobres para todas las características. Además, para la mayoría de la población los efectos precio, desde el punto de vista de la situación 2, por ejemplo, representan el 4,3-5,6 % de la desigualdad en 1973-74. Por tanto, la variabilidad observada en la desigualdad monetaria se debe esencialmente a la variabilidad en la desigualdad real.

8. Para evaluar la importancia de la desigualdad entre los grupos de diferentes particiones, proponemos una medida independiente de Θ. En ambas encuestas encontramos que la capacidad explicativa de la desigualdad real atribuible al nivel educativo del sustentador principal es aproximadamente dos veces mayor que la que proporciona la Comunidad Autónoma o el tamaño del municipio de residencia: el componente de la desigualdad entre los grupos en el caso de la variable educativa explica el 24 % de la desigualdad global, mientras que las variables geográficas explican sólo entre el 8,5 y el 12,3 % del total. Observamos también que existe una mejora de la desigualdad real entre los grupos de un orden de magnitud similar para las tres particiones, pero que el efecto debido a los cambios en los precios relativos es sólo apreciable para la variable educativa.

Javier Ruiz-Castillo Ucelay, es Catedrático de Teoria Económica en la Universidad Carlos III de Madrid

APÉNDICE

CUADRO A. CAMBIO EN LA DESIGUALDAD MONETARIA Y REAL DENTRO DE LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS

	c = 1	ΔM^k	=	ΔY^k_L	+	ΔP^k_{21}	=	ΔY^k_U	+	ΔP^k_{12}
Andalucía	Θ = 0,55	-13,4	=	-18,2	+	4,8	=	-20,5	+	7,1
	Θ = 1,00	-6,9	=	-11,5	+	4,6	=	-13,5	+	6,6
Aragón	Θ = 0,55	-26,6	=	-32,8	+	6,2	=	-36,1	+	9,4
	Θ = 1,00	-18,2	=	-24,8	+	6,6	=	-27,6	+	9,4
Asturias	Θ = 0,55	6,4	=	1,3	+	5,1	=	-3,6	+	10,0
	Θ = 1,00	13,6	=	8,4	+	5,2	=	-3,8	+	9,8
Baleares	Θ = 0,55	20,9	=	13,2	+	7,7	=	9,4	+	11,4
	Θ = 1,00	38,9	=	30,5	+	8,4	=	28,6	+	10,3
Canarias	Θ = 0,55	-8,0	=	-12,4	+	4,4	=	-13,3	+	5,3
	Θ = 1,00	-8,4	=	-12,8	+	4,4	=	-13,3	+	4,9
Cantabria	Θ = 0,55	-18,8	=	-22,8	+	3,9	=	-25,8	+	6,9
	Θ = 1,00	-7,3	=	-11,5	+	4,2	=	-13,9	+	6,6
Castilla-León	Θ = 0,55	-11,1	=	-16,2	+	5,1	=	-19,4	+	8,3
	Θ = 1,00	-3,7	=	- 8,5	+	5,0	=	-11,3	+	7,6
C.-La Mancha	Θ = 0,55	-18,2	=	-23,9	+	5,7	=	-24,1	+	5,8
	Θ = 1,00	-7,8	=	-13,0	+	5,2	=	-14,1	+	6,3
Cataluña	Θ = 0,55	-2,6	=	-9,7	+	7,1	=	-11,4	+	8,8
	Θ = 1,00	1,3	=	-5,5	+	6,8	=	-7,3	+	8,6
C. Valenciana	Θ = 0,55	-3,9	=	-10,3	+	6,4	=	-11,2	+	7,3
	Θ = 1,00	3,7	=	-2,4	+	6,0	=	-3,6	+	7,2
Extremadura	Θ = 0,55	-24,6	=	-28,7	+	4,1	=	-31,9	+	7,3
	Θ = 1,00	-24,6	=	-28,0	+	3,4	=	-32,7	+	8,1
Galicia	Θ = 0,55	1,9	=	-5,5	+	7,4	=	-8,9	+	10,8
	Θ = 1,00	9,8	=	3,1	+	6,7	=	-0,5	+	10,3
Madrid	Θ = 0,55	-21,2	=	-26,4	+	5,2	=	-30,5	+	9,3
	Θ = 1,00	-19,7	=	-24,5	+	4,9	=	-28,5	+	8,9
R. Murcia	Θ = 0,55	1,3	=	-1,8	+	3,1	=	-6,3	+	7,5
	Θ = 1,00	4,4	=	2,4	+	2,0	=	-2,5	+	6,9
Navarra	Θ = 0,55	-12,2	=	-18,0	+	5,6	=	-18,1	+	5,9
	Θ = 1,00	-23,6	=	-28,0	+	4,5	=	-28,3	+	4,7
País Vasco	Θ = 0,55	-18,3	=	-23,3	+	5,0	=	-26,7	+	8,4
	Θ = 1,00	-14,3	=	-19,1	+	4,8	=	-22,6	+	8,3
La Rioja	Θ = 0,55	-21,2	=	-26,4	+	5,2	=	-30,5	+	9,3
	Θ = 1,00	-7,9	=	-14,7	+	6,8	=	-12,9	+	5,0

(cont.)	c = 0	ΔM^k	=	ΔY^k_L	+	ΔP^k_{21}	=	ΔY^k_U	+	ΔP^k_{12}
Andalucía	$\Theta = 0{,}55$	-10,7	=	-15,3	+	4,6	=	-17,3	+	6,6
	$\Theta = 1{,}00$	-4,5	=	-8,8	+	4,3	=	-10,5	+	6,0
Aragón	$\Theta = 0{,}55$	-27,3	=	-33,2	+	5,9	=	-36,6	+	9,3
	$\Theta = 1{,}00$	-20,1	=	-26,2	+	6,1	=	-29,3	+	9,2
Asturias	$\Theta = 0{,}55$	13,4	=	8,1	+	5,3	=	3,1	+	10,4
	$\Theta = 1{,}00$	21,1	=	14,6	+	5,5	=	10,2	+	9,9
Baleares	$\Theta = 0{,}55$	15,4	=	9,0	+	6,4	=	6,1	+	9,3
	$\Theta = 1{,}00$	29,9	=	23,2	+	6,7	=	21,1	+	8,8
Canarias	$\Theta = 0{,}55$	-10,9	=	-14,3	+	3,5	=	-15,9	+	5,0
	$\Theta = 1{,}00$	-9,1	=	-13,0	+	3,8	=	-13,5	+	4,3
Cantabria	$\Theta = 0{,}55$	-6,4	=	-11,3	+	4,9	=	-15,0	+	8,6
	$\Theta = 1{,}00$	6,9	=	2,0	+	4,9	=	-1,2	+	8,1
Castilla-León	$\Theta = 0{,}55$	-14,5	=	-19,5	+	4,9	=	-22,3	+	7,8
	$\Theta = 1{,}00$	-9,8	=	-14,3	+	4,5	=	-17,2	+	7,4
C.-La Mancha	$\Theta = 0{,}55$	-19,2	=	-24,4	+	5,2	=	-24,4	+	5,2
	$\Theta = 1{,}00$	-10,5	=	-15,3	+	4,9	=	-15,9	+	5,4
Cataluña	$\Theta = 0{,}55$	1,1	=	-6,2	+	7,3	=	-7,7	+	8,8
	$\Theta = 1{,}00$	4,7	=	-2,2	+	6,9	=	-3,7	+	8,4
C. Valenciana	$\Theta = 0{,}55$	-3,1	=	-9,3	+	6,2	=	-10,8	+	7,7
	$\Theta = 1{,}00$	6,4	=	0,3	+	6,1	=	-1,2	+	7,6
Extremadura	$\Theta = 0{,}55$	-21,4	=	-25,7	+	4,2	=	-28,3	+	6,8
	$\Theta = 1{,}00$	-19,36	=	-22,9	+	3,6	=	-26,0	+	6,7
Galicia	$\Theta = 0{,}55$	1,3	=	-6,0	+	7,3	=	-9,3	+	10,6
	$\Theta = 1{,}00$	10,0	=	3,2	+	6,8	=	0,0	+	10,0
Madrid	$\Theta = 0{,}55$	-13,4	=	-19,2	+	5,8	=	-22,4	+	9,0
	$\Theta = 1{,}00$	-12,8	=	-18,1	+	5,4	=	-21,2	+	8,4
R. Murcia	$\Theta = 0{,}55$	6,9	=	3,4	+	3,5	=	-0,4	+	7,3
	$\Theta = 1{,}00$	10,9	=	8,3	+	2,6	=	4,2	+	6,7
Navarra	$\Theta = 0{,}55$	-0,8	=	-5,8	+	6,6	=	-7,1	+	7,9
	$\Theta = 1{,}00$	-2,0	=	-7,9	+	5,9	=	-9,6	+	7,5
País Vasco	$\Theta = 0{,}55$	-16,0	=	-21,1	+	5,1	=	-24,2	+	8,2
	$\Theta = 1{,}00$	-13,9	=	-18,7	+	4,8	=	-22,0	+	8,1
La Rioja	$\Theta = 0{,}55$	-16,5	=	-22,1	+	5,7	=	-22,7	+	6,2
	$\Theta = 1{,}00$	-9,1	=	-15,3	+	6,1	=	-14,0	+	4,8

CUADRO B. CAMBIO EN LA DESIGUALDAD MONETARIA Y REAL DENTRO DE LOS MUNICIPIOS DE DISTINTO TAMAÑO

	c = 1	ΔM^k	=	ΔY^k_L	+	ΔP^k_{21}	=	ΔY^k_U	+	ΔP^k_{12}
< 2.000	Θ = 0,55	- 7,5	=	-12,5	+	5,0	=	-11,1	+	3,6
	Θ = 1,00	2,0	=	- 3,1	+	5,1	=	- 1,7	+	3,8
2.000-10.000	Θ = 0,55	- 6,7	=	-11,9	+	5,2	=	-14,4	+	7,7
	Θ = 1,00	1,6	=	- 3,2	+	4,8	=	- 5,8	+	7,4
10.000-50.000	Θ = 0,55	- 9,7	=	-15,2	+	5,5	=	-17,5	+	7,8
	Θ = 1,00	- 6,1	=	-11,1	+	5,0	=	-13,4	+	7,2
Capitales	Θ = 0,55	-14,4	=	-19,9	+	5,5	=	-23,0	+	8,5
	Θ = 1,00	-11,0	=	-16,2	+	5,2	=	-19,2	+	8,1

	c = 0	ΔM^k	=	ΔY^k_L	+	ΔP^k_{21}	=	ΔY^k_U	+	ΔP^k_{12}
< 2.000	Θ = 0,55	- 11,1	=	-15,7	+	4,6	=	-14,6	+	3,5
	Θ = 1,00	- 5,0	=	- 9,3	+	4,3	=	- 8,6	+	3,5
2.000-10.000	Θ = 0,55	- 6,6	=	-11,5	+	4,9	=	-14,0	+	7,4
	Θ = 1,00	2,7	=	- 2,0	+	4,6	=	- 4,3	+	7,0
10.000-50.000	Θ = 0,55	- 8,4	=	-13,6	+	5,2	=	-15,9	+	7,5
	Θ = 1,00	- 4,5	=	- 9,3	+	4,8	=	-11,4	+	7,0
Capitales	Θ = 0,55	-10,2	=	-15,8	+	5,6	=	-18,5	+	8,3
	Θ = 1,00	- 7,1	=	-12,4	+	5,3	=	-14,9	+	7,8

CUADRO C. CAMBIO EN LA DESIGUALDAD MONETARIA Y REAL DENTRO DE LA PARTICIÓN POR NIVEL EDUCATIVO DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL

	c = 1	ΔM^k	=	ΔY^k_L	+	ΔP^k_{21}	=	ΔY^k_U	+	ΔP^k_{12}
Analfabetos	Θ = 0,55	-13,4	=	-16,7	+	3,3	=	-18,6	+	5,2
	Θ = 1,00	-0,2	=	-3,1	+	2,9	=	-3,8	+	3,6
Sin estudios	Θ = 0,55	-8,8	=	-12,6	+	3,8	=	-14,4	+	5,5
	Θ = 1,00	-2,1	=	-5,6	+	3,5	=	-7,2	+	5,1
Est. Primarios	Θ = 0,55	-14,6	=	-19,6	+	5,0	=	-22,2	+	7,7
	Θ = 1,00	-9,6	=	-14,3	+	4,7	=	-16,6	+	7,1
Est. Secundarios	Θ = 0,55	-14,8	=	-19,9	+	5,1	=	-22,7	+	7,9
	Θ = 1,00	-10,4	=	-15,5	+	5,1	=	-18,1	+	7,7
Bachillerato	Θ = 0,55	-22,8	=	-28,0	+	5,2	=	-30,3	+	7,4
	Θ = 1,00	-25,2	=	-29,1	+	3,8	=	-31,8	+	6,5
Form. Prof.	Θ = 0,55	-22,2	=	-27,8	+	5,6	=	-27,9	+	5,7
	Θ = 1,00	-31,0	=	-36,5	+	5,5	=	-36,8	+	5,8
Grado Medio	Θ = 0,55	-18,0	=	-22,6	+	4,6	=	-26,3	+	8,3
	Θ = 1,00	-21,8	=	-25,7	+	3,9	=	-29,4	+	7,7
Est. Universit.	Θ = 0,55	-18,3	=	-22,8	+	4,5	=	-25,7	+	7,5
	Θ = 1,00	-17,3	=	-21,1	+	3,8	=	-25,5	+	8,2

	c = 0	ΔM^k	=	ΔY^k_L	+	ΔP^k_{21}	=	ΔY^k_U	+	ΔP^k_{12}
Analfabetos	Θ = 0,55	-12,1	=	-15,1	+	3,0	=	-17,3	+	5,2
	Θ = 1,00	-0,2	=	-2,8	+	3,0	=	-3,5	+	3,7
Sin estudios	Θ = 0,55	-9,0	=	-12,7	+	3,7	=	-14,9	+	5,9
	Θ = 1,00	-3,0	=	-6,4	+	3,4	=	-8,3	+	5,4
Est. Primarios	Θ = 0,55	-14,6	=	-19,4	+	4,8	=	-22,0	+	7,4
	Θ = 1,00	-10,5	=	-14,9	+	4,5	=	-17,4	+	6,9
Est. Secundarios	Θ = 0,55	-14,6	=	-19,5	+	4,9	=	-22,8	+	8,2
	Θ = 1,00	-10,9	=	-15,5	+	4,6	=	-18,7	+	7,8
Bachillerato	Θ = 0,55	-17,8	=	-22,9	+	5,1	=	-25,1	+	7,4
	Θ = 1,00	-19,5	=	-23,5	+	4,1	=	-25,9	+	6,4
Form. Prof.	Θ = 0,55	-16,5	=	-22,9	+	6,4	=	-23,5	+	7,0
	Θ = 1,00	-25,8	=	-31,9	+	6,0	=	-32,8	+	6,9
Grado Medio	Θ = 0,55	-15,3	=	-20,2	+	4,9	=	-23,6	+	8,4
	Θ = 1,00	-17,8	=	-22,0	+	4,2	=	-25,3	+	7,5
Est. Universit.	Θ = 0,55	-21,0	=	-25,1	+	4,1	=	-28,5	+	7,6
	Θ = 1,00	-17,0	=	-20,5	+	3,5	=	-25,0	+	8,0

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Abadía, A. (1986a), "Composiciones de demandas, precios relativos y variaciones de capacidad de compra bajo indiciación de rentas," *Investigaciones Económicas*, : 69-81.

Abadía, A. (1986b), "Inflation, Relative Prices and Welfare Redistribution in Spain, 1976-1984," *Economic Letters*, 20: 387-390.

Abadía, A. (1987), "Indice de Precios de Consumo, Coste de Vida y distribución del bienestar: 1976-1985," *Investigaciones Económicas*, 11: 179-190.

Atkinson, A. (1970), "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 2: 244-263.

Atkinson, A. B. (1990), "Comparing Poverty Rates Internationally: Lessons from Recent Studies in OCDE Countries," London School of Economics, The Welfare State Programme, *Discussion Paper* WSP/53.

Atkinson, A. B. y F. Bourguignon (1987), "Income Distribution and Differences in Need," en G. R. Feiwell (ed), *Arrow and the Foundations of the Theory of Economic Policy* , London: Macmillan.

Ballano, C. y J. Ruiz-Castillo (1992), "Searching by Questionnaire for the Meaning of Income Inequality," Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía, *Working papers*, 92-43, aceptado para su publicación en la *Revista de Economía Española.*

Banks, J., R. Blundell y I. Prescot (1991), "Lyfe-Cycle Expenditure Allocations and the Consumption Costs of Children," Institute for Fiscal Studies, *Working Paper Series*, No. W91/12.

Barnes, R. y R. Gillingham (1984), "Demographic Effects in Demand Analysis: Estimation of the Quadratic Expenditure System Using Microdata," *Review of Economic Studies and Statistics*, 66: 591-601.

Blackorby, C. y D. Donaldson (1988), "Adult-Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being," University of British Columbia, *Discussion Paper* no. 88-27.

Blackorby, C. y D. Donaldson (1992), "Adult-Equivalent Scales, Interpersonal Comparisons of Well-Being, and Applied Welfare Economics," in J. Elster and J. Romer (ed), *Interpersonal Comparisosns and Distributive Justice* , Cambridge: Cambridge University Press.

Blundell, R. y A. Lewbell (1991), "The Information Content of Equivalence Scales," *Journal of Econometrics*, 50: 49-68.

Bosch, A., C. Escribano y I. Sánchez (1989), *Evolución de la desigualdad y la Pobreza en España.* Madrid: Instituto Nacional de Estadística.

Browning, M. (1990), "Modeling the Effects of Children on Household Economic Behavior," MaMaster University, *Working Paper Series*, No. 90-121.

Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmauss y T. Smeeding (1988), "Equivalence Scales, Well-Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study Database," *Review of Income and Wealth*, 34: 115-142.

Coulter, F., F. Cowell y S. Jenkins (1992a), "Differences in Needs and Assesment of Income Distributions," *Bulletin of Economic Research*, 44: 77-124.

Coulter, F., F. Cowell y S. Jenkins (1992b), "Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty," *Economic Journal*, 102: 1067-1082.

Cowell, F. (1984), "The Structure of American Income Inequality," *Review of Income and Wealth*, 30: 351-375.

Deaton, A. y J. Muellbauer (1980), *Economics and Consumer Behavior.* Cambridge: Cambridge University Press.

Fisher, F. (1987), "Household Equivalence Scales and Interpersonal Comparisons," *Review of Economic Studies*, 54: 519-524.

Foster, J. (1985), "Inequality Measurement," in H. P. Young (ed), *Fair Allocation* , Providence, Rhode Island: American Mathematical Society.

Glewwe, P. (1991), "Household Equivalence Scales and the Measurement of Inequality: Transfers from the Poor to the Rich Can Decrease Inequality," *Journal of Public Economics*, 44: 211-216.

Haddad, L. y R. Kanbur (1990), "How Serious Is the Neglect of Intra-Household Inequality?," *Economic Journal*, 100: 866-881.

Hagemann, R. (1982), "The Variability of Inflation Rates Across Household Types," *Journal of Money, Credit and Banking*, 14: 494-510.

Higuera, C. y J. Ruiz-Castillo (1992), "Indices de precios individuales para la economía española con base en 1976 y 1983," División de Economía, Universidad Carlos III de Madrid, *Documento de Trabajo*, 92-07.

Hollister, R. y J. Palmer (1972), "The Impact of Inflation on the Poor," in K. Boulding and M. Pfaff (ed), *Redistribution to the Rich and Poor: The Grants Economics of Income Distribution* , Belmont, Calif.: Wadsworth.

Iyengar, N. S. (1967), "Study of Differential Price Movements and Consumer Behavior: An Application of Fractile Graphical Analysis," *Indian Economic Review*, II, No.2.

Iyengar, N. S. y N. Bhattacharya (1965), "On the Effect of Differentials in Consumer Price Index on Measures of Inequality," *Sankhya, Series B*, 27: 47-56.

Jenkins, S. P. (1991), "Income Inequality and Living Standards: changes in the 70's and 80's," *Fiscal Studies*, 12: 1-28.

Jenkins, S. y M. O'Higgins (1989), "Inequality Measurement Using Norm Incomes," *Review of Income and Wealth*, 35: 265-282.

Jorgenson, D. W. y D. Slesnick (1983), "Individual and Social Cost of Living Indexes," en W. E. Diewert y C. Montmarquette (ed), *Price Level Measurement* , Ottawa: Statistics Canada.

Jorgenson, D.W. y D.T. Slesnick (1984a), "Aggregate Consumer Behavior and the Measurement of Inequality," *Review of Economic Studies*, 51: 369-392.

Jorgenson, D. W. y D. T. Slesnick (1984b), "Inequality in the Distribution of Individual Welfare," en R. L. Basmann y G. F. Rhodes (ed), *Advances in Econometrics, Vol. 3* , Greenwich: JAI Press.

Jorgenson, D. W. y D. T. Slesnick (1987), "Aggregate Consumer Behavior and Household Equivalence Scales," *Journal of Business and Economic Statistics*, 5: 219-232.

Kolm, S. C. (1976), "Unequal Inequalities I," *Journal of Economic Theory*, 12: 416-442.

Kolm, S. C. (1976), "Unequal Inequalities II," *Journal of Economic Theory*, 13: 82-111.

Lesser, C. E. V. (1976), "Income, Household Size, and Price Changes 1953-1973," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 38: 1-10.

Lewbel, A. (1989), "Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons," *Journal of Public Economics*, 39: 377-391.

Mahalanobis, P. C. (1972), "Disparities in the Level of Living," in S. L. N. Simha (ed), *Economic and Social Development* , Vora and Co.

Michael, R. T. (1979), "Variations Across Households in the Rate of Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11: 32-46.

Muellbauer, J. (1974a), "Inequality Measures, Prices, and Household Composition," *Review of Economic Studies*, 41: 493-504.

Muellbauer, J. (1974b), "Household Composition, Engel Curves, and Welfare Comparisons Between Households," *European Economic Review*, 5: 103-122.

Muellbauer, J. (1974c), "Prices and Inequality: the United Kingdom Experience," *Economic Journal*, 84: 32-55.

Nicholson, J. L. (1975), "Whose Cost of Living," *Journal of the Royal Statistical Society, Part 4*, 138: 540-542.

Nicol, C. (1989), "Testing a Theory of Exact Aggregation," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7: 259-265.

Pollak, R. (1991), "Welfare Comparisons and Situation Comparisons," *Journal of Econometrics*, 50: 31-48.

Pollak, R. y T. Wales (1979), "Welfare Comparisons and Equivalent Scales," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 69: 216-221.

Prais, S. J. (1959), "Whose Cost of Living?," *Review of Economic Studies*, 26(February): 126-134.

Ray, R. (1985), "Prices, Children and Inequality: Further Evidence for the United Kingdom, 1965-1982," *Economic Journal*, 95: 1069-1077.

Ruiz-Castillo, J. (1987), *La medición de la pobreza y la desigualdad en España, 1980-81*, Banco de España. Servicio de Estudios, Estudios Económicos, número 42.

Ruiz-Castillo, J. (1991), "Difficulties in the Use of Equivalence Scales for Normative Purposes," Universidad Carlos III de Madrid, *Working Paper*, 91-03.

Ruiz-Castillo, J. (1993), "The Distribution of Expenditure in Spain: 1973-74 to 1980-81," *Working Papers*, Universidad Carlos III de Madrid, 93-08.

Ruiz-Castillo, J. (1993b), "Algunas recomendaciones sobre la medición de la desigualdad," Universidad Carlos III, mimeo.

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

Sen, A. (1976), "Real National Income," *Review of Economic Studies*, 43: 19-39.

Shorrocks, A. (1980), "The Class of Additively Decomposable Inequality Measurements," *Econometrica*, 48: 613-625.

Slesnick, D. (1990), "Inflation, Relative Price Variation, and Inequality," *Journal of Econometrics*, 43: 135-151.