

Autor(es): **Javier Ruiz-Castillo y Mercedes Sastre**

Título: **Desigualdad y bienestar en España en términos reales.**

Resumen:

INTRODUCCION

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución del nivel de vida en España en términos reales a través de las EPF (Encuestas de Presupuestos Familiares) realizadas por el INE en 1973-74, 1980-81 y 1990-91. Los importantes cambios políticos y las transformaciones socioeconómicas acaecidos durante estos casi veinte años que van desde el comienzo de la democracia hasta 1991, justifican el estudio en profundidad de los cambios en el bienestar económico(1).

El crecimiento del consumo privado *per capita* para el período en su conjunto estuvo en torno al 40 por ciento, o el 2 por ciento anual según los datos de la Contabilidad Nacional. Dicho crecimiento no fue homogéneo durante todo el período. Tras las crisis del petróleo de 1973 y 1981, la economía española se recupera a partir de mediados de la década de los 80, alcanzando en algunos años tasas de crecimiento del consumo privado superiores al 5 por ciento. Sin embargo, desde el punto de vista social éste es

un indicador demasiado simple de lo ocurrido con el nivel de vida en España;

estamos interesados en indicadores que combinen consideraciones de eficiencia, reflejadas a través de la media de la distribución, con consideraciones de equidad recogidas por medio de algún índice de desigualdad.

En Ruiz-Castillo (1998) se presenta un modelo de bienestar social que

cumple esas propiedades. Dicho modelo se aplicó a las distribuciones de la

variable que, con la información disponible en las EPF de 1973-74 y 1980-81, mejor aproxima en nuestra opinión la posición económica del hogar; a saber, el gasto corriente del hogar en bienes y servicios privados. Para estimar los cambios en términos reales de manera que sea posible apreciar el papel redistributivo de las variaciones en los precios relativos, se utilizan índices de precios estadísticos específicos para cada hogar. Tales índices se construyen combinando la información de las EPF sobre las proporciones al gasto de cada hogar en los distintos bienes con la información sobre la evolución de los

precios de los bienes individuales que proporciona el INE con base en 1976.

En este trabajo se aplica una metodología similar para estimar los cambios ocurridos en la media, la desigualdad y el bienestar de la distribución del gasto corriente del hogar durante los años 80. Para ello se utilizan índices de precios estadísticos para los hogares de las EPF de 1980-81 y 1990-91, contruidos a partir de la información del INE sobre la evolución de los precios con base en 1983, una base distinta de la utilizada para el subperíodo anterior. En rigor, no es posible salvar la discontinuidad que genera un cambio de base del sistema del Índice de Precios de Consumo. No obstante, en este trabajo presentamos una propuesta razonable para expresar las tres distribuciones del gasto a precios constantes del invierno de 1981 en la base común de 1983. Naturalmente, esto nos permite estimar los cambios en términos reales para el período que va desde 1973-74 a 1990-91.

Por otra parte, es preciso confrontar el hecho de que en un mundo heterogéneo hogares de diferentes características tienen necesidades distintas. Como en Ruiz-Castillo (1998), suponemos para simplificar que el tamaño del hogar es la única característica que genera diferencias en las necesidades que deben tenerse en cuenta socialmente. Para comparar el gasto total de hogares de distinto tamaño, recurrimos a un modelo paramétrico de escalas de equivalencia que admite distintas hipótesis sobre la importancia que deseamos conceder a las economías de escala en el consumo dentro del hogar. La adopción de instrumentos de medida aditivamente descomponibles facilita la conexión entre los resultados para la partición básica por tamaño del hogar y los resultados para la población en su conjunto.

La organización del resto del trabajo es la siguiente. El primer apartado se dedica a los aspectos metodológicos, que incluyen una discusión del procedimiento seguido para establecer las comparaciones interpersonales de bienestar, la elección de un indicador de bienestar social apropiado y las comparaciones intertemporales en términos reales. El segundo apartado aborda la definición del nivel de vida del hogar y la naturaleza de nuestras aproximaciones a los verdaderos cambios en términos reales en la media, la desigualdad y el bienestar. El tercer apartado contiene los resultados empíricos para el período 1980-81 a 1990-91. En el cuarto apartado se presenta nuestra propuesta para expresar la distribución del gasto del hogar de 1973-74 a pesetas constantes del invierno de 1981 en la base de 1983, así como los resultados empíricos para el período en su conjunto. El quinto apartado ofrece algunos comentarios finales.

I. ASPECTOS METODOLOGICOS

I. 1. Comparaciones interpersonales de bienestar

Supongamos que tenemos una población de $h = 1, \dots, H$ hogares que pueden diferir en una variable unidimensional -digamos, la renta- que representa su nivel de vida, x_h , y/o un vector de características. En la medida en que hogares con distintas características tienen distintas necesidades, sus rentas no son directamente comparables. Para avanzar en el

análisis, es preciso decidir qué hogares pueden ser tratados como iguales desde un punto de vista ético. En nuestro caso haremos un fuerte supuesto simplificador: consideraremos el tamaño del hogar como la única característica diferenciadora relevante. Por consiguiente, creemos que es importante investigar separadamente cada uno de los subgrupos en la partición básica por el tamaño del hogar.

Sin embargo, la evaluación social de estos subgrupos no tiene por qué dar lugar a resultados unánimes. Además, es siempre conveniente extraer conclusiones para la población en su conjunto. Así pues, necesitamos un procedimiento para establecer comparaciones de bienestar entre hogares de distinto tamaño. Naturalmente, éste es el papel que juegan habitualmente las escalas de equivalencia.

Suponemos que los hogares de mayor tamaño tienen necesidades mayores, pero también más oportunidades para conseguir economías de escala en el consumo. Denotemos el tamaño del hogar por sh y, de acuerdo con Buhman *et al* (1988) y Coulter *et al* (1992a, b), definamos la renta ajustada para cada hogar h por:

$$zh(Q) = xh/(sh)Q, \quad Q \in [0, 1].$$

Supongamos que existen $m = 1, \dots, M$ tamaños del hogar. Si tomamos a un adulto independiente como el hogar de referencia, la expresión mQ puede interpretarse como el número de adultos equivalentes en un hogar de tamaño m . Así pues, cuanto mayor es Q , más pequeñas son las economías de escala en el consumo o, en otras palabras, mayor es el número de adultos equivalentes para un hogar de tamaño m . Obsérvese que cuando $Q = 0$ y las economías de escala se supone que son infinitas, la renta ajustada coincide con la renta original, mientras que cuando $Q = 1$ y se supone que no existen economías de escala en absoluto, la renta ajustada se convierte en la renta *per capita* del hogar.

Sea \mathbf{x}_m el vector de rentas originales para los hogares de tamaño m . Para todo Índice $I(\cdot)$ de desigualdad relativa, tenemos que

$$I(\mathbf{z}_m(Q)) = I(\mathbf{x}_m). \quad (1)$$

Es decir, dentro de cada subgrupo éticamente homogéneo, el procedimiento de ajuste no altera la desigualdad subyacente: la desigualdad de la renta ajustada es igual a la desigualdad de la renta original.

I. 2. Funciones de bienestar social admisibles

Una función de bienestar social (FBS, para abreviar) es una función real definida en el espacio RH de las rentas individuales, con la interpretación de que para cada distribución de la renta $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_H)$, $W(\mathbf{x})$ proporciona el bienestar social o, simplemente, el bienestar agregado desde el punto de vista normativo.

Supongamos que nuestra FBS satisface los requisitos descubiertos por Dutta y Esteban (1991) para expresar el bienestar como una función de

sólo dos estadísticos: la media de la distribución, $m(\mathbf{x})$, y un índice de desigualdad relativa, $I(\mathbf{x})$. Restrinjámonos a los índices de desigualdad que, además de las propiedades normativas habituales, son aditivamente descomponibles; esto es, consideremos exclusivamente los índices de entropía generalizada indicados por el parámetro c . Finalmente, exijamos que el *trade off* entre media y desigualdad sea de tipo multiplicativo. Es decir, concentremos la atención en la familia de FBS que satisfacen la siguiente condición:

$$W(\mathbf{x}) = m(\mathbf{x})(1 - I(\mathbf{x})). \quad (2)$$

Ahora bien, ¿qué miembros de esta clase debemos utilizar en la práctica? Consideremos el primer índice propuesto por Theil:

$$I_1(\mathbf{x}) = (1/H) \sum_h \{(x_h/m(\mathbf{x})) \log\{x_h/m(\mathbf{x})\}\}.$$

Sea \mathbf{m}^* la distribución en la que se asigna a cada hogar la renta media del subgrupo a que pertenece en la partición por tamaño del hogar, es decir, $m(\mathbf{x}_m)$. Entonces la ecuación (2) se convierte en:

$$W(\mathbf{x}) = m(\mathbf{x})(1 - I_1(\mathbf{x})) = \sum_m \{Hm/H\}W(\mathbf{x}_m) - m(\mathbf{x})I_1(\mathbf{m}^*), \quad (3)$$

donde Hm es el número de hogares de tamaño m , de manera que $\sum_m Hm = H$. La razón de esta elección es que, como se demuestra en Herrero y Villar (1989) y Ruiz-Castillo (1995a), ésta es la única FBS dentro de las que cumplen la ecuación (2) para la que los pesos en (3) coinciden con la importancia demográfica de los subgrupos.

Así pues, de acuerdo con la ecuación (3) el bienestar social es una media ponderada del bienestar dentro de cada subgrupo de la partición básica con pesos iguales a su importancia demográfica, menos un término que recoge la desigualdad entre los subgrupos ponderada por la renta media de la distribución. Teniendo en cuenta nuestra definición de renta ajustada, la ecuación (3) conduce a la siguiente expresión:

$$W(\mathbf{z}(Q)) = \sum_m \{Hm/H\}\{W(\mathbf{x}_m)/m(Q)\} - m(\mathbf{x}(Q))I_1(\mathbf{m}^*(Q)), \quad (4)$$

donde $m^*(Q)$ es la distribución en la que se asigna a cada hogar la media de la renta ajustada del subgrupo a que pertenece, es decir, $m(z_m(Q))$, que es función del parámetro Q .

En economía del bienestar estamos generalmente interesados en el bienestar personal, más que en el bienestar del hogar. Siguiendo la práctica habitual, podemos extender el dominio de la FBS a las distribuciones en las que la renta ajustada de cada hogar está ponderada por el número de miembros que lo integran o, en otras palabras, en las que a cada persona se le asigna la renta ajustada del hogar al que pertenece. En la práctica, todo lo que hay que hacer es sustituir las expresiones (Hm/H) y $m^*(Q)$ en la ecuación (4) por sus contrapartidas en la distribución de personas. Como en Ruiz-Castillo (1998), ésta es, finalmente, la FBS que se utiliza en este trabajo.

I. 3. El impacto redistributivo de los cambios en los precios relativos

Para simplificar la notación, omitiremos en el resto de este apartado toda referencia al parámetro Q . Sean $\mathbf{z}_1 = (z_1, \dots, z_n)$ y $\mathbf{z}_2 = (z_2, \dots, z_n)$ los vectores de rentas ajustadas en dos situaciones que deseamos comparar a los precios de la situación 2, \mathbf{p}_2 . Sea z_h la renta ajustada del hogar h de la situación 1 a los precios \mathbf{p}_2 . Idealmente, calcularíamos $z_h = z_h L(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; u)$ donde $L(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; u)$ es un verdadero índice del coste de la vida del tipo de Laspeyres y u es el nivel de utilidad alcanzado por el hogar h en la situación 1. Análogamente, para comparar \mathbf{z}_1 y \mathbf{z}_2 a los precios de la situación 1, \mathbf{p}_1 , utilizaríamos para cada hogar la expresión $z_h = z_h P(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; u)$, donde $P(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; u)$ es un verdadero índice del coste de la vida del tipo Paasche y u es la utilidad alcanzada por el hogar h en la situación 2.

Para cualquier indicador de desigualdad, $I(x)$, definamos la variación en la desigualdad real de la situación 1 a la 2 a los precios \mathbf{p}_2 por:

$$DR(\mathbf{p}_2) = I(\mathbf{z}_2) - I(\mathbf{z}_{12}). \quad (5)$$

Definamos el efecto distributivo de los cambios en los precios relativos desde el período 1 al 2 por:

$$DP(\mathbf{w}_1) = I(\mathbf{z}_{12}) - I(\mathbf{z}_1), \quad (6)$$

donde \mathbf{w}_1 es el vector de proporciones al gasto en los distintos bienes de los hogares del

período1. La dependencia de este vector sirve para recordar que la evolución de los precios está siendo juzgada desde el punto de vista de las preferencias de los hogares del primer período. Análogamente, la variación en la desigualdad real a los precios \mathbf{p}_1 , vendrá dada por la expresión:

$$DR(\mathbf{p}_1) = I(\mathbf{z}_{21}) - I(\mathbf{z}_1). \quad (7)$$

Asimismo, desde el punto de vista de las pautas de gasto de los hogares en el segundo período tendremos:

$$DP(\mathbf{w}_2) = I(\mathbf{z}_2) - I(\mathbf{z}_{21}). \quad (8)$$

Como el cambio en la desigualdad monetaria entre ambas situaciones viene dado por la expresión:

$$DM = I(\mathbf{z}_2) - I(\mathbf{z}_1),$$

tenemos que:

$$DM = DP(\mathbf{w}_1) + DR(\mathbf{p}_2) = DP(\mathbf{w}_2) + DR(\mathbf{p}_1) \quad (9)$$

La ecuación (9) indica que la variación en la desigualdad en términos monetarios puede descomponerse en la suma de la variación en la desigualdad real más un término que recoge el impacto redistributivo de los cambios en los precios relativos desde el período1 al 2.

Conceptualmente, el vector \mathbf{z}_{12} recoge las rentas que habría que dar a cada uno de los hogares del período1 para que alcanzaran la utilidad u_a a precios \mathbf{p}_2 . Si entre los períodos 1 y 2 hubo inflación, z será mayor que z para todo h . Ahora bien, si los precios evolucionaron de forma más perjudicial para los ricos, la diferencia ($z - z$) será mayor para ellos que para los pobres. En ese caso esperamos que $I(\mathbf{z}_{12}) > I(\mathbf{z}_1)$, por lo que $DP(\mathbf{w}_1) > 0$. Un argumento análogo conduce a afirmar que si los precios evolucionaron de forma más perjudicial para los ricos tendremos que $I(\mathbf{z}_2) > I(\mathbf{z}_{21})$, de manera que $P(\mathbf{w}_2) > 0$.

En principio, deseamos que tanto $DR(\mathbf{p}_2)$ como $DR(\mathbf{p}_1)$ tengan signo negativo, es decir, que la desigualdad en términos reales disminuya a lo largo del tiempo a los precios de ambos períodos. Por otra parte, también es socialmente deseable que desde el punto de vista de los individuos en ambas situaciones la evolución de los precios perjudique menos a los pobres que a los ricos; es decir, que tanto $DP(\mathbf{w}_2)$ como $DP(\mathbf{w}_1)$ tengan signo positivo. En consecuencia, no tenemos preferencia alguna sobre cual deba ser el signo de la variación en la desigualdad en términos monetarios. Esto significa que, desde el punto de vista social, la descomposición de la ecuación (9) es imprescindible. En otras palabras,

concentrarse, como es habitual, en estimar los cambios de la desigualdad en términos meramente monetarios carece de significado normativo.

I. 4. Comparaciones de bienestar en términos reales

Recordemos que, de acuerdo con la ecuación (3), el bienestar social en cualquier período $t = 1, 2$ es igual a

$$W(\mathbf{z}_t) = m(\mathbf{z}_t) E(\mathbf{z}_t),$$

donde $E(\mathbf{z}_t) = (1 - I_1(\mathbf{z}_t))$. Es decir, el bienestar social es igual a la media de la distribución multiplicada por un factor de ajuste que varía inversamente con la desigualdad. Para evaluar el cambio en el bienestar social a precios constantes, por ejemplo \mathbf{p}_2 , utilizaremos la expresión:

$$DW(\mathbf{p}_2) = Dm(\mathbf{p}_2) DE(\mathbf{p}_2), \quad (10)$$

donde

$$DW(\mathbf{p}_2) = W(\mathbf{z}_2)/W(\mathbf{z}_{12}), \quad (11)$$

$$Dm(\mathbf{p}_2) = m(\mathbf{z}_2)/m(\mathbf{z}_{12}), \quad (12)$$

y

$$DE(\mathbf{p}_2) = E(\mathbf{z}_2)/E(\mathbf{z}_{12}) = (1 - I_1(\mathbf{z}_2))/(1 - I_1(\mathbf{z}_{12})). \quad (13)$$

Las ecuaciones (11) y (12) miden el cambio en términos reales en el bienestar y la media, respectivamente. La ecuación (13) recoge el cambio en el factor de ajuste que será mayor (o menor) que la unidad según que la desigualdad disminuya (o aumente) en la situación 2 en relación a la 1.

Denotemos por $DW(\mathbf{p}_1)$, $Dm(\mathbf{p}_1)$ y $DE(\mathbf{p}_1)$ las correspondientes expresiones a precios \mathbf{p}_1 . Obsérvese que no existen razones *a priori* para esperar que $Dm(\mathbf{p}_2)$ y $DE(\mathbf{p}_2)$ sean mayores o menores que $Dm(\mathbf{p}_1)$ y $DE(\mathbf{p}_1)$,

respectivamente. Por consiguiente, no podemos afirmar nada desde la teoría sobre la relación entre $DW(\mathbf{p}_2)$ y $DW(\mathbf{p}_1)$. No obstante, confiamos que empíricamente ambas magnitudes estén próximas entre sí.

II. CUESTIONES OPERATIVAS

II. 1. La medición del nivel de vida de los hogares

Como se indicó en la introducción, los datos utilizados en este estudio provienen de las tres grandes EPFs recogidas por el INE en 1973-74, 1980-81 y 1990-91. Contienen 24.148, 23.702 y 20.934 observaciones, representativas de una población entre nueve y once millones de hogares (y entre 34 y 38 millones de individuos) que ocupan viviendas familiares principales en todo el territorio nacional excepto Ceuta y Melilla(2).

En cuanto a la elección entre gasto y renta como aproximaciones al nivel de vida del hogar, dada la naturaleza de la información ofrecida por las EPFs nuestra preferencia es clara. i) Desde el punto de vista conceptual hay buenos argumentos para sostener que el gasto corriente aproxima mejor el consumo permanente del hogar que la renta corriente, que está sujeta a mayores variaciones transitorias. ii) Mientras determinados grupos sociales pueden ser proclives a infradeclarar sus ingresos, ninguno tiene por qué ser particularmente renuente a declarar sus gastos. iii) Desde el punto de vista empírico hay hechos que desaconsejan el uso de los ingresos de las EPF. Más del 60 por ciento de los hogares presentan gastos mayores que sus ingresos, divergencia que concuerda con los resultados del importante trabajo de Sanz (1996) sobre la EPF de 1990-91, según el cual la comparación de los ingresos agregados con el total comparable de la Contabilidad Nacional arroja una infravaloración de los ingresos en la EPF del orden del 40 por ciento. iv) Contrariamente a todas las expectativas, la desigualdad de la distribución de la renta en las EPF españolas es menor que la del gasto. En nuestra opinión, los hechos señalados en los puntos iii) y iv) deben explicarse mejor antes de que los datos sobre ingresos recogidos en las EPF puedan ser utilizados con confianza para aproximar el bienestar del hogar. Así pues, concluimos que tanto por razones conceptuales como de fiabilidad de la información disponible, es preferible aproximar el nivel de vida del hogar a través del gasto total en bienes y servicios.

En ausencia de información sobre el ocio y el consumo de bienes públicos, nuestro objetivo será estimar el consumo corriente de bienes y servicios privados. Junto a los bienes clasificados dentro de las ocho grandes categorías de consumo que distingue el INE, incluimos i) las imputaciones que el Instituto facilita sobre el autoconsumo, el autosuministro, el salario en especie y las comidas subvencionadas en el lugar de trabajo o los establecimientos propiedad del hogar, así como ii) los siguientes gastos que suponemos generan utilidad a los hogares que los satisfacen: transferencias a instituciones

sin ánimo de lucro, cuotas sindicales, artículos funerarios, juegos de azar, permisos de caza y pesca, multas e indemnizaciones y otras tasas por el uso de servicios públicos.

Para evitar la posibilidad de doble contabilidad, excluimos las transferencias a otros hogares, o a los miembros del hogar ausentes en el momento de la encuesta. De mayor importancia son las deducciones de gastos en la adquisición de determinados bienes duraderos que, al tratarse de gastos de inversión, pueden distorsionar la estimación del gasto corriente anual del hogar. En este caso se encuentran los automóviles, las motocicletas u otros medios de transporte privado, Así como las reparaciones de la vivienda a cargo del propietario o del inquilino de la misma. Por razones similares se han eliminado las primas de seguro de todo tipo, excepto las del seguro privado de salud, por entenderse que son parte del ahorro privado del período en lugar de gasto corriente.

Idealmente, deberíamos incluir una estimación de los servicios de consumo producidos tanto por los flujos de inversión citados, como por los stocks de bienes duraderos adquiridos por el hogar en el pasado. Esto lo hacemos únicamente para la vivienda, sin duda el bien duradero más importante, gracias a que el INE incluye en las EPF el alquiler de mercado estimado por los ocupantes de las viviendas en régimen distinto del arrendamiento, es decir, las viviendas en propiedad o cedidas gratuita o semigratuitamente.

II. 2. La naturaleza de nuestras aproximaciones

Supongamos que deseamos comparar dos distribuciones de rentas ajustadas, $\mathbf{z}_1 = (z_1, \dots, z_n)$ y $\mathbf{z}_2 = (z_2, \dots, z_n)$ Para llevar a cabo el programa planteado en los apartados I. 3 y I. 4., necesitamos estimar un sistema completo de demanda para computar los verdaderos índices del coste de la vida. En este trabajo proponemos aproximar el verdadero índice del coste de la vida del tipo Laspeyres para cada hogar, $L(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; \mathbf{u})$, por su cota superior $L(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; \mathbf{w})$, donde \mathbf{w} es el vector de proporciones al gasto del hogar h en la situación 1. Similarmente, proponemos aproximar el verdadero índice del tipo Paasche $P(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; \mathbf{u})$ por su cota inferior $P(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; \mathbf{w})$, donde \mathbf{w} es el vector de proporciones al gasto del hogar h en la situación 2. Denotemos nuestros estimadores de z_1 y z_2 por $y_1 = z_1 L(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; \mathbf{w})$ y $y_2 = z_2 / P(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2; \mathbf{w})$, respectivamente. La cuestión es :¿cual es la naturaleza de nuestras aproximaciones a los cambios en la media, la desigualdad y el bienestar en términos reales?

Naturalmente, debido al sesgo de sustitución de nuestros índices estadísticos de precios, para cada h nuestros estimadores y_1 y y_2 sobrevaloran las verdaderas construcciones z_1 y z_2 , respectivamente. De aquí se siguen dos consecuencias importantes. En primer lugar, teniendo en cuenta la ecuación (12) en el apartado I. 4., nuestras estimaciones del cambio en la media a precios \mathbf{p}_2 [\mathbf{p}_1] proporcionan una cota inferior (superior) a su verdadero valor, $D_m(\mathbf{p}_2)$ [$D_m(\mathbf{p}_1)$] .

En segundo lugar, supongamos que el efecto sustitución es mayor para los hogares ricos que para los pobres. Supongamos también, como veremos que sucede en España durante la década de los años 80, que los precios han evolucionado de manera más perjudicial para los ricos que para los pobres. Entonces, esperamos que $I(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2) > I(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2)$ y $I(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2) > I(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2)$

(z_{21}), por lo que nuestros estimadores de las expresiones $DE(p_2)$ [$DE(p_1)$] definidos en la ecuación (13) proporcionan una cota superior (inferior) a los verdaderos valores.

En consecuencia, teniendo en cuenta la ecuación (11), no podemos afirmar nada definitivo sobre el tipo de aproximación a $DW(p_2)$ y $DW(p_1)$ que proporcionan nuestros estimadores. No obstante, en la investigación empírica desearíamos que se cumplieran las siguientes desigualdades: $Dm(p_2) \leq Dm(p_1)$ y $DE(p_2) \geq DE(p_1)$. De esta forma cabría confiar que los verdaderos valores de los cambios en la media y en la desigualdad estén comprendidos en los intervalos correspondientes. En ese caso, nuestros estimadores de $DW(p_2)$ y $DW(p_1)$ estarían típicamente cercanos entre sí.

Finalmente, un razonamiento análogo al seguido sobre $DE(p_2)$ y $DE(p_1)$, indica que nuestras estimaciones del cambio en la desigualdad real proporcionan una cota inferior (superior) al verdadero valor de $DR(p_2)$ y $DR(p_1)$, definidos en las ecuaciones (5) y (7) de I. 3., respectivamente. Por consiguiente, obtendremos una cota superior para $DP(w_1)$ y una inferior para $DP(w_2)$, definidos a su vez en las ecuaciones (6) y (8).

III. RESULTADOS EMPIRICOS PARA LA DECADA DE LOS AÑOS 80

III. 1. Notación

Denominemos por y_t las distribuciones de gasto del hogar en las situaciones 1973-74 ($t = 1$), 1980-81 ($t = 2$), y 1990-91 ($t = 3$). En este apartado, nuestro objetivo es comparar las distribuciones y_2 e y_3 . Para ello, el primer problema es que el sistema oficial de Índices de Precios de Consumo basado en 1983 no cubre y_2 . La razón es que siendo la EPF de 1980-81 la que proporciona la información necesaria para el cambio de base, el período de referencia del sistema oficial ha de ser posterior a esa fecha; en este caso, 1983(3). No obstante, como se describe en Higuera y Ruiz-Castillo (1992), el sistema con base 1983 puede extenderse hacia atrás con objeto de expresar las distribuciones y_2 e y_3 a precios de un período cercano a las fechas de recogida de las EPF correspondientes.

Denominaremos por y_{22} e y_{32} a las distribuciones originales expresadas en pesetas constantes del invierno de 1981, e y_{23} e y_{33} a las expresadas a precios del invierno de 1991.

III. 2. El impacto redistributivo de los cambios en los precios relativos

Una de las ventajas de trabajar con indicadores completos de desigualdad es que podemos descomponer el cambio en la desigualdad monetaria en dos factores: el cambio en la desigualdad en términos reales, que es el que verdaderamente nos interesa a efectos normativos, y el efecto

distributivo de los cambios en los precios relativos. De acuerdo con la ecuación (9) del apartado I.3., tenemos que

$$DM = DP(w3) + DR(p2) = DP(w2) + DR(p3),$$

donde $DR(p2)$ y $DR(p3)$ recogen la variación de la desigualdad a precios del invierno de 1981 y 1991, respectivamente, mientras que $DP(w3)$ y $DP(w2)$ recogen el impacto distributivo de los cambios en los precios durante esta década de acuerdo con las preferencias de los hogares de la EPF de 1990-91 y 1980-81, respectivamente. Como vimos en el apartado II. 2., nuestras estimaciones del cambio en la desigualdad real proporcionan una cota inferior (superior) al verdadero valor de $DR(p3)$ y $DR(p2)$, y una cota superior (inferior) al de $DP(w2)$ y $DP(w3)$, respectivamente.

Para facilitar la lectura de los resultados, presentamos las estimaciones del cambio porcentual en relación a la situación inicial (la desigualdad del gasto corriente de la EPF 80-81 a precios del invierno del 81); es decir,

$$A = B(pt) + C(wt),$$

donde

$$A = 100DM/I(y22),$$

$$B(pt) = 100DR(pt)/I(y22), t = 2, 3$$

y

$$C(wt) = 100DP(wt)/I(y22), t = 3, 2.$$

CUADRO 1. El cambio en la desigualdad real y el efecto distributivo de los precios entre 1990-91 y 1980-81, en tanto por ciento respecto de la situación inicial

% de personas por

Tamaño 1980-81 vs. 1990-91 tamaño del hogar

del hogar		B(p3)	B(p2)	C(w3)	C (w2)		80-81	90-91
1		-24.0	-23.0	3.1	4.1		2.1	2.9
2		-14.0	-14.4	3.4	3.0		11.4	13.1
3		-15.8	-14.6	2.7	3.9		15.1	18.3

4		1.1	4.3	0.7	4.0		25.5	29.3
5		-11.4	-11.2	3.1	3.4		20.1	19.4
6		2.2	4.2	0.6	2.5		12.5	9.5
7		-16.7	-15.5	1.9	3.0		6.8	4.4
						Total:	93.5	96.9
Población en su conjunto								
Q = 0.0		-7.6	-6.6	2.4	3.3			
Q = 0.3		-7.9	-6.7	2.3	3.5			
Q = 0.5		-8.3	-7.1	2.2	3.4			
Q = 1.0		-9.2	-7.7	1.3	2.7			

En la estimación hemos utilizado el índice de Theil I1(.) pues, como vimos en el apartado I.2., es el único de la familia de entropía generalizada que conduce a una descomposición conveniente de la FBS. Las estimaciones de las expresiones B(pt) y C(wt) para la partición básica se presentan en la parte superior del Cuadro 1, mientras que la parte inferior contiene las de la población en su conjunto. En las columnas quinta y sexta se presenta también la distribución de las personas por tamaño del hogar en ambas encuestas. Se observa que los hogares de tamaño 1 a 7, que son aquellos para los que disponemos de suficiente número de observaciones, representan entre el 93 y el 97 por ciento del total.

Excepto para los hogares de dos miembros, nuestras estimaciones parecen acotar razonablemente bien los verdaderos valores tanto de la variación en la desigualdad real a los precios p_3 y p_2 , como los del impacto distributivo de los precios medido desde la óptica de los hogares de ambas encuestas.

En cuanto al cambio en la desigualdad real, la experiencia es muy variada. Para los hogares de 4 y 6 miembros, que representan casi el 40 por ciento del total, se registra un leve aumento de la desigualdad. Sin embargo, el resto de la población presenta una disminución apreciable que es particularmente importante para los hogares unipersonales. Para la población en su conjunto, la disminución oscila entre el 6.6 por ciento y el 9.2 por ciento, tanto mayor cuanto menores son las economías de escala. Respecto al efecto del cambio en los precios relativos, el signo positivo que se obtiene con generalidad indica que los precios han evolucionado menos desfavorablemente para los hogares pobres que para los ricos.

Cabe preguntarse hasta qué punto estos resultados son estadísticamente significativos.

Esta pregunta es especialmente relevante para los cambios de menor cuantía, es decir, para los cambios atribuibles a la variación de los precios relativos. Podemos ofrecer una respuesta siguiendo el enfoque de la dominancia y los procedimientos estadísticos que se describen en Del Río y Ruiz-Castillo (1996). Se trata de verificar si la curva de Lorenz de la distribución $y_{22}(Q)$ domina a la de la distribución $y_{23}(Q)$ para los hogares de 1980-81, y si la curva de Lorenz de la distribución $y_{32}(Q)$ domina a la de la distribución $y_{33}(Q)$ para los hogares de 1990-91.

En el Cuadro 1 hemos visto que, de acuerdo con el índice de desigualdad $I1(\cdot)$, el impacto de los precios para la población total puede cifrarse en un 3 por ciento, aproximadamente, en relación a la situación inicial. Sin embargo, las comparaciones de las curvas de Lorenz para distintos valores de Q no nos permiten obtener una relación de dominancia estadísticamente significativa. Es decir, desde esta perspectiva, los cambios en los precios relativos desde el invierno de 1981 al de 1991 han tenido un efecto distributivo neutral, perjudicando por igual a pobres y ricos.

Por otra parte, en el Cuadro 1 se observa que durante los años 80 la desigualdad real descendió en torno al 7.5 por ciento. Pues bien, comparando las curvas de Lorenz de las distribuciones $y_{32}(Q)$ e $y_{22}(Q)$, o las de $y_{33}(Q)$ e $y_{23}(Q)$, tal disminución resulta estadísticamente significativa para todos los valores de $Q(4)$.

III. 3. Cambio en el bienestar en términos reales

De acuerdo con la discusión del apartado I. 4., medimos el cambio en el bienestar entre 1980-81 y 1990-91 a precios p_t , $t = 2, 3$, a través de las expresiones siguientes:

$$DW(p_t) = Dm(p_t) DE(p_t),$$

donde

$$DW(p_t) = W(y_{3t})/W(y_{2t}),$$

$$Dm(p_t) = m(y_{3t})/m(y_{2t}),$$

y

$$DE(p_t) = E(y_{3t})/E(y_{2t}) = (1 - I1(y_{3t})) / (1 - I1(y_{2t})).$$

La información sobre $Dm(p_t)$, $DE(p_t)$ y $DW(p_t)$ para $t = 2, 3$ se encuentra en el Cuadro 2.

CUADRO 2. El problema de números índice. Media, desigualdad y bienestar: 1980-81 versus 1990-91

Tamaño

del hogar	Dm(p3)	Dm(p2)	DE(p3)	DE(p2)	DW(p2)	DW(p3)
1	1.289	1.317	1.101	1.107	1.427	1.449
2	1.195	1.208	1.037	1.036	1.238	1.253
3	1.220	1.229	1.025	1.028	1.253	1.260
4	1.239	1.247	0.994	0.998	1.237	1.239
5	1.220	1.222	1.017	1.018	1.242	1.243
6	1.242	1.246	0.994	0.997	1.238	1.239
7	1.205	1.208	1.046	1.048	1.263	1.264

Población en su conjunto

Q = 0.0	1.225	1.233	1.013	1.015	1.249	1.244
Q = 0.3	1.258	1.266	1.012	1.014	1.281	1.276
Q = 0.5	1.280	1.288	1.012	1.014	1.304	1.298
Q = 1.0	1.333	1.342	1.016	1.019	1.364	1.358

Nuestras estimaciones sobre el cambio de la media en términos reales proporcionan cotas adecuadas a los verdaderos valores para todos los tamaños del hogar y, en consecuencia, para la población total. A la vista de los resultados del apartado III.2., lo mismo ocurre con el cambio en el coeficiente de ajuste DE excepto para los hogares de dos miembros. A su vez, el aumento de la desigualdad real para los hogares de 4 y 6 personas se traduce aquí en un coeficiente de ajuste inferior a la unidad. En cuanto al cambio en el bienestar a p2 y p3, la proximidad entre nuestras estimaciones nos conduce a pensar que con un margen de error reducido, la verdadera mejora está comprendida entre los dos valores estimados, cualquiera que sea el signo de su diferencia.

Las dos primeras columnas de la parte superior del Cuadro 2, muestran que en los años 80 el gasto medio aumentó en todos los tamaños del hogar, siendo el crecimiento especialmente intenso en los hogares unipersonales (el aumento oscila, aproximadamente, entre el 29 y el 31 por ciento en estos hogares y el 19 o el 20 por ciento en los de 2 y 7 miembros). Cuando $Q = 0$ el tamaño del hogar no juega ningún papel en la distribución del gasto para la población total, de manera que el gasto ajustado coincide con el gasto original. Los hogares de mayor tamaño, para los que el aumento en la media ha sido algo menor, dominan el resultado global. A medida que Q sube, el gasto ajustado de esos

hogares va reduciéndose, de forma que la influencia de los hogares menores se hace mayor. Como estos hogares son los que experimentan un crecimiento más acusado, el incremento estimado para la población en su conjunto sube a medida que Q aumenta. Como vemos, ese incremento difiere en 10 puntos porcentuales desde $Q = 0$ a $Q = 1$, una diferencia notable.

Así pues, podemos confiar que el aumento del gasto medio en términos reales para la población en su conjunto durante los años ochenta oscila entre un 23 y un 34 por ciento en función de la generosidad de la escala de equivalencia que utilicemos, lo que equivale a un crecimiento anual medio del 2.3 al 3.4 por ciento durante esta década. Dado que la recesión correspondiente a la segunda crisis del petróleo se prolonga hasta mediados de los años 80, este crecimiento anual medio debe ser el resultado de la fuerte recuperación en el consumo privado que acompaña a la recuperación general de la economía desde 1986 al invierno de 1991.

En cuanto al bienestar, los hogares unipersonales muestran el mayor incremento, del orden del 43 o el 44 por ciento, mientras que el crecimiento oscila entre el 24 y el 26 por ciento en los demás hogares. Para la población en su conjunto, el aumento en el bienestar varía entre el 25 y el 36 por ciento a medida que disminuye la importancia de las economías de escala. Excepto para los hogares unipersonales en que la disminución de la desigualdad juega un papel apreciable, en todos los demás casos se observa que la mayor parte del incremento en el bienestar debe atribuirse al incremento en el gasto medio.

IV. DE 1973-74 A 1990-91 EN UNA BASE COMUN

IV. 1. La base común

Este apartado se dedica a las comparaciones intertemporales en términos reales que, sin perder la posibilidad de utilizar índices de precios individuales, abarquen las tres EPF con que contamos. En Ruiz-Castillo (1998) y en los apartados anteriores hemos verificado que, dentro de cada subperíodo, nuestras estimaciones de las variables de interés a precios de la situación inicial y la situación final, determinan un rango de variación o un margen de error razonablemente reducido. El problema pendiente, por supuesto, es que los índices de precios para cada subperíodo se han construido utilizando los datos sobre los precios individuales correspondientes a dos bases distintas: la de 1976 para la comparación de las EPF de 1973-74 y 1980-81, y la de 1983 para los años 80.

Para solucionar este problema, sería preciso "convertir" la base 1976 en la base 1983; tarea imposible, según se sabe. Por nuestra parte, hemos recurrido al siguiente procedimiento para expresar los resultados de una base en la otra. Tomemos los índices de precios que permiten expresar el gasto del hogar entrevistado durante 1980 en pesetas del invierno de 1981, de acuerdo con las bases de 1983 y 1976, respectivamente. Denominemos por $F(83,76)$ el cociente entre la media poblacional del primer tipo de índice

y la del segundo. Afortunadamente, el resultado es 0.999, un número muy cercano a la unidad. Pues bien, multiplicando ahora el factor $F(83,76)$ por y -el gasto de cada hogar h en 1973-74 a los precios p_2 , estimado con ayuda de la base 1976- obtenemos ese mismo concepto pero a los precios p_2 de la base de 1983.

Sea y'_{12} la distribución resultante de esta operación. Entonces podremos comparar a pesetas constantes del invierno de 1981, base 1983, las tres distribuciones y'_{12} , y_{22} y y_{32} . Nótese que los resultados siguientes para el primer subperíodo diferirán de los presentados en Ruiz-Castillo (1995, 1998) por dos razones. Por un lado, aunque para todo índice de desigualdad relativa $I(y'_{12}) = I(y_{12})$, tendremos que $m(y'_{12})$ será ligeramente mayor que $m(y_{12})$. Por otro, hay que recordar que la distribución de 1980-81 se expresa ahora a precios del invierno de 1981 utilizando la base de 1983 en lugar de la de 1976.

IV. 2. El impacto de los cambios en los precios relativos

La evolución de la desigualdad monetaria para el período en su conjunto, $DM_{13} = I(y_{33}) - I(y_1)$, se puede descomponer en tres factores: i) la variación en la desigualdad real a los precios p_2 , $DR_{13}(p_2) = I(y_{32}) - I(y_{12})$; ii) el efecto de los cambios en los precios relativos desde 1973-74 a 1980-81 de acuerdo con las pautas de consumo de los hogares de 1973-74, $DP_{12}(w_1) = I(y_{12}) - I(y_1)$, y el efecto de los precios desde 1980-81 a 1990-91 de acuerdo con las pautas de consumo de los hogares de 1990-91, $DP_{23}(w_3) = I(y_{33}) - I(y_{32})$.

Los resultados para $Q = 0.5$, por ejemplo, son los siguientes:

$$DM_{13} = - 0.03108 = DR_{13}(p_2) + DP_{12}(w_1) + DP_{23}(w_3)$$

$$= - 0.04989 + 0.01562 + 0.00319 \quad (10)$$

Como sabemos, el signo positivo de $DP_{12}(w_1)$ y $DP_{23}(w_3)$ indica que los cambios en los precios relativos en ambos subperíodos han perjudicado menos a los pobres que a los ricos. En el apartado III. 2. vimos que, en realidad, $DP_{23}(x)$ no es estadísticamente significativo. Ahora bien, dado que $DP_{12}(x)$ es casi 5 veces mayor que $DP_{23}(x)$, no es de extrañar que $DP_{12}(x)$ si lo sea.

En todo caso, la consecuencia del signo positivo de ambas expresiones es que la variación en la desigualdad real es mayor que la variación en la desigualdad monetaria. En concreto, para el período en su conjunto tenemos que:

$$100(DR_{13})/DM_{13}(p_2) = 37.7.$$

Para los dos subperíodos, las expresiones correspondientes indican que la variación en la desigualdad real es el 39.5 y el 31.0 por ciento mayor que la variación en la desigualdad monetaria. La conclusión es que si no se tiene en cuenta el efecto distributivo de los cambios en los precios relativos el error que se comete es considerable.

Finalmente, es útil observar que la variación de la desigualdad real para el conjunto del período puede expresarse como la suma de las correspondientes variaciones en los dos subperíodos:

$$DR_{13}(p_2) = DR_{12}(p_2) + DR_{23}(p_2),$$

donde $DR_{12}(p_2) = I(y_{22}) - I(y_{12})$ y $DR_{23}(p_2) = I(y_{32}) - I(y_{22})$. Análogamente, para la desigualdad monetaria tenemos que:

$$DM_{13} = DM_{12} + DM_{23},$$

donde $DM_{12} = I(y_{22}) - I(y_1)$ y $DM_{13} = I(y_{33}) - I(y_{22})$. Para $Q = 0.5$, por ejemplo, $DR_{12}(p_2)$ representa cerca del 80 por ciento de $DR_{13}(p_2)$, mientras que DM_{12} representa el 77 por ciento de $DM_{13}(5)$. Es decir la variación en la desigualdad real durante el primer subperíodo es mucho mayor que la experimentada durante los años 80.

IV.3 . El cambio en el bienestar

Comenzaremos analizando el cambio experimentado por la media de la distribución. Los resultados figuran en el Cuadro 3.

CUADRO 3. Evolución de la media para hogares de distinto tamaño a precios del invierno de 1981 en la base común de 1983

Tamaño 1973-74 1980-81 1990-91

del hogar	$m(y_{12})$	$m(y_{22})$	$m(y_{32})$	Dm_{12}	Dm_{23}	Dm_{13}
1	301,425	352,688	464,341	1.170	1.317	1.540
2	382,910	420,20	508,530	1.100	1.208	1.328
3	443,924	473,713	582,314	1.067	1.229	1.312
4	454,957	485,037	604,906	1.066	1.247	1.330

5	450,688	470,234	574,534	1.043	1.221	1.275
6	442,392	453,183	564,654	1.024	1.246	1.276
7	442,360	461,782	551,893	1.044	1.208	1.247
Población en su conjunto						
Q = 0.0	930,853	964,329	1,188,672	1.036	1.233	1.277
Q = 0.3	540,036	616,691	780,773	1.045	1.266	1.323
Q = 0.5	439,339	461,705	594,715	1.051	1.288	1.345
Q = 1.0	217,497	231,423	310,652	1.064	1.342	1.428

Durante el primer subperíodo (véase la columna Dm_{12}), el crecimiento de la media es inversamente proporcional al tamaño del hogar y oscila entre el 17 por ciento para los hogares unipersonales y el 2.4 por ciento para los hogares de 6 miembros. En los años 80 (columna Dm_{23}), los hogares unipersonales, por un lado, y los de 7 y 2 miembros, por otro, ocupan los extremos con el 31.6 y el 19.5 por ciento de variación, pero ahora el resto de los hogares se mantienen entre el 22 y el 25 por ciento de crecimiento. Para el período en su conjunto (columna Dm_{13}), tras los hogares unipersonales, cuya media mejora más del 50 por ciento, figuran los de 2 a 4 miembros - que suponen más del 50 por ciento de la población- con un aumento algo superior al 30 por ciento. Los hogares numerosos experimentan un crecimiento de la media cercano al 25 por ciento.

Los resultados para la partición básica ayudan a comprender cómo varía con Q la media de la distribución poblacional: como los hogares unipersonales son los que mayor aumento experimentan, el cambio en la media es tanto mayor cuanto menores son las economías de escala, es decir, cuanto mayor es Q. La variación es importante: del 28 al 43 por ciento para el período en su conjunto, que equivale a un 1.7 o un 2.7 por ciento de tasa media anual.

En el Cuadro 4 se muestra la evolución de la media, la desigualdad y el bienestar a precios del invierno de 1981 en la base común, tomando como 100 los valores de la EPF de 1973-74. Observamos que el crecimiento en el gasto medio fue especialmente intenso en la década de los 80 (sobre todo en su segunda mitad, según sabemos por otras fuentes), mientras que la reducción en la desigualdad se produjo fundamentalmente en la segunda mitad de los años setenta. La dispersión del crecimiento del gasto medio por tamaño del hogar es mayor en el segundo subperíodo. El resultado final es que, en relación a la situación inicial, el bienestar en términos reales para la población total mejoró un 10 por

ciento aproximadamente en el primer subperíodo, a una tasa media anual del 1.7 por ciento, y entre un 37 y un 51 por ciento en el segundo subperíodo, o un 3.7 o un 5.1 por ciento al año, dependiendo del supuesto que hagamos sobre las economías de escala.

CUADRO 4. Evolución del bienestar, la media y la desigualdad en la base común de 1983

Tamaño Evolución de la Evolución de la Evolución del

del media desigualdad bienestar

hogar	73-74	80-81	90-91	73-74	80-81	90-91	73-74	80-81	90-91
1	100	117.0	154.0	100	76.2	58.6	100	135.6	196.4
2	100	109.9	132.8	100	73.7	63.1	100	121.0	151.5
3	100	106.7	131.2	100	88.0	75.1	100	109.3	137.7
4	100	106.6	133.0	100	81.5	85.0	100	110.2	136.6
5	100	104.3	127.5	100	77.1	68.5	100	121.0	135.8
6	100	102.4	127.6	100	69.4	72.3	100	109.3	135.4
7	100	104.4	124.7	100	71.1	60.0	100	109.3	136.5
Pobl.									
Total	73-74	80-81	90-91	73-74	80-81	90-91	73-74	80-81	90-91
Q = 0.0	100	103.6	127.7	100	0.78	0.73	100	109.8	137.1
Q = 0.3	100	104.5	132.3	100	0.78	0.73	100	110.0	140.9
Q = 0.5	100	105.1	135.4	100	0.78	0.73	100	110.2	143.7
Q = 1.0	100	106.4	142.8	100	0.83	0.77	100	111.1	151.5

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la evolución del nivel de vida en España en términos reales a través de la información suministrada las EPF de 1973-74, 1980-81 y 1990-91. El marco conceptual empleado es el propuesto en Ruiz-Castillo (1998), donde se cubre en detalle el período 1973-74 a 1980-81. Razones conceptuales y de fiabilidad hacen que aproximemos el nivel de vida de los hogares a través del gasto corriente en bienes y servicios privados neto de la adquisición de determinados bienes duraderos, frente a otras opciones como los

ingresos u otras definiciones del gasto total del hogar.

La construcción de índices estadísticos de precios específicos para cada hogar, nos permite estudiar las implicaciones distributivas de los cambios en los precios relativos, lo que no sería posible utilizando un deflactor único para todos los hogares. De esta forma, descomponemos la variación en la desigualdad monetaria en un término real y un componente que recoge el impacto distributivo del proceso inflacionista.

Suponemos que el tamaño del hogar es la única fuente de heterogeneidad que ha de ser tomada en cuenta en la construcción de las escalas de equivalencia que nos permiten establecer comparaciones interpersonales de bienestar. No obstante, la utilización de indicadores de bienestar aditivamente descomponibles facilita entender como los resultados para la partición básica por el tamaño del hogar se trasladan a la población en su conjunto.

Los resultados más importantes pueden resumirse de la manera siguiente:

- 1.** Como en trabajos anteriores, hemos visto que las estimaciones sobre el cambio en la media de la distribución, la desigualdad y el bienestar durante los años 80 acotan adecuadamente las verdaderas magnitudes y son razonablemente robustas a la elección del vector de precios que se toma como referencia.
- 2.** Ruiz-Castillo (1995, 1998) demuestra que desde 1973-74 a 1980-81 la inflación perjudicó relativamente más a los hogares ricos que a los pobres. En este caso, las comparaciones en términos reales usando una tasa de inflación común para todos los hogares producirían sesgos importantes en la variación de la desigualdad estimada. Aunque utilizando indicadores completos de desigualdad esta tendencia se mantiene en la década de los 80, hemos visto que, de acuerdo con criterios estadísticos, en este período la inflación fue distributivamente neutral.
- 3.** Durante el primer subperíodo, que va desde 1973-74 a 1980-81, se produce un aumento de la media inferior al 1 por ciento anual en un entorno caracterizado por la crisis a nivel mundial. Al analizar la partición por tamaño del hogar, los resultados no son uniformes: mientras que los hogares unipersonales experimentan un aumento de la media del 17 por ciento, el de los hogares de 5 o más miembros es inferior al 5 por ciento. Sin embargo, la reducción en la desigualdad relativa es considerable, en torno al 17 o el 22 por ciento cuando se considera la población en su conjunto. La disminución en la desigualdad es especialmente importante en los hogares situados en los extremos de la partición por tamaño del hogar. El crecimiento de la media en términos reales y la considerable disminución de la desigualdad relativa conducen a un aumento en el bienestar que oscila desde el 35 por ciento en el caso de los hogares unipersonales al 21 por ciento en los de 2 y 5 miembros y el 9 por ciento en los demás. La mejora del bienestar para el conjunto de la población se cifra entre el 10 y el 11 por ciento aproximadamente.
- 4.** En la década de los 80 hay que destacar el crecimiento del gasto medio, entre el 2.3 y el

3.4 por ciento en tasa media de crecimiento anual en el caso de la población en su conjunto, con considerables diferencias según la importancia que concedamos a las economías de escala. Al igual que en el subperíodo anterior la mejora del gasto medio es especialmente intensa en los hogares unipersonales. Sin embargo, se ha frenado el proceso de reducción de la desigualdad, produciéndose incluso un aumento para algunos tamaños del hogar. En conclusión, durante este subperíodo el bienestar aumentó en el intervalo del 24 al 35 por ciento para la población en su conjunto. En relación a la situación en 1973-74, el aumento oscila desde un 36 por ciento para los hogares de 3 o más miembros, a un 51 por ciento para los de 2 miembros y el 96 por ciento para los hogares unipersonales.

La cuestión siguiente es explicar a qué pueden deberse las diferencias entre ambos subperíodos. La respuesta exige analizar el papel causal de otras variables distintas del tamaño del hogar, para lo cual puede recurrirse al estudio de otras particiones definidas en términos de diferentes características demográficas, geográficas y socioeconómicas del hogar. Esta tarea se planea abordar en otra investigación.

NOTAS

(1) Sobre la evolución de la pobreza durante este mismo período, véase el trabajo de Del Río y Ruiz-Castillo (1998) en este mismo volumen.

(2) Como la EPF de 1973-74 no recoge datos de los hogares residentes en Ceuta y Melilla, el objetivo de comparar las tres encuestas nos ha obligado a prescindir de esa información en 1980-81 y 1990-91.

(3) De hecho, el sistema basado en 1983 comienza a publicarse oficialmente en Agosto de 1985.

(4) En Del Río y Ruiz-Castillo (1996) se ensayan diversos conceptos de gastos del hogar. Los resultados cualitativos del enfoque de la dominancia según los cuales la desigualdad en términos reales en 1990-91 es menor que en 1980-81, son robustos a las distintas definiciones de la variable "gasto del hogar".

(5) A la vista de estos resultados, la Figura 1 en Cao *et al* (1997) resulta sorprendente. Para estos autores apenas existe un cambio en la desigualdad monetaria entre 1973-74 y 1980-81, mientras que registran una reducción apreciable durante los años 80. Exactamente a la inversa que en nuestro caso.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

Cao, R., M. Delgado, y W. Gonzalez-Manteiga (1997), "Nonparametric curve estimation: an overview", *Investigaciones Económicas*, **XXI**: 209-252.

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

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

Del Rvo, C. y J. Ruiz-Castillo (1996), "Ordenaciones de bienestar e inferencia estadística. El caso de las EPF de 1980-81 y 1990-91", en *"La desigualdad de recursos. Segundo Simposio sobre la distribución de la renta y la riqueza"*, Fundación Argentaria, Colección Igualdad. Volumen VI, 9-44.

Del Río, C. y J. Ruiz-Castillo (1998), *"El enfoque de la dominancia en el análisis de la pobreza"*, en este volumen.

Dutta, B. and J. M. Esteban (1992), "Social Welfare and Equality," *Social Choice and Welfare*, **50**: 49-68.

Herrero, C. and A. Villar (1989), "Comparaciones de renta real y evaluación del bienestar," *Revista de Economía Pública*, **2**: 79-101.

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

Ruiz-Castillo, J. (1995), "The Anatomy of Money and Real Inequality in Spain, 1973-74 to 1980-81," *Journal of Income Distribution*, **5**: 265-281.

Ruiz-Castillo, J. (1998), "A Simplified Model for Social Welfare Analysis. An Application to Spain, 1973-74 to 1980-81," próximo a aparecer en la *Review of Income and Wealth*.

Sanz, B. (1996), "La articulación micro-macro en el sector hogares: de la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional", en *"La desigualdad de recursos. Segundo Simposio sobre la distribución de la renta y la riqueza"*, Fundación Argentaria, Colección Igualdad. Volumen VI, 45-86.