Documento de Trabajo 95-10
Serie Economía 08
Julio 1995

Departamento de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-9875

ORDENACIONES DE BIENESTAR E INFERENCIA ESTADÍSTICA. EL CASO DE LAS EPF DE 1980-81 Y 1990-91"

Coral del Río y Javier Ruiz-Castillo*

Resumen

El objetivo de este trabajo es ofrecer una respuesta a la pregunta "¿Qué ha ocurrido con el bienestar económico en España entre 1980-81 y 1990-91?". Se utiliza para ello la información contenida en las dos últimas Encuestas de Presupuestos Familiares. El nivel de vida de hogares y personas se identifica con el gasto corriente en bienes y servicios de consumo, y con el gasto corriente neto de ciertas inversiones. Estas medidas se ajustan para tener en cuenta las diferencias en el tamaño del hogar usando un amplio abanico de hipótesis sobre la importancia que deseamos conceder a las economías de escala en el consumo. Las comparaciones intertemporales en términos reales se realizan utilizando índices de precios específicos para cada hogar. Hemos comparado el bienestar económico agregado de ambas distribuciones empleando solamente la media y el grado de desigualdad, basándonos en los poderosos resultados analíticos que sustentan dicha estrategia. Los criterios de desigualdad utilizados abarcan tanto los aspectos relativos como los absolutos. Asímismo se emplean sistemáticamente procedimientos rigurosos de inferencia estadística que mejoran sustancialmente los procedimientos numéricos habituales. Para la población en su conjunto, los principales resultados que caracterizan esta década son el importante incremento de la media en términos reales, los nulos efectos distributivos de la evolución de los precios realtivos y la mejoría experimentada por la desigualdad relativa. La desigualdad absoluta, en cambio, aumenta. Tanto en el caso relativo como en el absoluto, el estudio realizado sobre la partición basada en el tamaño del hogar confirma los resultados anteriores en cada uno de los subgrupos.

*Del Río. Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Vigo. Ruiz-Castillo. Departamento de Economía. Universidad Carlos III de Madrid.
Este Trabajo es parte de la Tesis de la primera autora, y ha sido realizado bajo los auspicios de la Cátedra "Gumersindo de Azcárate", actualmente ocupada por el segundo autor, y financiado por el Ministerio de Asuntos Sociales. También se agradece la ayuda del Proyecto PB93-0230 de la DGICYT y de la Fundación Caja de Madrid.

INTRODUCCIÓN

Aproximemos el nivel de vida de los individuos por una variable unidimensional que llamaremos renta y, de acuerdo con la tradición dominante en Economía normativa, evaluemos el bienestar económico de una población desde el punto de vista social a través de dos estadísticos de la distribución de esa variable: la media y un índice de desigualdad relativo o absoluto. Según la noción relativa, la desigualdad permanece constante siempre que una variación en la renta media se distribuya de forma proporcional entre todos los hogares. Por su parte, un índice absoluto muestra idénticos niveles de desigualdad cuando la variación de la renta media se reparte a partes iguales entre todos los individuos (y por tanto, independientemente de cuales sean sus posiciones en la distribución inicial).

En este contexto, el objetivo de este trabajo es ofrecer una respuesta a la pregunta "¿Qué ha ocurrido con el bienestar económico en España entre 1980-81 y 1990-91?". Se utiliza para ello la información contenida en las dos últimas Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF de aquí en adelante) elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística.

Independientemente del país y del período involucrado, cualquier respuesta a una pregunta de este tipo entraña la elección de variables e instrumentos de medida que influirán, necesariamente, en los resultados. Por eso parece especialmente apropiado seguir una triple estrategia. En primer lugar, minimizar el conjunto de juicios de valor utilizados, sin necesidad de ceñirse a una función de bienestar social concreta cuya caracterización requiere una lista de propiedades más extensa. En segundo lugar, aplicar procedimientos recientes de inferencia estadística que resuelven los problemas que la variabilidad muestral causa en los procedimientos meramente numéricos. Por último, estudiar la robustez de las conclusiones ante definiciones alternativas de la variable que mejor aproxima el nivel de vida del hogar, y ante distintas convenciones metodológicas para tratar la heterogeneidad de las unidades de análisis. Detengámonos ahora, aunque sea brevemente, en cada de estos tres aspectos.

Supongamos por un momento que tenemos una población de individuos homogéneos. Supongamos, asimismo, que decidimos que una distribución es superior a otra si y sólo si es preferida por una amplia clase de funciones de bienestar social cuyos miembros satisfacen un conjunto mínimo de postulados éticos generalmente aceptados. Los resultados de Shorrocks (1983) y Moyes (1987) dan lugar a procedimientos operativos para contrastar si este tipo de criterios se cumple en la realidad. Esencialmente, dadas dos distribuciones de renta, se trata de verificar si una de ellas satisface simultáneamente dos condiciones: exhibir una menor desigualdad relativa o absoluta, de acuerdo al correspondiente criterio de dominancia de Lorenz que se precisará más adelante, y tener mayor media.

Si este fuera el caso, por ejemplo, en la distribución del 90-91, podríamos hablar de un incremento en el bienestar económico a lo largo de la década de los 80. Además, gracias a los resultados de Foster y Shorrocks (1988), esto significaría que la distribución del 90-91 exhibe sin ambigüedad un menor nivel de pobreza según una amplia clase de medidas de pobreza que presentaremos más adelante.

La principal limitación de este enfoque es que sólo conduce a órdenes parciales de las distribuciones posibles y que, cuando es aplicable, no nos permite establecer por cuánto una distribución es preferida a otra. Como veremos, la falta de completitud del procedimiento no constituye una restricción en el caso que nos ocupa.

Desde hace bastante tiempo, en el trabajo aplicado se han utilizado comparaciones numéricas para extraer conclusiones a partir de la información muestral sobre distribuciones de renta. Más recientemente, se han desarrollado procedimientos de inferencia estadística que parten del reconocimiento de que una curva de Lorenz, por ejemplo, no es más que un estadístico[1]. Tales procedimientos son independientes de la distribución subyacente en el sentido de que, asintóticamente, la distribución de los tests estadísticos no depende del proceso estocástico generador de los datos. Por tanto, no es necesario suponer que las distribuciones objeto de estudio siguen una determinada especificación paramétrica. Las aplicaciones empíricas demuestran que estos métodos tienen un valor añadido: gracias a su utilización es posible ordenar más distribuciones de lo que es usual empleando comparaciones numéricas.

---

[1] Gail y Gastwirth (1978), Beach y Davidson (1983), Gastwirth y Gail (1985), Bishop, Formby y Thistle (1989), y Bishop, Chakraborti y Thistle (1988a, 1988b, 1989, 1994).

Eliminemos ahora el supuesto de una población homogénea. Los individuos se agrupan en hogares con diferentes características y, por tanto, con diferentes necesidades. En consecuencia, sus rentas totales no son directamente comparables. Para avanzar en el análisis es preciso seleccionar una partición de la sociedad de acuerdo con algún conjunto de características éticamente relevantes. Como todos los hogares pertenecientes a un subgrupo tienen las mismas necesidades, resulta siempre conveniente investigar por separado cada uno de los subgrupos de esta partición básica. Ahora bien, la evaluación social dentro de cada grupo puede no proporcionarnos resultados unánimes y, en cualquier caso, es fundamental extraer conclusiones para el total de la población. En consecuencia, es inevitable enfrentarse al problema de la comparabilidad de las rentas de hogares con distintas características básicas.

En este trabajo consideraremos el tamaño del hogar como la única característica diferenciadora éticamente relevante. Los hogares de mayor tamaño tienen mayores necesidades y también mayores oportunidades para alcanzar economías de escala en el consumo. Así pues, siguiendo una práctica muy extendida, ajustaremos nuestra medida del nivel de vida de los hogares teniendo en cuenta el tamaño del hogar. Sin embargo, en lugar de seleccionar un método de ajuste particular, seguimos a Coulter, Cowell y Jenkins (1992a, 1992b) y parametrizamos el procedimiento. De esta forma, es posible estudiar la robustez de los resultados para un amplio rango de valores del parámetro que expresa el peso que se desee otorgar a las economías de escala en el consumo. El coste de esta estrategia son las restricciones que implica sobre las preferencias incondicionales de los hogares en el espacio de bienes de consumo y tamaño del hogar.

Identificaremos el nivel de vida del hogar con alguna medida del consumo total en bienes y servicios privados. Consideraremos un conjunto de variables que incluyen el gasto total del hogar antes y después de sustraer el gasto en la adquisición de ciertos bienes duraderos, el alquiler real o imputado, y ciertas imputaciones por salarios en especie, comidas subvencionadas en el lugar de trabajo, autoconsumo y autosuministro. A efectos comparativos, se incluyen también los ingresos totales del hogar. En todo caso se estudian dos tipos de distribuciones: la distribución del gasto (o el ingreso) ajustado del hogar, y la distribución en la que a cada persona se le asigna el gasto (o el ingreso) ajustado del hogar al que pertenece.

Finalmente, las estimaciones del consumo de los hogares se expresan a precios constantes por medio de índices de precios específicos para cada hogar. Aunque se trate de índices estadísticos que sólo constituyen una aproximación a la construcción teórica ideal, nos permitirán estudiar las implicaciones distributivas del cambio en los precios relativos. Ya que el problema de los números índice está implícito en cualquier comparación intertemporal, sería interesante expresar las variables monetarias a precios de ambas situaciones. Como veremos, este objetivo sólo ha sido parcialmente cubierto hasta el momento.

Las conclusiones más destacables son las siguientes:

1. En el período 1980-81 a 1990-91 se constata un crecimiento importante en el gasto medio en términos reales, que oscila entre el 21 por ciento y el 31 por ciento a medida que restamos importancia a las economías de escala en el consumo.

2. En ambas encuestas, la inclusión de las imputaciones en el concepto de gasto reduce la desigualdad relativa. Al contrario que los gastos de inversión, cuya presencia aumenta la desigualdad. También se comprueba que las variables de ingresos totales presentan menor desigualdad relativa que las de gastos totales.

3. A diferencia del período 1973-74 a 1980-81, durante la década de los 80 los precios relativos fueron distribucionalmente neutrales, no beneficiando a ningún grupo en particular. Por lo que la desigualdad monetaria coincide con la desigualdad real.

4. La desigualdad relativa ha mejorado durante esta década. Lo que nos permite afirmar que el bienestar económico agregado ha aumentado. Este resultado es robusto tanto a la elección del parámetro que determina la importancia concedida a las economías de escala en el consumo, como a la unidad de análisis y a la variable escala utilizadas en el estudio.

5. Los resultados obtenidos en la partición según el tamaño del hogar confirman lo anterior, siendo los hogares de menor tamaño (de hasta tres miembros) los más beneficiados.

6. Todo ello permite concluir que, independientemente de como definamos los pobres, la pobreza ha disminuido a lo largo de este período de acuerdo con la clase de índices relativos de pobreza denominados *índices de distancia de renta per capita* (*per capita income gap*).

7. Sin embargo, a diferencia de lo ocurrido en el período 1973-74 a 1980-81, la utilización de una noción absoluta a la hora de medir la desigualdad no permite hablar de un mayor bienestar, ni en el agregado ni en ninguno de los grupos por tamaño del hogar.

8. Valerse de procedimientos estadísticos en la comparación de curvas de Lorenz ha permitido obtener resultados de dominancia o equivalencia en todos los casos exepto en uno. Así, del total de 172 comparaciones realizadas a lo largo del estudio, 19 presentaron cruces atendiendo únicamente a criterios numéricos afectados por la variabilidad muestral. Sin embargo, sólo uno de estos cruces resultó ser estadísticamente significativo.

El resto del trabajo está organizado como sigue. La sección I contiene un breve resumen del marco conceptual donde se establecen las comparaciones de bienestar entre hogares. En la sección II se revisan los criterios de dominancia entre distribuciones. En la sección III se presentan los tests estadísticos utilizados. En la sección IV, dedicada a la implementación empírica, se discuten las diferentes variables para aproximar el nivel de vida de los hogares y la unidad de análisis elegida. En la sección V se ofrecen los resultados empíricos. Por último, en la sección VI se incluye un breve resumen y una revisión de las posibles extensiones.

I. EL MARCO CONCEPTUAL

I.1. Comparaciones de bienestar entre hogares.

Supongamos que tenemos una población de H hogares, que se enfrentan a un mismo vector de precios p en R^L_+. Consideremos el caso más sencillo en el que, a la hora diferenciar a los hogares en función de sus necesidades, la única característica éticamente relevante es su tamaño. Así, los hogares pueden diferir en renta x^h y/o en el número de miembros del hogar s^h.

Supongamos además que existe una función de utilidad incondicional común a todos ellos, U, definida sobre el espacio de bienes y el tamaño del hogar, esto es, sobre los pares (q,s) en $R^L_+ \times R_+$. Si denotamos por φ a la función indirecta de utilidad y por c a la función de gasto, entonces para toda muestra dada de hogares precio aceptantes y maximizadores de la utilidad, los datos observados de precios, rentas, características y demandas de bienes para cada h están relacionados por

$$u^h = U(q^h, s^h) = \varphi(x^h, p, s^h) \quad ,$$

y

$$x^h = c(u^h, p, s^h) \quad .$$

En la teoría de la distribución de la renta no podemos tratar simétricamente las rentas de los hogares, ya que cada una de ellas sirve a necesidades diferentes. Para abordar este problema, es habitual el uso de un conjunto de escalas de equivalencia definidas como sigue en términos de la función de gasto:

$$d(s^h, s^0; p, u) = \frac{c(u, p, s^h)}{c(u, p, s^0)} \quad .$$

Si como hogar de referencia, s^0, tomamos a un adulto aislado, la función d nos proporciona el número de adultos equivalentes existentes en un hogar de tamaño s^h que disfrutan de un nivel de utilidad u a los precios p. Así, podemos definir la renta ajustada de cada hogar por:

$$z^h = \frac{x^h}{d(s^h, s^0; p, u^h)} = c(u^h, p, s^0) \quad ,$$

que no es más que la renta necesaria para que un adulto disfrute del nivel de utilidad u^h a los precios p. Alternativamente podemos definir la función de compensación,

$$d^*(s^h, s^0; p, u) = c(u, p, s^h) - c(u, p, s^0) \quad ,$$

que nos proporciona la renta que debemos sustraer a un hogar de características s^h para que un adulto alcance el mismo nivel de utilidad u a los precios p con la renta que le queda. Entonces podemos definir[2]:

$$z^h = x^h - d^*(s^h, s^0; p, u^h) = c(u^h, p, s^0) \quad .$$

En nuestro caso, además, queremos comparar dos poblaciones que se enfrentan a vectores de precios diferentes, P_τ, en las situaciones $\tau=1,2$. Idealmente, podemos expresar ambas distribuciones a precios comunes usando un verdadero índice del coste de la vida, por ejemplo de tipo Paasche, definido como:

$$P(p_\tau, p_0; u, s) = \frac{c(u, p_\tau, s)}{c(u, p_0, s)} \quad .$$

La función P compara la mínima renta necesaria para alcanzar el nivel de utilidad u para un hogar de tamaño s al nivel de precios de la situación τ, con la renta que sería necesaria a los precios del año base. Alternativamente podemos definir la función:

$$P^*(p_\tau, p_0; u, s) = c(u, p_\tau, s) - c(u, p_0, s) \quad .$$

Las expresiones que deberíamos utilizar para homogeneizar las distribuciones a pesetas de un año 0 son:

[2] Como veremos más adelante, según el concepto de desigualdad con el que trabajemos nos interesará una u otra transformación a la hora de ajustar los gastos muestrales por hogar. Una noción relativa exigirá una transformación proporcional, mientras que la naturaleza de la noción absoluta demanda transformaciones aditivas del segundo tipo.

$$x_{\tau 0}^{h} = \frac{x_{\tau}^{h}}{P(p_{\tau}, p_0; u_{\tau}^{h}, s_{\tau}^{h})} ,$$

o bien,

$$x_{\tau 0}^{h} = x_{\tau}^{h} - P^{*}(p_{\tau}, p_0; u_{\tau}^{h}, s_{\tau}^{h}) .$$

Atendiendo a todo lo anterior, definimos la renta equivalente por hogar en la situación τ a pesetas del año 0 como,

$$z_{\tau 0}^{h} = \frac{x_{\tau}^{h}}{P(p, p_0; u_{\tau}^{h}, s_{\tau}^{h})\, d(s_{\tau}^{h}, s^{0}; p_0, u_{\tau}^{h})} ,$$

o bien,

$$z_{\tau 0}^{h} = x_{\tau}^{h} - P^{*}(p, p_0; u_{\tau}^{h}, s_{\tau}^{h}) - d^{*}(s_{\tau}^{h}, s^{0}; p_0, u_{\tau}^{h}) .$$

Obsérvese que, para cada hogar, se cumple que:

$$u_{\tau}^{h} = \varphi(x_{\tau}^{h}, p_{\tau}, s_{\tau}^{h}) = \varphi(z_{\tau 0}^{h}, p_0, s^{0}) ,$$

por lo que:

$$z_{\tau 0}^{h} \geq z_{\tau 0}^{k} \leftrightarrow c(u_{\tau}^{h}, p_0, s^{0}) \geq c(u_{\tau}^{k}, p_0, s^{0}) \leftrightarrow u_{\tau}^{h} \geq u_{\tau}^{k} .$$

Es decir, la renta ajustada al cambio en los precios y a las diferentes necesidades de los hogares proporciona un indicador comparable del bienestar del hogar.

I.2. Supuestos sobre las preferencias de los agentes

Es bien sabido que la estimación de modelos econométricos de escalas de equivalencia está plagada de un buen número de dificultades. Como apuntan Coulter *et al* (1992a, 1992b), no hay un conjunto de escalas que sea el *correcto*. Para superar la situación, se sugieren las dos alternativas que hemos seguido en el presente trabajo. Por un lado, agrupar los hogares que se consideran homogéneos y estudiarlos por separado. Por otro lado, si insistimos en agrupar hogares con diferentes características por medio de escalas de equivalencia para extraer conclusiones para el conjunto de la población, entonces debemos contrastar la robustez de los resultados repitiendo nuestros cálculos para diferentes valores de los parámetros que determinan las escalas. En el caso relativo las preferencias serán parametrizadas[3] de forma tal que nuestra renta ajustada será:

$$z_{\tau 0}^{h}(\theta) = \frac{x_{\tau 0}^{h}}{(s_{\tau}^{h})^{\theta}} , \qquad h=1_{\tau}, \ldots, H_{\tau} \text{ y } \theta \in [0,1] .$$

Cuando $\theta = 0$, la renta ajustada coincide con la renta original del hogar; mientras que si $\theta = 1$ estaríamos trabajando con la renta *per capita*. En el caso absoluto[4] la renta ajustada será:

$$z_{\tau 0}^{h}(\lambda) = x_{\tau 0}^{h} - \lambda (s_{\tau}^{h} - 1) , \qquad h=1_{\tau}, \ldots, H_{\tau} \text{ y } \lambda \in [0, \lambda^{*}] ,$$

donde el parámetro λ puede ser interpretado como el coste de un adulto.

Obsérvese que, para los hogares de un mismo tamaño, m, la desigualdad relativa (absoluta) del vector de rentas ajustadas $z^m(\theta)$ ($z^m(\lambda)$) será igual a la desigualdad relativa (absoluta) del vector de rentas originales x^m. Es decir, para cualquier índice de desigualdad relativo I,

$$I(z^{m}(\theta)) = I\left(\frac{x^{m}}{m^{\theta}}\right) = I(x^{m}) ,$$

mientras que para cualquier índice de desigualdad absoluta A,

$$A(z^{m}(\lambda)) = A(x^{m} - \lambda(m-1)) = A(x^{m}) .$$

En cuanto a las expresiones utilizadas para transformar las distribuciones en unidades

---

[3] Suponemos que en el caso relativo las preferencias son del tipo:

$$c(u,p,s^{h}) = f(u,p)\,[1/(s^{h})^{\Theta}] , \qquad \Theta \in [0,1] ,$$

de forma que las escalas de equivalencia siguen la expresión:

$$d(s^{h}, s^{0}; u,p) = (s^{h})^{\Theta} .$$

[4] En este caso las preferencias serán parametrizadas por:

$$c(u,p,s^{h}) = f^{*}(u,p) + \lambda s^{h} , \qquad \lambda \in [0, \lambda^{*}] ,$$

de manera que,

$$d^{*}(s^{h}, s^{0}; u,p) = \lambda (s^{h} - 1) .$$

monetarias comparables, hay que mencionar que no hemos estimado los verdaderos índices de precios (P o P*) a partir de las preferencias de los hogares. En su lugar hemos optado por utilizar índices estadísticos de precios específicos para cada hogar, en cuya construcción se ha utilizado el sistema oficial de índices de precios que toma 1983 como año base. Como se indica en Higuera y Ruiz-Castillo (1992), para comparar los precios de un año dado, t, con los del año base 1983 (para un hogar h), se estimaron los índices de precios individuales del tipo:

$$I(p_t, p_{83}; w_\tau^h) = \sum_j w_{j\tau}^h I_{jt} ,$$

donde $w_{j\tau}{}^h$ es la proporción del gasto total destinada al bien j (j=1,...,58) por el hogar h en el año de la encuesta τ; y I_{jt} es el índice oficial de precios para el bien j en el año t. Así, para expresar una distribución dada, x_1, en términos monetarios del año 2, utilizaremos la expresión:

$$x_{12}^h = \frac{x_1^h}{P^\#(p_1, p_2; w_1^h)} ,$$

donde

$$P^\#(p_1, p_2; w_1^h) = \frac{I(p_1, p_{83}; w_1^h)}{I(p_2, p_{83}; w_1^h)} .$$

Ya que tenemos datos de precios recogidos mensualmente desde 1978 en adelante, y conocemos además el trimestre en el que cada hogar fue entrevistado, es posible seleccionar uno de ellos como situación 1, en nuestro caso el Invierno de 1981; y de forma análoga el Invierno de 1991 como situación 2. Con esta información nos propusimos un doble objetivo. En primer lugar, homogeneizar las rentas de ambas encuestas en pesetas de un mismo Invierno para poder realizar comparaciones tanto a precios de la situación 2, como de la situación 1. Y en segundo lugar, estudiar el impacto distributivo que la evolución de los precios relativos ha podido ejercer a lo largo de la década.

Así, la comparación de las distribuciones de renta de una misma EPF, expresadas a precios de ambos Inviernos, nos indicará si éstos están jugando a favor de los pobres o si, por el contrario, son los estratos de mayor renta los más beneficiados. Un incremento en la desigualdad al expresar la renta de la situación a precios del Invierno del 91 significa que para mantener el consumo a los niveles alcanzados en el Invierno del 81, los más ricos necesitarían unos incrementos en sus rentas superiores a los que exigirían los hogares más pobres. Y por consiguiente, que los precios de los bienes mayormente consumidos por aquellos se han elevado más que los bienes consumidos por los pobres.

Estos objetivos, sin embargo, sólo se han visto cumplidos parcialmente. La única comparación posible en este momento es la que relaciona la EPF del 80-81 a precios del Invierno del 91, con la EPF del 90-91 a sus propios precios corrientes. Queda pendiente, por tanto, pasar las rentas de estos hogares tanto al Invierno del 91 como al Invierno del 81.

II. CRITERIOS DE DOMINANCIA

Una Función de Bienestar Social (FBS de aquí en adelante) es una función real-valuada, W, definida en el espacio de rentas ajustadas, R^H, y que contiene toda la información socialmente relevante a la hora de valorar diferentes distribuciones de rentas. Así, para cada distribución $z=(z^1,\ldots,z^H)$, W(z) nos proporciona el bienestar social, o simplemente el bienestar agregado desde un punto de vista normativo.

Tradicionalmente, en Economía del Bienestar se juzgan los resultados en términos de dos tipos de consideraciones: la preferencia por la eficiencia, según la cual la variable más importante es el nivel de la renta media (el *tamaño del pastel*); y la preferencia por la equidad, donde la variable relevante es la desigualdad vertical. En este estudio el criterio de bienestar agregado será el siguiente: dadas dos distribuciones de renta, A y B, diremos que A contiene un mayor bienestar social que B si y sólo si A no tiene menor renta media y presenta una menor desigualdad en su reparto.

Para hacer operativo este criterio debemos decantarnos por algún concepto de desigualdad. En este trabajo los conceptos de desigualdad utilizados son los dos siguientes:

1) Una noción relativa, de acuerdo con la cual la desigualdad permanece constante si la proporción de ricos y pobres no cambia. Esto es, si todo incremento en el nivel de la renta se reparte proporcionalmente entre todos los individuos según su renta inicial.

2) Y una noción absoluta, según la cual la desigualdad sólo permanece constante si cada hogar experimenta el mismo cambio absoluto en su renta, es decir, si todo incremento de renta se reparte a partes iguales entre todos los agentes.

En la Figura 1, y para el caso de dos agentes, se observa como estos criterios reflejan alternativamente la preferencia por funciones de bienestar social crecientes ante incrementos proporcionales de renta (condición que denominaremos A2 de aquí en adelante), o funciones crecientes sólo ante repartos igualitarios (condición A3). Todos los puntos de la recta R representan distribuciones en las que se conservan las proporciones iniciales. En cambio, la recta A muestra distribuciones en las que las unidades extra de renta se reparten a partes iguales entre todos los agentes.

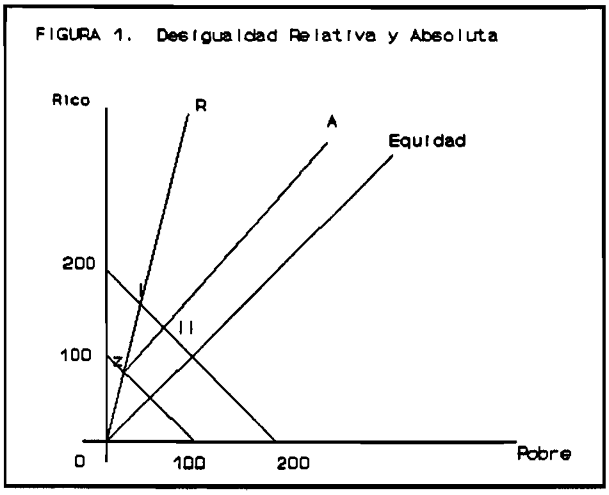


FIGURA 1. Desigualdad Relativa y Absoluta

Junto a estos dos principios alternativos, sólo aceptaremos FBS continuas que también cumplan las dos condiciones siguientes: el principio de transferencias de Pigou-Dalton (según el cual una transferencia de un *rico* a un *pobre* que mantenga inalterada la renta media, siempre aumenta el bienestar); y el principio de anonimidad (según el cual las permutaciones entre los agentes no modifican el nivel de bienestar, ya que sólo su posición en la escala de rentas es relevante). Hablamos por tanto de FBS S-cóncavas (condición que denominaremos A1). Para comparar distribuciones provenientes de poblaciones de diferente tamaño, también exigiremos que nuestras FBS cumplan el principio de réplicas poblacionales (condición A4).

Siguiendo a Shorrocks (1983), denotaremos por W_2 y W_3 a todas la FBS que satisfacen las dos condiciones A1, A4, y A2 ó A3, respectivamente. Entonces, dadas dos distribuciones z y z', diremos que z es al menos tan buena como z' de acuerdo al i-ésimo criterio (i=2,3), si y sólo si no proporciona menos bienestar para toda y cada una de las FBS pertenecientes a ese conjunto. Así escribimos:

$$z \Re_i z' \leftrightarrow W(z) \geq Z(z') \quad para\ todo\ W(\cdot) \in W_i \ .$$

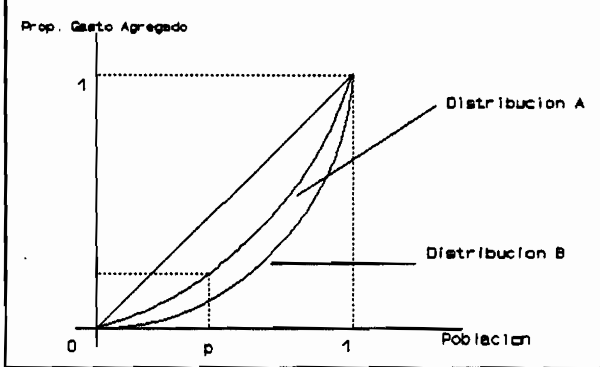
Basándonos en estos juicios de valor, los criterios existentes a la hora de evaluar distribuciones de renta son bien conocidos:

A) En desigualdad relativa contamos con el criterio de dominancia de Lorenz para el cual sabemos que dada una FBS cualquiera W perteneciente a W_2, y dadas dos distribuciones z y z', decimos que z es al menos tan buena como z' según W cuando su media y cada una de las ordenadas de su curva de Lorenz no son inferiores a las de z'[5]. En cada uno de los cuantiles donde es estimada, la curva de Lorenz representa la proporción de renta acumulada por el porcentaje (h_i/H) de hogares más pobre de la población objeto de estudio, en relación a la renta total existente en la economía. Esto es:

$$L_z(h_i/H) = \left(\frac{1}{\sum_{i=1}^{H} z_i} \right) \cdot \sum_{i=1}^{h_i} z_i \ ,$$

donde los hogares, i=1,...,H, están ordenados de menor a mayor según el nivel de sus rentas ajustadas. Según este criterio, la Figura 2 muestra una distribución A con una menor desigualdad relativa que la distribución que hemos denominado B.

FIGURA 2. Curvas de Lorenz Relativas



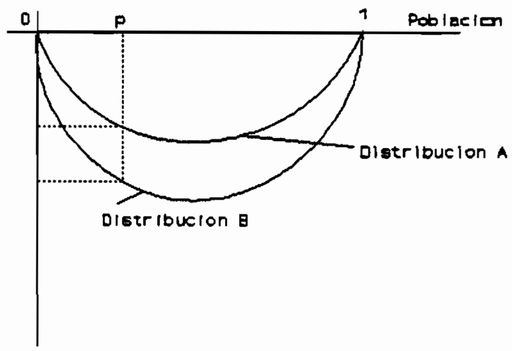
B) En desigualdad absoluta tenemos el criterio de dominancia de Lorenz-absoluto para el que se demuestra que dada una FBS W perteneciente a W_3, una distribución z es al menos tan buena como otra z' según W, cuando su media y cada una de las ordenadas de su curva de Lorenz Absoluta no son inferiores. La curva de Lorenz Absoluta, propuesta por Moyes (1987), se calcula en cada cuantil como la diferencia de rentas en relación a la media, (μ_z), acumuladas y divididas por el tamaño muestral, para el porcentaje (h_i/H) más pobre de la población. Esto es:

[5] Véase Shorrocks (1983).

$$A_z(h_i/H) = \left(\frac{1}{H}\right)\cdot\sum_{i=1}^{h} (z_i-\mu_z) \quad .$$

Como se muestra en la Figura 3, siempre será no positiva, siendo decreciente cuando las rentas son inferiores a la media, y después creciente hasta valer nuevamente 0 para el total de la población.

FIGURA 3. Curvas de Lorenz Absolutas



Es evidente que una mejoría en el bienestar según este criterio implica necesariamente una mejoría según el criterio relativo: cualquier reparto de renta que beneficie por igual a todos los hogares se traduce necesariamente en un incremento de renta proporcional similar para todos ellos más un *extra* que redundará en las capas de la población que parten de unos niveles de renta más bajos.

Hay una importante conexión entre dominancia en bienestar y dominancia en pobreza que nos va a permitir ampliar las conclusiones de este estudio. Una medida de pobreza es una función real valuada P definida sobre R_{++}^{L} *x* R_{++}, cuya imagen P(z;l) indica el grado de pobreza asociado a la distribución z cuando la línea de pobreza está situada al nivel l. Una de tales medidas es la llamada *distancia de renta per capita* (*per capita income gap*), y se define por:

$$P_2(z;l) = \left[\frac{1}{H\cdot l}\right] \sum_{h=1}^{r(z;l)} (l-z^{h^*}) \quad ,$$

donde r(z;l) es el número de hogares cuya renta no excede l, y z^* es la versión ordenada de z, tal que $z^{1^*} \leq \ldots \leq z^{H^*}$.

Dada una línea de pobreza l_1, el índice de pobreza P_2 induce una ordenación completa sobre el conjunto de distribuciones posibles, de forma tal que $P_2(z;l_1) < P_2(z';l_1)$ indica que z presenta menor pobreza que z'. Sin embargo, si $P_2(z;l_2) > P_2(z';l_2)$ para algún otro nivel de pobreza l_2, sería erróneo afirmar que la pobreza es menor en z que en z'. Todo lo cual conduce al siguiente criterio, incompleto pero libre de ambigüedades: decimos que una distribución z exhibe sin ambigüedad menos pobreza que otra distribución z' de acuerdo con la medida P_2, $z \zeta_2 z'$, si y sólo si

$$P_2(z;l) \leq P_2(z';l) \quad \text{para todo } l \text{ en } R_{++}$$

$$y$$

$$P_2(z;l) < P_2(z';l) \text{ para algún } l \text{ en } R_{++} \; .$$

Definiendo W_1 como el conjunto de FBS S-cóncavas y crecientes en todos sus argumentos, Foster y Shorrocks (1988) demuestran que las ordenaciones de bienestar para la clase de FBS pertenecientes a W_1 son equivalentes a las ordenaciones de pobreza proporcionadas por los índices de distancias entre rentas per capita. Es decir:

$$z \; \xi_2 \; z' \; \leftrightarrow \; z \; R_1 \; z' \; .$$

La conexión con los criterios anteriores es inmediata, puesto que:

$$zR_3 z' \Rightarrow zR_2 z'$$

y

$$zR_2 z' \Rightarrow zR_1 z' \; .$$

III. INFERENCIA ESTADÍSTICA

En esta sección se presentan los procedimientos desarrollados en Bishop, Formby y Thistle (1989) y en Bishop, Chakraborti y Thistle (1989, 1994) para contrastar conjuntamente la igualdad de las ordenadas de diferentes curvas de Lorenz (ya sean absolutas o relativas). El atractivo de estos procedimientos descansa en tres hechos fundamentales. En primer lugar, como la distribución asintótica de los tests estadísticos bajo la hipótesis nula no depende de la distribución de la renta subyacente, esta aproximación no se ve afectada por las restricciones implícitas en la elección *a priori* de una forma paramétrica para las funciones de distribución. En segundo lugar, nos permiten superar resultados basados en simples comparaciones numéricas de las ordenadas de las curvas de Lorenz (absolutas o relativas), cuyos cruces con frecuencia se deben más a la variabilidad muestral que a las características intrínsecas de las distribuciones de renta. Por último, en contraste con los test clásicos aplicados a este problema, que sólo proporcionan una partición del espacio muestral en dos regiones (aceptación y rechazo), los procedimientos conjuntos que se van a utilizar permiten identificar tres regiones diferentes que hacen posible distinguir entre dominancia, cruce o igualdad entre curvas de Lorenz. Además, estos procedimientos nos facilitan información cuantil a cuantil.

Comencemos presentando algunas definiciones básicas. Las ordenadas de las curvas de Lorenz empíricas serán estimadas en K puntos, $0<p_1<\ldots<p_{k-1}<p_k=1$, donde $p_i=h_i/H$ es el i_{th} cuantil poblacional. La media acumulada (γ_i) es la media de las rentas menores que z_i, esto es $\gamma_i=E[Z|Z\leq z_i]$, y la varianza acumulada (λ_i^2) es la varianza de las rentas menores que z_i, $\lambda_i^2=E[(Z-\gamma_i)^2|Z\leq z_i]$, para $i=1,\ldots,K$. Para $i=1,\ldots,K-1$, no son más que la media y la varianza de la renta del $100p_i$ por ciento más pobre de la población, mientras que γ_K y λ_K^2 coinciden con la media y la varianza poblacionales, μ y σ^2.

Multiplicando las medias acumuladas, γ_i, por p_i definimos el vector:

$$G = (p_i\gamma_i, \ldots, p_{K-1}\gamma_{K-1}, p_K\gamma_K) \; ,$$

conocido como el vector de ordenadas de la curva de Lorenz Generalizada, que representa la renta acumulada *per capita* hasta p_i[6]. Denotaremos por $\hat{G}$ al estimador muestral de G, donde tanto p_i como γ_i son sustituidos por sus análogos muestrales.

Una vez definido G es sencillo obtener el vector de ordenadas de la curva de Lorenz Relativa, con sólo dividir cada uno de sus elementos por la media poblacional. Como es sabido, la ordenada K-ésima del vector de Lorenz relativo es igual a uno independientemente de la distribución de la renta subyacente, por lo que sólo los K-1 primeros elementos varían libremente y son susceptibles de comparación a la hora de enjuiciar los cambios en desigualdad. Siguiendo a Bishop, Formby y Thistle (1989), denotaremos a este K-1 vector de variables por:

$$L = (L_1, L_2, \ldots\ldots, L_{K-1})' = (\frac{p_1\gamma_1}{\mu}, \ldots, \frac{p_{K-1}\gamma_{K-1}}{\mu}) \quad ,$$

y por

$$L^{+} = (L', \mu) = (\frac{p_1\gamma_1}{\mu}, \ldots, \frac{p_{K-1}\gamma_{K-1}}{\mu}, \mu) \quad ,$$

al que denominaremos vector de ordenadas de Lorenz aumentado, donde el K-ésimo elemento ha sido sustituido por la media poblacional. De esta forma, cuando desarrollemos los tests para contrastar la igualdad de dos vectores de Lorenz, no sólo comprobaremos la evolución de la desigualdad en el reparto de la renta, sino que contrastaremos si la renta media en ambas situaciones es significativamente diferente. Como en el caso anterior las medias y los cuantiles serán consistentemente estimados por sus análogos muestrales. Denotaremos por $\hat{L}_j$ al estimador de L_j.

Las ordenadas de la curva de Lorenz Absoluta pueden obtenerse a partir de G, restando $p_i\mu$ de cada uno de sus elementos. De nuevo, solamente los K-1 primeros elementos varían libremente ya que el último siempre será igual a 0, por lo que denotaremos por A a este vector de K-1 elementos:

[6] Aunque en el presente trabajo no se utiliza el concepto de dominancia según el criterio de la curva de Lorenz Generalizada, este vector nos será de gran utilidad a la hora de estimar otras curvas de Lorenz.

$$A = (A_1, A_2, \ldots, A_{K-1})' = (p_1(\gamma_1-\mu), \ldots, p_{K-1}(\gamma_{K-1}-\mu)) \ ,$$

y por A^+,

$$A^+ = (A', \mu)' = (p_1(\gamma_1-\mu), \ldots, p_{K-1}(\gamma_{K-1}-\mu), \mu) \ ,$$

al vector de ordenadas de Lorenz absoluto aumentado.

Los supuestos que estableceremos sobre nuestra información muestral son los habituales en este tipo de análisis. Supondremos que las observaciones son independientes pero no idénticamente distribuidas, ya que como es sabido las EPF son muestras ponderadas. Además, para poder utilizar estas técnicas es necesario que las muestras hayan sido extraídas de distribuciones de renta continuas, estrictamente monótonas, dos veces diferenciables y con medias y varianzas finitas. Bajo estas condiciones, Bishop, Chakraborti y Thistle (1994) demuestran que $\sqrt{N}(\hat{L}^+-L^+)$ y $\sqrt{N}(\hat{A}^+-A^+)$ se distribuyen asintóticamente como una Normal $N(0,[\varphi_{ij}])$ y $N(0,[\psi_{ij}])$, respectivamente, y proporcionan expresiones para las varianzas y covarianzas, φ_{ij} y ψ_{ij}[7]. Aquí no nos detendremos en más detalles. Será suficiente observar que las φ_{ij} y las ψ_{ij} no requieren conocer la función de distribución acumulada subyacente, sino solamente los cuantiles y las medias y varianzas acumuladas, lo que facilitará enormemente su estimación.

Todos estos resultados permiten construir tests de unión-intersección para determinar si, y dónde, dos vectores de ordenadas de curvas de Lorenz Relativas (Absolutas) difieren. Se trata de contrastar las siguientes sub-hipótesis:

$$H^1_{0,i}: \ L_i^{+a} = L_i^{+b} \quad \mathtt{frente\ a} \quad H^1_{A,i}: \ L_i^{+a} = L_i^{+b}$$

y/o

$$H^2_{0,i}: \ A_i^{+a} = A_i^{+b} \quad \mathtt{frenta\ a} \quad H^2_{A,i}: \ A_i^{+a} = A_i^{+b}$$

para i = 1,...,K, donde *a* y *b* representan dos muestras independientes que estamos interesados en comparar. Bajo la hipótesis nula, $H_{0,i}$, y para muestras independientes, los estadísticos:

[7] Gail and Gastwirth (1978), Beach and Davidson (1983) and Gastwirth and Gail (1985) obtienen resultados similares con muestras aleatorias simples.

$$T_i = \frac{(\hat{L}_i^a - \hat{L}_i^b)}{\left[\frac{\hat{\varphi}_{ii}^a}{N^a} + \frac{\hat{\varphi}_{ii}^b}{N^b}\right]^{1/2}}$$

y

$$U_i = \frac{(\hat{A}_i^a - \hat{A}_i^b)}{\left[\frac{\hat{\Psi}_{ii}^a}{N^a} + \frac{\hat{\Psi}_{ii}^b}{N^b}\right]^{1/2}}$$

siguen asintóticamente una distribución Normal standard para cada uno de los $i=1,\ldots,K$, y pueden ser utilizados como tests individuales para contrastar la igualdad de cada una de las ordenadas de las curvas de Lorenz Absolutas o Relativas. Obsérvese que tanto T_K como U_K no son más que los habituales tests utilizados para contrastar la igualdad de las medias de dos muestras independientes.

Debemos recordar que no estamos interesados en contrastes individuales, que sólo nos pueden informar sobre la evolución de la desigualdad en cada cuantil por separado, sino en tests conjuntos que nos permitan extraer conclusiones sobre la población en su totalidad. Obsérvese, sin embargo, que la hipótesis nula relevante para nuestros propósitos, esto es H_0^1: $L^{+a}=L^{+b}$ (H_0^2: $A^{+a}=A^{+b}$), no es más que la intersección de las hipótesis nulas individuales, $H_{0,i}^1$ ($H_{0,i}^2$). Y nuestra hipótesis alternativa conjunta, H_A^1: $L^{+a}\neq L^{+b}$ (H_A^2: $A^{+a}\neq A^{+b}$), es la unión de las hipótesis alternativas individuales: $H_{A,i}^1$ ($H_{A,i}^2$). Así, siguiendo los procedimientos desarrollados por Richmond (1982) para construir intervalos de confianza conjuntos, Bishop, Chakraborti y Thistle (1988a, 1988b, 1989) desarrollaron tests múltiples para aplicar los criterios de Lorenz Generalizado, Absoluto y Relativo. Lo cual se consigue contrastando la hipótesis nula global mediante los tests T_i y U_i, que bajo ese supuesto siguen una distribución conocida como del Máximo Módulo Studentizado (SMM), con K e infinitos grados de libertad. Para deciles, el valor crítico al 5 por ciento es 2.8; y para el 1 por ciento es 3.29[8]. El contraste mediante los test T_i y U_i como distribuciones SMM nos permite contrastar las sub-hipótesis conjuntamente, mientras que el tamaño del test global puede

[8] Ver Miller (1981) para los detalles de la distribución SMM, y Stoline y Ury (1979) donde se encuentran las tablas.

permanecer fijo al mismo nivel que los individuales.

Con estos elementos, la ordenación parcial siguiendo el criterio de Lorenz Relativo y el criterio de las medias se determina como sigue[9]. Si es imposible descartar la hipótesis nula, $H_{0,i}^1$ para todo i ($i=1,\ldots,K$), entonces no podemos rechazar la hipótesis nula global, H_0^1, y debemos concluir que ambas distribuciones son estadísticamente equivalentes, $Z^a =_{RL} Z^b$. El rechazo de $H_{0,i}^1$ para cualquier i implica el rechazo de H_0^1, y según la dirección en la que se produzca nos permitirá diferenciar entre dominancia y no-comparabilidad. Por ejemplo, si nuestro estadístico T_i es mayor que el valor crítico en la distribución SMM correspondiente, $T_i > m_\alpha(K,\infty)$ (es decir, se encuentra en la región de rechazo positiva al menos para un i), y no es menor que el opuesto del valor crítico en el resto, $T_i \geq -m_\alpha(K,\infty)$, entonces la distribución *a* domina a la *b*, $Z^a >_{RL} Z^b$. En otros términos, si hay al menos una diferencia positiva estadísticamente significativa, y no hay diferencias estadísticamente significativas negativas, concluiremos que la distribución *a* domina a la distribución *b* según el criterio de Lorenz Relativo y el criterio de la media. Por el contrario, si comprobamos la existencia de diferencias significativas positivas y negativas, concluiremos que ambas distribuciones no son comparables[10].

Con estas herramientas podemos distinguir entre dominancia y no-comparabilidad, y además podemos conocer la razón viendo los resultados de los tests para los diferentes cuantiles.

---

[9] La ordenación parcial siguiendo el criterio de dominancia según la curva de Lorenz Absoluta y el criterio de las medias se determina de una forma análoga, reemplazando los tests T_i por los U_i.

[10] Obsérvese que es imposible llegar a la conclusión de que una distribución domina a otra si su media es significativamente menor, ya que el contraste sobre el último elemento del vector aumentado es un contraste sobre la igualdad de las medias, e impediría una dominancia en este sentido aunque en el resto de los i-es se verifique una distribución de la renta más equitativa.

IV. IMPLEMENTACIÓN EMPÍRICA

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

Varias son las consideraciones que debemos hacer a la hora de elegir nuestra variable escala. En cuanto a la disyuntiva entre el gasto o la renta total del hogar, nuestra preferencia es clara[11]. 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; por otro lado, aunque las EPF incluyen una batería de preguntas sobre los ingresos percibidos, el objetivo central de estas encuestas es estimar el gasto anual del hogar; además, determinados grupos sociales pueden ser proclives a infravalorar sus ingresos. Sin embargo, ninguno de ellos tiene por qué ser particularmente renuente a declarar sus gastos.

Por otro lado, el gasto total del hogar incluye las transferencias hechas por el hogar e imputaciones varias, como el autoconsumo, el autosuministro, el salario en especie, las comidas subsidiadas en el lugar de trabajo (a todas las cuales denominaremos imputaciones del tipo 1) o el alquiler de mercado estimado por el propietario o el ocupante de las viviendas en propiedad o cedidas por todos los conceptos. Dados los problemas que todo ejercicio de imputación conlleva, parece aconsejable comprobar si la presencia de estas partidas tiene efectos distributivos dignos de mención. A estos efectos, cuando se deduce el alquiler imputado de la vivienda, pensamos que hay que deducir también el alquiler real sufragado por los ocupantes de viviendas en arrendamiento. En otro caso, éstos últimos tendrían un mayor nivel de vida como consecuencia de no detentar una vivienda en propiedad o cedida por razón de trabajo u otros conceptos.

También interesa investigar el impacto de considerar como inversión (y por lo tanto al margen del consumo corriente) ciertos gastos discontinuos que los hogares realizan en determinados bienes duraderos. En este caso se encuentra la adquisición corriente de automóviles, motocicletas y otros medios de transporte privado, así como las reparaciones de la vivienda tanto en régimen de alquiler como de propiedad.

[11] Véase Atkinson (1990) y Ruiz-Castillo (1987, 1993, 1994a y 1994b).

No habiendo una alternativa claramente superior, nos pareció oportuno no restringirnos en principio a una sola variable. Así, hemos utilizado ocho conceptos diferentes para intentar medir la posición económica permanente de los hogares españoles, x_r^h:

- Gasto total (GT).
- Gasto tipo 1 (gasto total menos las imputaciones del tipo 1, GT tipo 1).
- Gasto monetario (gasto tipo 1 menos los alquileres reales o imputados de la vivienda, GTM).
- Gasto neto (gasto total menos gastos en inversión, GN).
- Gasto neto tipo 1 (gasto neto menos las imputaciones del tipo 1, GN tipo 1).
- Gasto neto monetario (gasto neto tipo 1 menos los alquileres reales o imputados de la vivienda, GNM).
- Ingresos totales (rentas percibidas por todos los conceptos, IT).
- Ingresos monetarios (ingresos totales menos todas la imputaciones y los alquileres reales de la vivienda en arrendamiento, ITM).

2. La unidad de análisis.

Los datos de gasto (e ingreso) de las EPF vienen típicamente agregados a nivel del hogar. Los ajustes realizados en función de las necesidades garantizan la comparabilidad del gasto o los ingresos totales de los hogares, por lo que parece razonable identificar a éstos con los *individuos* de nuestro estudio. Sin embargo, nos pareció conveniente ampliar la investigación considerando también a las personas como unidad de análisis. En este caso, a falta de una alternativa mejor, seguimos la práctica habitual de estudiar la distribución que asigna a cada persona el gasto total *equivalente* del hogar al que pertenece[12].

[12] Esto supone aceptar la hipótesis según la cual no existen desigualdades dentro del hogar, lo cual ha sido rebatido por varios autores. Véase Haddad y Kambur (1990) y las referencias allí citadas.

V. RESULTADOS EMPÍRICOS

Comencemos el análisis en la tabla 1[13] donde se muestra, a efectos ilustrativos, el gasto equivalente por hogar para diferentes valores de θ, partiendo de una cantidad de referencia de 2,400,000 para un hogar unipersonal. Si tomamos, por ejemplo, un hogar de 4 miembros, las cifras de la fila revelan el impacto no lineal sobre el gasto total de variar θ desde 0 a 1, manteniendo el nivel de vida constante. Para un θ dado, las cifras por columna indican el incremento del gasto total para mantener el nivel de vida constante a medida que se va aumentando el tamaño del hogar. O si se quiere, el coste adicional de un miembro más, para el supuesto correspondiente sobre las economías de escala en el consumo.

Presentemos a continuación algunas conclusiones que se desprenden del estudio meramente descriptivo de ambas encuestas. La tabla 2 nos permite apreciar la evolución de la población desde un punto de vista demográfico. Se comprueba que los hogares de menor tamaño han aumentado su peso tanto en relación al total de hogares de la muestra, como al de la población de hogares o personas (estimada con los factores de elevación facilitados por el INE). Así, por ejemplo, los hogares de hasta cuatro miembros pasa del 71 por ciento al 78 por ciento, posiblemente como consecuencia de unos menores índices de natalidad y de una mayor proporción de hogares constituidos por personas de la tercera edad.

En la tabla 3 se presentan las medias de los gastos netos por hogar, ajustadas según diferentes valores del parámetro θ, para cada uno de los grupos de la partición básica. Para apreciar el impacto de los ajustes por tamaño del hogar, la tabla 4 proporciona los índices de cada grupo en relación con la media poblacional. Obsérvese que, como era de esperar, cuando θ aumenta (y se otorga cada vez menos importancia a las economías a escala en el consumo dentro del hogar), la situación de los hogares pertenecientes a los grupos extremos se invierte.

¿Qué ha sucedido con el gasto neto ajustado en términos reales? La tabla 5 nos proporciona información para la partición relevante y para la población total, a precios del

[13] Todas las Tablas y Figuras referenciadas en el texto pueden encontrarse en el Anexo.

Invierno de 1991. Todos los grupos mejoran en términos reales, con un rango de variación que va desde los hogares de siete miembros, que mejoran en un 15.3 por ciento, a los hogares unipersonales cuya media aumenta en un 34.5 por ciento. Naturalmente, para cada subgrupo de la partición, estos resultados son independientes del parámetro θ. En cambio, para la población en su conjunto la tasa media de crecimiento aumenta desde el 21 por ciento al 31 por ciento a medida que θ varía de 0 a 1[14].

Volvamos ahora la atención hacia las cuestiones relacionadas con la equidad. En primer lugar, parece relevante comparar entre sí las distintas variables escala en términos de desigualdad. Para la encuesta del 80-81 y para todas las variables de que partamos -gasto total, gasto neto o ingresos totales-, la detracción progresiva de las imputaciones genera distribuciones con una desigualdad relativa mayor: la curva de Lorenz del GNM (GTM, ITM) se sitúa a la derecha y fuera de las bandas de confianza de la del GN tipo 1 (GT tipo 1), y ésta a su vez de la del GN (GT, IT). Así, partiendo de las variables monetarias y añadiendo progresivamente alquileres (reales e imputados) y el resto de imputaciones, llegamos a distribuciones que presentan un mayor grado de equidad. Para la encuesta del 90-91 estos resultados se mantienen con la sola diferencia de que las imputaciones tipo 1 no tiene efectos distributivos significativos.

Por nuestra parte, consideramos preferible mantener todo tipo de imputaciones en la variable escala porque representan bienes y servicios efectivamente consumidos por los hogares, independientemente de que se hayan sido fruto o no de una transacción monetaria.

La comparación realizada entre el gasto y los ingresos extraídos de ambas EPF corrobora los sorprendentes resultados obtenidos por otros autores[15], en el sentido de que los ingresos totales presentan menor desigualdad relativa que los gastos totales. Incluso al compararlos con los gastos netos, esto también se verifica para los valores más bajos del

[14] Dado el perfil mostrado por los subgrupos de la partición, puede resultar sorprendente la evolución del comportamiento de la población. Pero debe observarse que el incremento medio en el gasto es el resultado de dos términos: la media ponderada de los incrementos de los distintos grupos de la partición (que es independiente de θ), y un término que captura el impacto de los cambios demográficos que sí está afectado por el valor del parámetro.

[15] Véase Ayala, *et al* (1993).

parámetro θ[16]. Lo cual confirma nuestras reservas sobre la bondad de la variable ingresos, y es una razón añadida a la hora de dejarla al margen y centrarnos, únicamente, en variables que reflejen el gasto.

Como cabía esperar, con la exclusión de los *gastos de inversión* disminuye la desigualdad. La utilización de una u otra variable, GT o GN, es una cuestión por la que no queremos decantarnos en este momento, pues si bien el gasto en estos bienes puede estar distorsionando el total para ciertos hogares, su eliminación parece una solución extrema. Posiblemente sería mejor imputar un flujo de servicios *corriente* tanto a la adquisición de estos bienes como al stock de duraderos obtenido en períodos anteriores. A la espera de desarrollar esta metodología, en el resto de este trabajo se utilizan ambas variables.

A diferencia de lo sucedido entre 1973-74 y 1980-81, en donde se comprueba que los cambios en los precios relativos fueron favorables a los estratos más bajos de la distribución[17], durante la década de los 80 la evolución de los precios relativos fue distribucionalmente neutral. La figura 4 nos muestra las curvas de Lorenz relativas extraídas de las distribuciones de gasto de la EPF del 80-81 a precios del Invierno del 81 y del 91. Los resultados de los tests corroboran la impresión visual de que ambas curvas son indistinguibles. En los 9 contrastes no relacionados con la media no se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de ambas distribuciones, a un nivel de significación del 5 por ciento[18]. Este resultado nos autoriza en el futuro a utilizar un mismo índice de precios para todos los hogares para expresar las variables del Invierno del 81 en pesetas del Invierno del 91[19].

---

[16] La comparación realizada con θ=0.4, ha sido la única de todo el estudio en la que hemos carecido de criterio de dominancia, al ser el cruce entre ambas curvas de Lorenz significativo estadísticamente.

[17] Véase Ruiz-Castillo (1993).

[18] Estos resultados se mantienen independientemente de la unidad de análisis utilizada y del valor del parámetro θ. Incluso en la partición por tamaño del hogar, para cada uno de los grupos todos los tests muestran que las curvas de Lorenz relativas son estadísticamente iguales, aunque (como en el caso general) las curvas a precios del Invierno del 81 siempre se sitúen numéricamente por encima de la curva a precios del Invierno del 91.

[19] Lo que será de gran utilidad a la hora comparar la EPF del 73-74 con la del 90-91, al ser imposible la construcción de índices individuales que relacionen directamente ambos períodos.

La tabla 6 incluye la información básica, por deciles y a precios comunes, relacionada con los resultados distributivos del período objeto de estudio. Hay dos tipos de columnas. En las dos primeras se presentan, para ambas encuestas, las medias correspondientes a cada decil y al total de la población de hogares en el caso $\theta=0.4$, y en la tercera columna numérica, la tasa de crecimiento porcentual. Las dos columnas restantes proporcionan los resultados de los tests relativos y absolutos. Para cada uno de los nueve deciles se presentan los resultados de los tests sobre las subhipótesis nulas de igualdad en cada uno de los puntos donde han sido estimadas las curvas de Lorenz. En la última fila se ofrecen los resultados de los tests conjuntos. La interpretación de los símbolos es la siguiente. En todos ellos, un signo (+) significa que la distribución del 90 domina a la del 80; un signo (-) lo contrario; un signo (=) que ambas son indistinguibles desde un punto de vista estadístico, y un signo (~) indica que no tenemos criterio concluyente (en nuestros resultados esto siempre se ha producido porque la desigualdad y el nivel medio de la renta se han movido en sentido contrario). Todos los resultados se obtienen con un nivel de significación del 5 por ciento.

Las Figuras 5 ilustran los resultados básicos. En ellas se comprueba que todas los estratos de la población ven incrementados sus gastos en términos porcentuales, pero que este crecimiento es más acentuado en los hogares más pobres (un 37 por ciento en el primer decil frente a un 22 por ciento en el último, para $\theta=0.4$). Como consecuencia, como se muestra en la parte superior de la Figura 6 y según los resultados de los tests, la distribución de gastos ajustados de los hogares de 1990-91 domina a la de 1980-81 en el sentido de Lorenz relativo, siendo además su renta media significativamente superior (1,466,107 frente a 1,168,964 pesetas). Por lo que podemos hablar de un incremento en el bienestar económico y una mejoría en el nivel de pobreza en los términos presentados en la sección II.

En la parte inferior de la Figura 6 se ilustra el caso absoluto, para $\lambda=90{,}000$ y $\lambda=225{,}000$. Se comprueba que, de acuerdo con los resultados de los tests, el 80 domina al 90 en el sentido de Lorenz absoluto. Recordemos, sin embargo, que las curvas de Lorenz absolutas no son invariantes a cambios de escala. De hecho, dado cualquier nivel de desigualdad relativa, una mayor media genera una mayor desigualdad absoluta. De ahí que, en épocas de fuerte crecimiento en las rentas de los hogares (como es ésta), se trate de un criterio muy exigente. Este resultado contrasta con el obtenido en Ruiz-Castillo (1994b), donde se estima que durante el período 1973-74 a 1980-81 se produce una mejora en la desigualdad real, tanto en un sentido relativo como absoluto.

A nivel agregado, esta visión de la evolución de la desigualdad absoluta y relativa es robusta a las parametrizaciones en términos de θ y λ, a la variable de gasto -GT o GN-, y a la unidad de análisis[20]. Sin embargo, es importante estudiar el fenómeno en la partición según el tamaño del hogar. Los principales resultados se presentan en la tabla 7. Cada columna da el resultado de los tests para cada subgrupo, y los deciles que lo han determinado. Así por ejemplo, para los hogares de tamaño 5, la columna (3) indica que el decil 1 se sitúa significativamente por encima en la ordenada de Lorenz relativa del 90 respecto a la del 80, y que los otros 7 deciles en los que se comparan las curvas, no presentan diferencias significativas. La renta media de ese subgrupo es también significativamente mayor, por lo que el test conjunto nos indica una mejoría en términos de desigualdad relativa.

Los resultados muestran que en los 80, para todos los tipos de hogares los gastos medios y la desigualdad absoluta han aumentado, excepto para los hogares de 7 miembros, donde las curvas son indistinguibles (probablemente debido a que el incremento en media ha sido, en este caso, bastante pequeño). En el caso de la desigualdad relativa, los resultados son mucho más contundentes en los hogares de menor tamaño. Los hogares de hasta tres miembros presentan resultados unánimes para nueve de los diez tests, en los que se verifica una mejoría en la desigualdad relativa y en la media. En los hogares de más miembros, o bien exhiben un grado similar de desigualdad (4, 6 o 7 miembros), o la mejoría se produce sólo en algún decil (5 miembros).

[20] Los valores de los parámetros utilizados han sido los siguientes. Para θ: 0.0, 0.2, 0.4, 0.7 y 1.0. Para λ: 0, 45,000, 90,000, 135,000, 180,000, 225,000, 270,000 y 390,000.

VI. CONCLUSIONES Y EXTENSIONES

En este trabajo se ha estudiado la evolución reciente del nivel de vida en España, a la luz de las EPF de 1980-81 y 1990-91.

Todo estudio de este tipo lleva consigo la elección de variables e instrumentos de medida que necesariamente influirán en los resultados. En nuestro caso, el nivel de vida de hogares y personas se ha identificado con el gasto corriente en bienes y servicios de consumo, y con el gasto corriente neto de ciertas inversiones. Estas medidas han sido ajustadas para tener en cuenta las diferencias en el tamaño del hogar usando un amplio abanico de hipótesis sobre la importancia que deseamos conceder a las economías de escala en el consumo. Los procedimientos de ajuste utilizados implican fuertes restricciones en las preferencias incondicionadas de los hogares en el espacio de bienes y tamaño del hogar. Las comparaciones intertemporales en términos reales han sido posibles gracias a la utilización de índices de precios específicos para cada hogar, que proporcionan una aproximación a la construcción teórica ideal.

Hemos comparado el bienestar económico agregado de dos distribuciones utilizando solamente la media y el grado de desigualdad, basándonos en los poderosos resultados analíticos que sustentan dicha estrategia. Los criterios de desigualdad utilizados abarcan tanto los aspectos relativos como absolutos. Asimismo se han empleado sistemáticamente procedimientos rigurosos de inferencia estadística que mejoran sustancialmente los procedimientos numéricos habituales.

Para la población en su conjunto, los principales resultados que caracterizan esta década son el importante incremento de la media en términos reales, los nulos efectos distributivos de la evolución de los precios relativos y la mejoría experimentada por la desigualdad relativa. Así pues, podemos hablar de un aumento en el bienestar económico de la sociedad y de un descenso de la pobreza, de acuerdo con una amplia clase de indicadores relativos cuyas propiedades han quedado explícitas en el texto. En todo caso, este resultado no puede mantenerse si se desea medir la desigualdad en términos absolutos.

Los resultados anteriores son robustos ante diferentes unidades de análisis, y para diferentes valores de los parámetros que determinan el peso que se le quiere conceder a las economías de escala en el consumo dentro del hogar.

Tanto en el caso relativo como en el absoluto, el estudio de la partición relevante confirma los resultados anteriores en cada uno de los subgrupos. Los hogares de menor tamaño son, en términos comparativos, los más beneficiados.

Hay que destacar, sin embargo, que estos resultados son provisionales y deberían tomarse con precaución hasta que hayan sido abordadas las siguientes cuestiones:

i) Es necesario expresar las distribuciones del 90-91 en pesetas del Invierno del 81 y del 91. Sólo entonces podremos calibrar la importancia del problema de números índice a lo largo de esta década.

ii) Debemos disponer de variables de gasto definitivas en las que se tenga en cuenta la posible influencia de observaciones anómalas. Y en el caso de la EPF del 90-91, necesitamos una solución definitiva al problema de imputación que surge con la compra en grandes cantidades de alimentos y bebidas para el consumo en un momento ulterior al de su adquisición.

iii) Es preciso mejorar el tratamiento dado a la heterogeneidad existente en la población, ya sea mediante el estudio de nuevas particiones, o mediante la utilización de procedimientos más sofisticados en la agregación de los subgrupos determinados en función de sus características demográficas.

iv) Sería muy ilustrativo aplicar conceptos de desigualdad intermedios entre los absolutos y los relativos, con el fin de delimitar exactamente para qué juicios de valor las dos distribuciones son equivalentes, y para cuáles se ha producido una mejora o un empeoramiento en el continuo que va desde la noción relativa más habitual, a la noción absoluta éticamente más exigente. En otros términos, se trata de localizar en qué punto de la recta I-II de la Figura 1 nos encontramos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

AYALA, L., MARTINEZ, R. y RUIZ-HUERTA, J. (1993), "La distribución de la renta en España en los años ochenta: una perspectiva comparada", en J. Almunia y L. Gutiérrez (eds.), Primer simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza, *La distribución de la Renta*, Volumen II, Fundación Argentaria, pp. 101-136.

BEACH, C.M. Y DAVIDSON, R. (1983), "Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", *Review of Economic Studies*, Vol. 50, pp. 723-735.

BISHOP, J.A., CHAKRABORTI, S. y THISTLE, P.D. (1988a), "Relative Inequality, Absolute Inequality, and Welfare: Some Statistical Tests", *Economic Letters*, Vol. 26, pp. 291-294.

BISHOP, J.A., CHAKRABORTI, S. y THISTLE, P.D. (1988b), "Large Sample Tests for Absolute Lorenz Dominance", *Economics Letters*, Vol. 26, pp. 291-294.

BISHOP, J.A., CHAKRABORTI, S. y THISTLE, P.D. (1989), "Asymptotically Distribution-Free Statistical Inference for Generalized Lorenz Curves", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, pp. 725-727.

BISHOP, J.A., CHAKRABORTI, S. y THISTLE, P.D. (1994), "Relative Inequality, Absolute Inequality, and Welfare: Large Sample Tests for Partial Orders", *Bulletin of Economic Research,* Vol. 46, núm. 1, pp. 41-59.

BISHOP, J.A., FORMBY, J.P. y THISTLE, P.D. (1989), "Statistical Inference, Income Distributions, and Social Welfare", *Research on Economic Inequality*, Vol. 1, pp.49-82.

COULTER, F., COWELL, F. y JENKINS, S. (1992a), "Differences in Needs and Assesment of Income Distributions", *Bulletin of Economic Research*, Vol. 44, pp. 77-124.

COULTER, F., COWELL, F. y JENKINS, S. (1992b), "Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty", *Economic Journal*, Vol. 102, pp. 1067-1082.

FOSTER, J. E., y SHORROCKS, A. (1988), "Poverty Orderings", *Econometrica*, Vol. 56, pp. 173-178.

GAIL, M.H. y GASTWIRTH, J.L. (1978), "A Scale-Free Goodness-of-Fit Test for the

Exponential Distribution Based on the Lorenz Curves", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 73, pp. 787-793.

GASTWIRTH, J.L. y GAIL, M.H. (1985), "Simple Asymptotically Distribution-Free Methods for Comparing Lorenz Curves and Gini Indices Obtained from Complete Data", en BASMANN, R.L. y RHODES, G.F.Jr. (eds.), *Advances in Econometrics*, Vol. 4, Greenwich, JAI Press.

HADDAD, L. y KAMBUR, R. (1990), "How Serious Is the Neglect of Intra-Household Inequality?", *Economic Journal*, Vol. 100, pp. 866-881.

HIGUERA, C. y RUIZ-CASTILLO, J. (1992), "Indices de precios individuales para la economía española con base 1976 y 1983", Universidad Carlos III de Madrid, División de Economía, *Documentos de Trabajo*, núm. 92-07.

MILLER, R.G. (1981), *Simultaneous Statistical Inference*. New York: Wiley, 2ª edición.

MOYES, P. (1987), "A New Concept of Lorenz Domination", *Economics Letters*. Vol. 23, pp. 203-207.

RICHMOND, J. (1982), "A General Method for Constructing Simultaneous Confidence Intervals", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 77, pp. 455-460.

RUIZ-CASTILLO, J. (1987), "La medición de la pobreza y la desigualdad en España, 1980-81", Banco de España, *Estudios Económicos*, Vol. 42, pp. 1-159.

RUIZ-CASTILLO, J. (1993), "La distribución del gasto en España de 1973-74 a 1980-81", en J. Almunia y L. Gutiérrez (eds.), Primer simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza, *La distribución de la Renta*, Volumen II, Fundación Argentaria, Madrid, pp. 51-89. Existe una versión inglesa bajo el título "The Anatomy of Money and Real Income Inequality in Spain, 1973-74 to 1980-81", próximo a aparecer en *Journal of Income Distribution*, Vol. 5, (1995).

RUIZ-CASTILLO, J. (1994a), "Características geográficas y socioeconómicas en la evolución del nivel de vida en España, 1973-74 a 1980-81", Universidad Carlos III de Madrid, *Documentos de trabajo*, núm. 94-09, próximo a aparecer en *Hacienda Pública Española*.

RUIZ-CASTILLO, J. (1994b), "The Evolution of the Standard of Living in Spain, 1973-74 to 1980-81", Universidad Carlos III de Madrid, *Working Paper*, núm. 94-10, Economic Series 04.

SHORROCKS, A.F. (1983), "Ranking Income Distributions", *Economica*, Vol. 50, pp. 3-17.

STOLINE, M.R. y URY, H.K. (1979), "Table of the Studentized Maximum Modulus Distribution and an Application to Multiple Comparisons among Means", *Technometrics*, Vol. 21, pp. 87-93.

TABLA 1. GASTOS EQUIVALENTES POR HOGAR PARA DIFERENTES VALORES DEL PARÁMETRO θ

	DIFERENTES VALORES DEL PARÁMETRO θ				
	θ=0.0	θ=0.2	θ=0.4	θ=0.7	θ=1.0
TAMAÑO DEL HOGAR					
1	2,400,000	2,400,000	2,400,000	2,400,000	2,400,000
2	2,400,000	2,756,876	3,166,819	3,898,812	4,800,000
3	2,400,000	2,989,754	3,724,429	5,178,406	7,200,000
4	2,400,000	3,166,819	4,178,643	6,333,638	9,600,000
5	2,400,000	3,311,351	4,568,769	7,404,406	12,000,000
6	2,400,000	3,434,326	4,914,414	8,412,346	14,400,000
7	2,400,000	3,541,856	5,226,975	9,370,869	16,800,000
8	2,400,000	3,637,720	5,513,752	10,289,025	19,200,000

TABLA 2. POBLACIÓN SEGUN EL TAMAÑO DEL HOGAR

EPF 1980-81

	HOGARES Y PERSONAS					
	MUESTRA	PORCENT	HOGARES	PORCENT	PERSONAS	PORCENT
TAMAÑO DEL HOGAR						
1	1,945	8.12	779,135	7.77	779,135	2.10
2	5,145	21.47	2,116,476	21.12	4,232,951	11.42
3	4,408	18.39	1,866,104	18.62	5,598,312	15.10
4	5,478	22.86	2,364,574	23.59	9,458,297	25.52
5	3,562	14.86	1,490,503	14.87	7,452,513	20.10
6	1,899	7.92	774,309	7.73	4,645,852	12.53
7	842	3.51	359,818	3.59	2,518,725	6.79
8 o más personas	687	2.87	271,414	2.71	2,383,123	6.43
TOTAL	23,966	100.00	10,022,332	100.00	37,068,908	100.00

TABLA 2. (continuación)

EPF 1990-91

	HOGARES Y PERSONAS					
	MUESTRA	PORCENT	HOGARES	PORCENT	PERSONAS	PORCENT
TAMAÑO DEL HOGAR						
1	2,174	10.28	1,128,990	9.99	1,128,990	2.93
2	4,735	22.38	2,519,291	22.30	5,038,581	13.09
3	4,427	20.93	2,347,041	20.77	7,041,124	18.29
4	5,052	23.88	2,821,017	24.97	11,284,067	29.31
5	2,822	13.34	1,493,602	13.22	7,468,011	19.40
6	1,206	5.70	614,983	5.44	3,689,897	9.59
7	471	2.23	245,154	2.17	1,716,075	4.46
8 o más personas	268	1.27	128,432	1.14	1,127,260	2.93
TOTAL	21,155	100.00	11,298,509	100.00	38,494,006	100.00

TABLA 3. GASTO NETO MEDIO AJUSTADO POR HOGAR

EPF 1980-81 a precios del Invierno del 81

	DIFERENTES VALORES DEL PARÁMETRO θ				
	θ=0.0	θ=0.2	θ=0.4	θ=0.7	θ=1.0
TAMAÑO DEL HOGAR					
1	358,851	358,851	358,851	358,851	358,851
2	600,305	522,596	454,946	369,531	300,153
3	827,182	664,013	533,031	383,368	275,727
4	978,584	741,628	562,049	370,814	244,646
5	1,060,427	768,576	557,048	343,718	212,085
6	1,120,629	783,126	547,270	319,710	186,772
7	1,237,207	838,345	568,072	316,865	176,744
8 o más personas	1,313,585	851,503	552,283	288,780	151,175
TOTAL	863,835	664,827	516,298	359,814	256,750

TABLA 3. (continuación)

EPF 1990-91

	DIFERENTES VALORES DEL PARÁMETRO θ				
	θ=0.0	θ=0.2	θ=0.4	θ=0.7	θ=1.0
TAMAÑO DEL HOGAR					
1	1,093,526	1,093,526	1,093,526	1,093,526	1,093,526
2	1,679,482	1,462,074	1,272,809	1,033,842	839,741
3	2,349,376	1,885,942	1,513,924	1,088,849	783,125
4	2,876,480	2,179,964	1,652,104	1,089,982	719,120
5	3,029,497	2,195,718	1,591,412	981,955	605,899
6	3,227,288	2,255,316	1,576,076	920,729	537,881
7	3,255,597	2,206,028	1,494,829	833,800	465,085
8 o más personas	3,661,425	2,369,891	1,535,116	801,400	419,001
TOTAL	2,378,395	1,859,162	1,466,107	1,045,251	762,968

TABLA 4. GASTO NETO AJUSTADO EN LA PARTICIÓN POR TAMAÑO DEL HOGAR

EPF 1980-81 a precios del Invierno del 81

	DIFERENTES VALORES DEL PARÁMETRO θ				
	θ=0.0	θ=0.2	θ=0.4	θ=0.7	θ=1.0
TAMAÑO DEL HOGAR					
1	41.5	54.0	69.5	99.7	139.8
2	69.5	78.6	88.1	102.7	116.9
3	95.8	99.9	103.2	106.5	107.4
4	113.3	111.6	108.9	103.1	95.3
5	122.8	115.6	107.9	95.5	82.6
6	129.7	117.8	106.0	88.9	72.7
7	143.2	126.1	110.0	88.1	68.8
8 o más personas	152.1	128.1	107.0	80.3	58.9
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

TABLA 4. (continuación)

EPF 1990-91

	DIFERENTES VALORES DEL PARÁMETRO θ				
	θ=0.0	θ=0.2	θ=0.4	θ=0.7	θ=1.0
TAMAÑO DEL HOGAR					
1	46.0	58.8	74.6	104.6	143.3
2	70.6	78.6	86.8	98.9	110.1
3	98.8	101.4	103.3	104.2	102.6
4	120.9	117.3	112.7	104.3	94.3
5	127.4	118.1	108.5	93.9	79.4
6	135.7	121.3	107.5	88.1	70.5
7	136.9	118.7	102.0	79.8	61.0
8 o más personas	153.9	127.5	104.7	76.7	54.9
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

TABLA 5. CAMBIOS PORCENTUALES EN LAS MEDIAS EN TÉRMINOS REALES

1990-91 versus 1980-81 a precios del Invierno del 91

	DIFERENTES VALORES DEL PARÁMETRO θ				
	θ=0.0	θ=0.2	θ=0.4	θ=0.7	θ=1.0
TAMAÑO DEL HOGAR					
1	34.54	34.54	34.54	34.54	34.54
2	24.43	24.43	24.43	24.43	24.43
3	25.62	25.62	25.62	25.62	25.62
4	29.66	29.66	29.66	29.66	29.66
5	26.03	26.03	26.03	26.03	26.03
6	26.60	26.60	26.60	26.60	26.60
7	15.32	15.32	15.32	15.32	15.32
8 o más personas	23.08	22.75	22.45	22.08	21.77
	DIFERENTES VALORES DEL PARÁMETRO θ				
	θ=0.0	θ=0.2	θ=0.4	θ=0.7	θ=1.0
TOTAL HOGARES	21.53	23.47	25.42	28.36	31.36

TABLA 6. Gasto medio por deciles a precios del Invierno de 1991, y tests de desigualdad para la poblacion de hogares. Los casos Theta=0.4, y Lambda=90,000

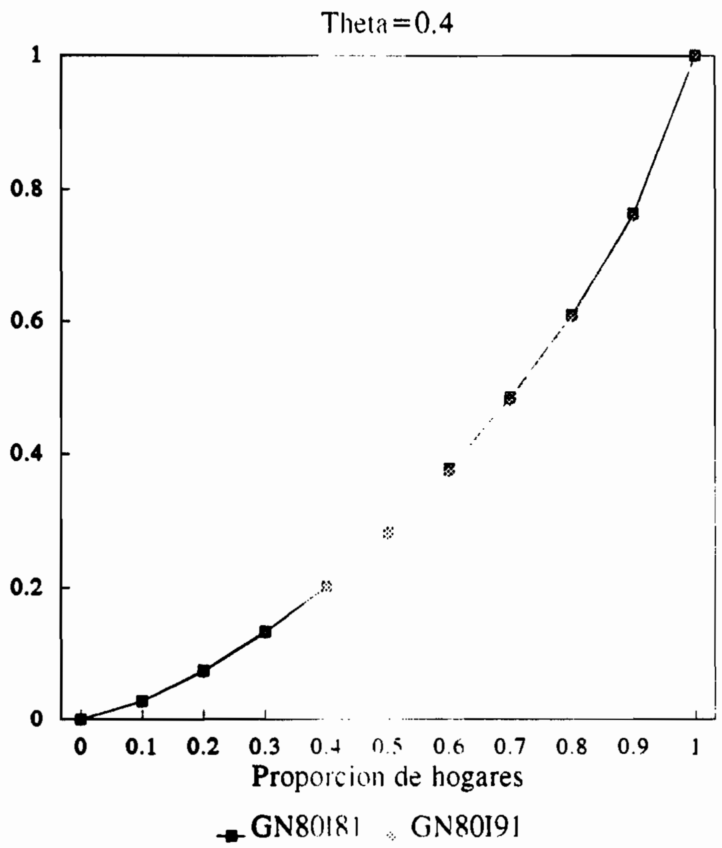
	Gasto medio		Incr. porcentual	Tests de desigualdad Absoluta	Tests de desigualdad Relativa
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DECILES	1990-91	1980-81			
1	448,024	327,132	36.95	-	+
2	701,750	533,521	31.53	-	+
3	874,248	678,118	28.92	-	+
4	1,034,510	807,709	28.08	-	+
5	1,196,698	939,254	27.41	-	+
6	1,372,644	1,081,122	26.96	-	+
7	1,573,173	1,249,933	25.86	-	+
8	1,831,068	1,467,034	24.81	-	+
9	2,211,238	1,800,790	22.79	-	+
				Test conjunto	Test conjunto
TOTAL DE HOGARES	1,466,107	1,168,964	25.42	~	+

TABLA 7. Desigualdad en la partición por tamaño del hogar

Sit. 2 vs sit. 1 a precios del Invierno de 1991

TAMAÑO DEL HOGAR	Desigualdad Absoluta Resultados por deciles (1)	Des Abs. Tests conjuntos (2)	Desigualdad Relativa Resultados por deciles (3)	Des Rel. Tests conjuntos (4)
1	- (1-7) = (8,9) + (10)	~	= (1) + (2-10)	+
2	- (1-9) + (10)	~	= (9) + (1-8,10)	+
3	- (1-9) + (10)	~	= (9) + (1-8,10)	+
4	- (1-9) + (10)	~	= (1-9) + (10)	+
5	- (1-9) + (10)	~	= (2-9) + (1,10)	+
6	- (1-9) + (10)	~	= (1-9) + (10)	+
7	= (1-9) + (10)	+	= (1-9) + (10)	+

FIGURA 4. CURVAS DE LORENZ RELATIVAS



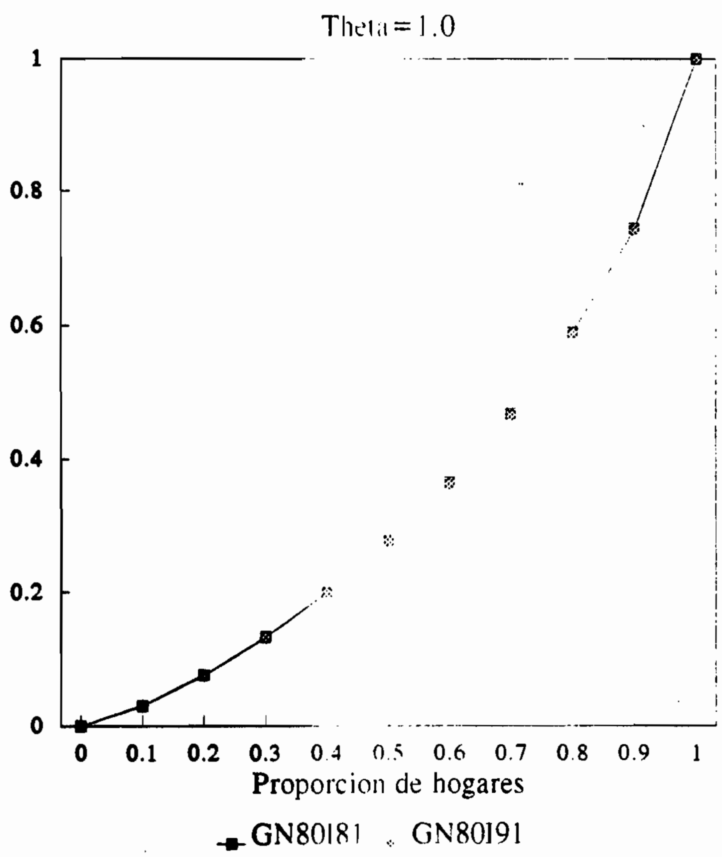


FIGURA 6. (i) CURVAS DE LORENZ RELATIVAS

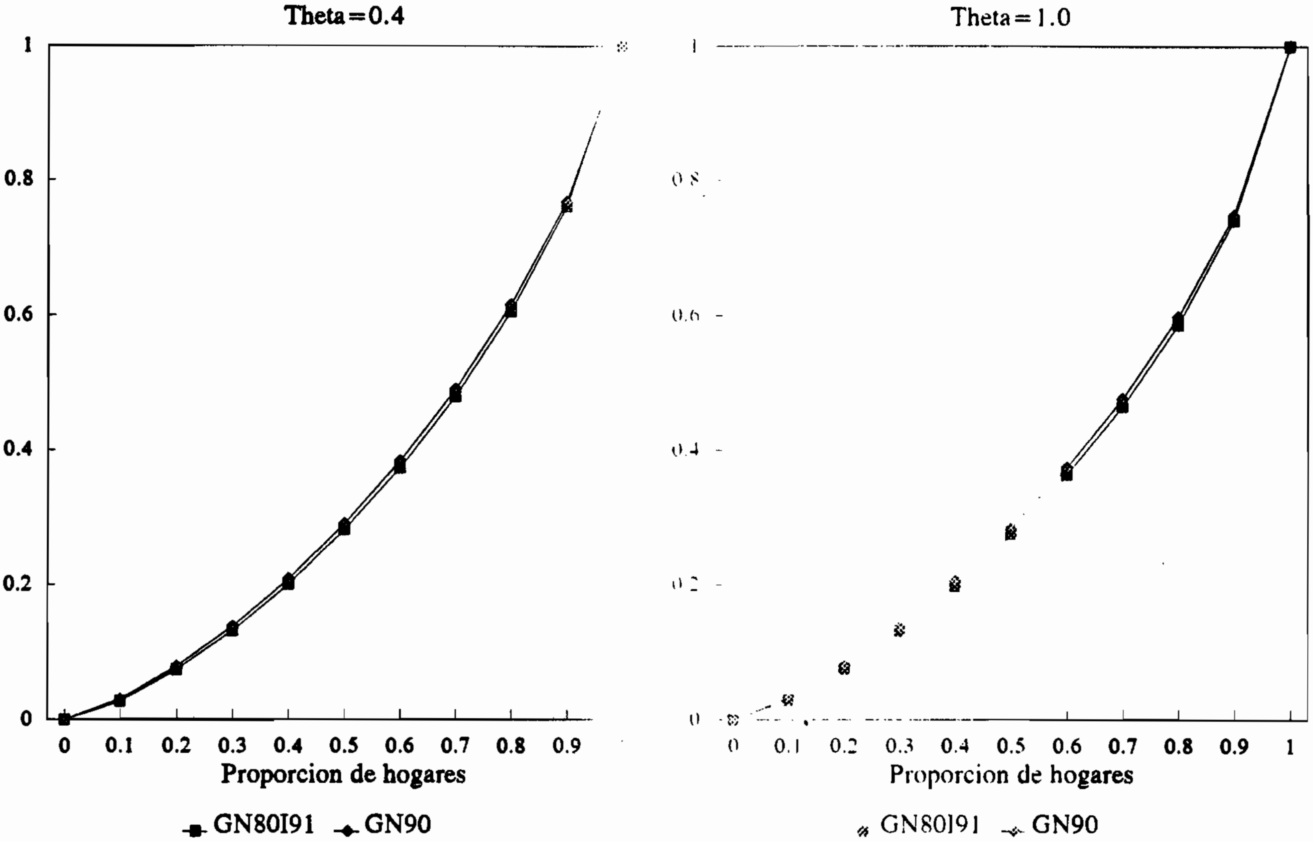


FIGURA 6. (ii) CURVAS DE LORENZ ABSOLUTAS

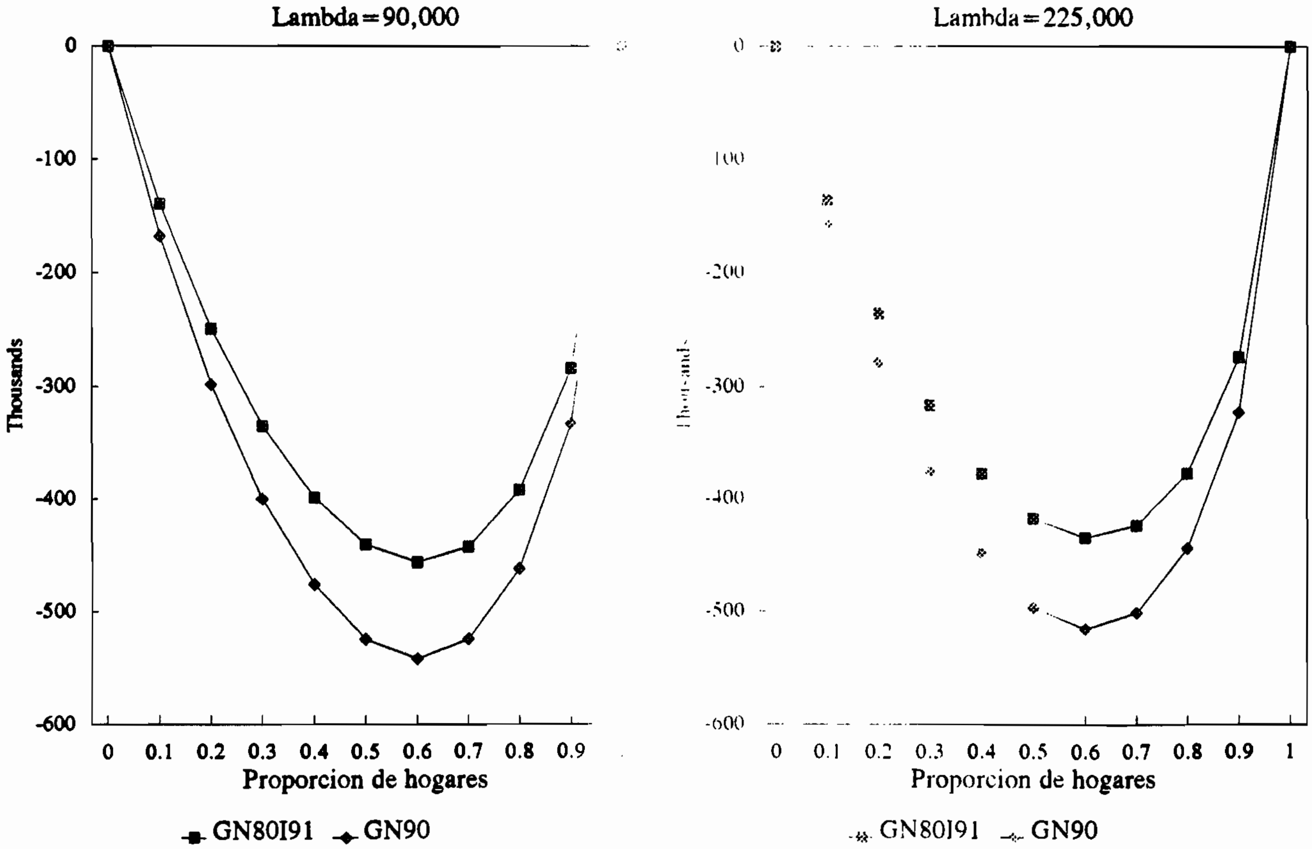
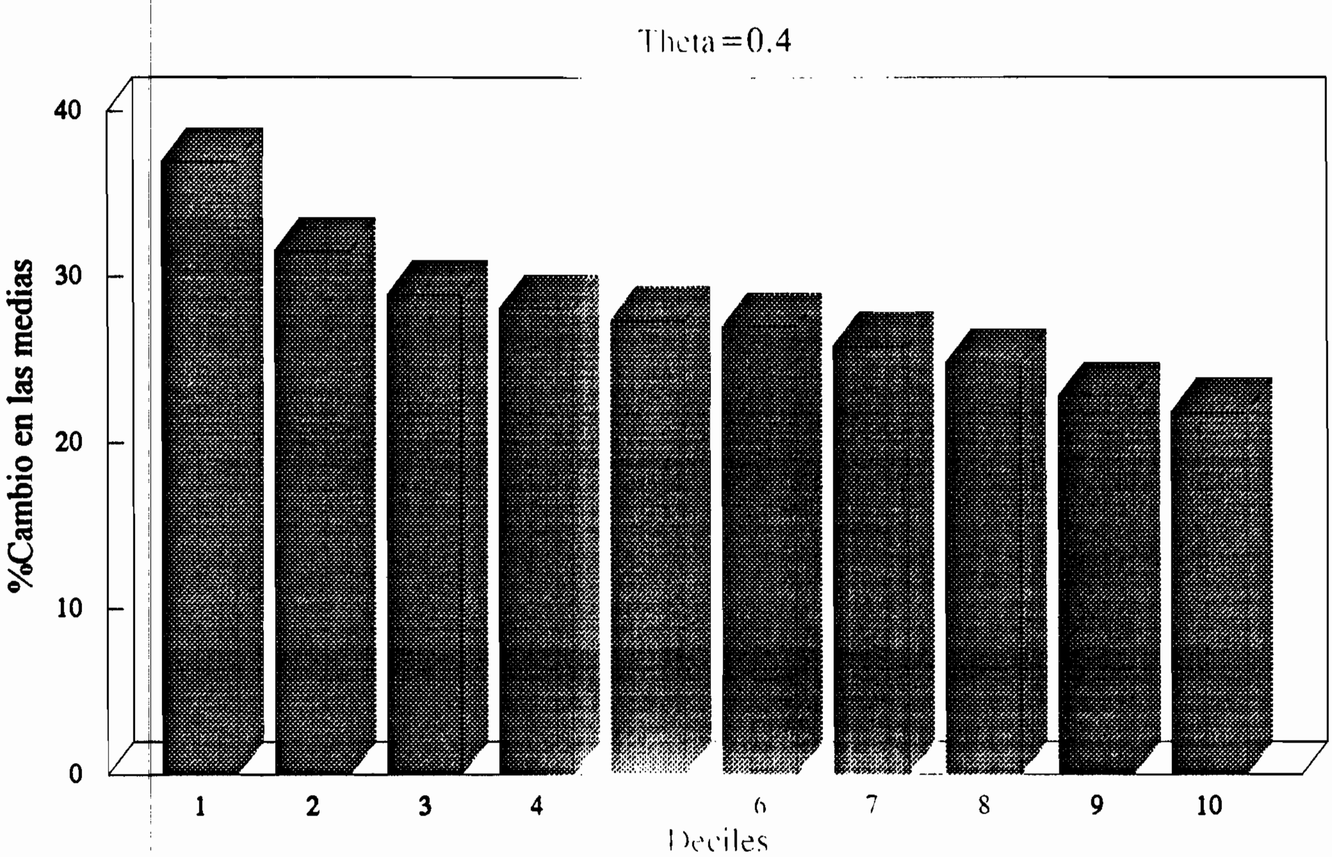


FIGURA 5. (ii) Crecimiento porcentual en las medias



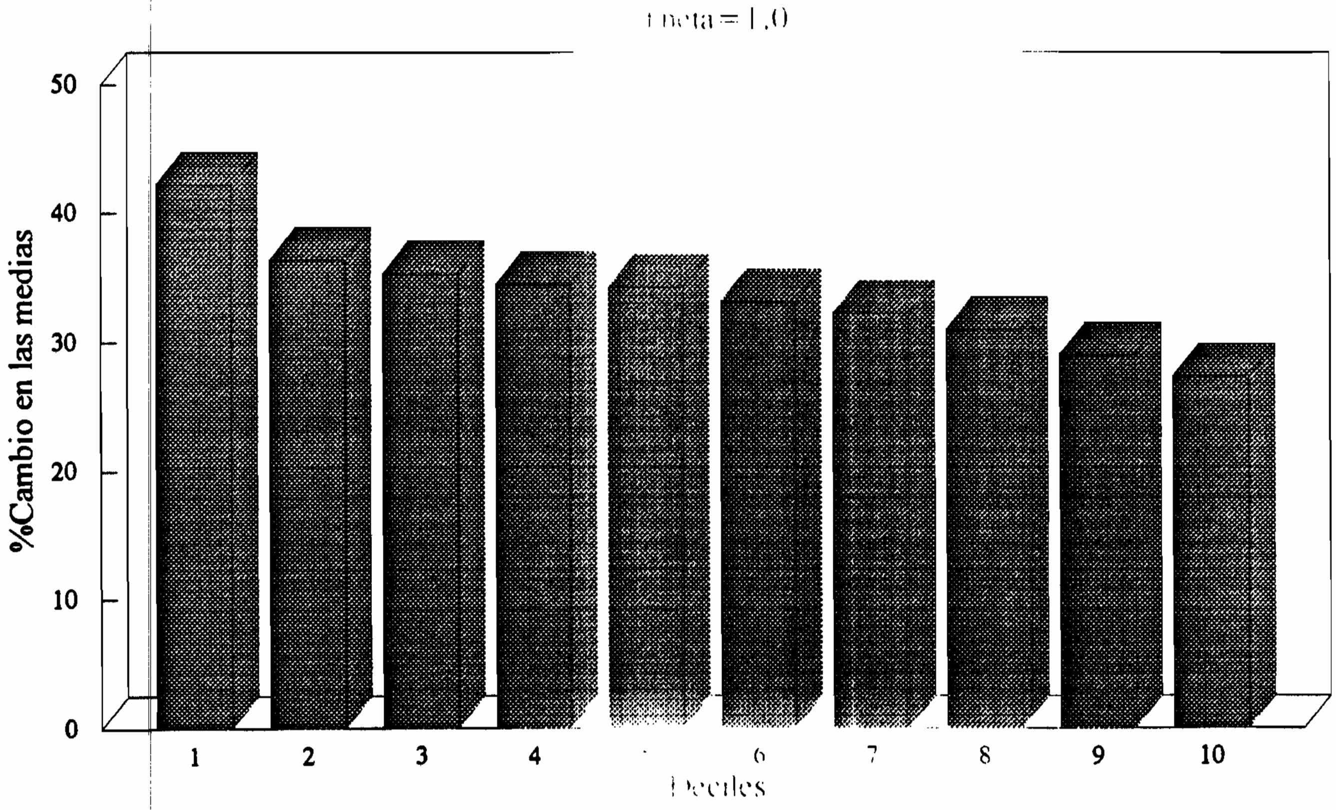


FIGURA 5. (i) Medias por Deciles