



# Pobreza, distribución y crecimiento en Andalucía (1981-1991)

Antonio Fernández Morales  
Universidad de Málaga

BIBLID [0213-7525 (1999); 53; 41-62]

PALABRAS CLAVE: Pobreza, crecimiento económico, distribución de la renta.

KEY WORDS: Poverty, Economic Growth, Income Distribution.

## RESUMEN:

En este trabajo, se investigan las implicaciones que los cambios en la distribución de la renta y el crecimiento han tenido sobre la evolución experimentada por los indicadores de pobreza en Andalucía en el decenio 1981-1991, distinguiendo entre ámbito rural y ámbito urbano. Ajustando el modelo triparamétrico de Dagum, se obtienen los índices de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke, las elasticidades-crecimiento, las elasticidades-redistribución y los efectos crecimiento y redistribución. Los resultados indican que la pobreza ha disminuido con más fuerza en el entorno rural que en el urbano, siendo el componente crecimiento el que más peso ha tenido en los dos ámbitos.

## ABSTRACT:

In this paper, the incidence of economic growth and redistribution of income over the evolution of poverty indexes in Andalusia between 1981 and 1991 is analysed, distinguishing between rural and urban areas. For this purpose, the Dagum triparametric model is adjusted to the empirical income distributions, the Foster, Greer and Thorbecke poverty indexes and the growth and redistribution elasticities are estimated, and the observed change in the poverty indexes is decomposed in three components: growth, redistribution and residual. The main results indicate that poverty has decreased more in the rural areas than in the urban ones, showing more weight the growth component in both areas.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

---

Andalucía es una de las comunidades autónomas españolas con mayores índices de pobreza. Trabajos recientes como los de Martín Guzmán y otros (1996), Ruiz Huerta y Martínez (1994), Bosch, Escribano y Sánchez (1989) o Martín Reyes, García Lizana y Fernández Morales (1993) revelan que, atendiendo a los datos de las Encuestas de Presupuestos Familiares del I.N.E., en 1980-81 Andalucía se encontraba entre las cinco comunidades de mayor

pobreza del país y en 1990-91 entre las tres de mayores índices de pobreza. Además, la contribución porcentual de la comunidad andaluza a la pobreza del conjunto español, obtenida en algunos de los trabajos mencionados, no desciende en ningún caso del 25%.

Por otra parte, la mayoría de los trabajos mencionados coinciden en que la pobreza en Andalucía ha disminuido en el decenio que transcurre entre las dos últimas E.P.F. del I.N.E. No obstante, el análisis de la evolución temporal de la pobreza en un área geográfica determinada no debe limitarse a describir los cambios observados en los indicadores de pobreza. Parece clara la necesidad de profundizar en las causas que inciden o explican los patrones temporales observados en las diferentes magnitudes que definen las situaciones de pobreza. Más concretamente, hay una creciente preocupación entre los economistas por conocer la relación existente entre crecimiento económico, desigualdad y pobreza, ya que el nivel de pobreza de una sociedad está determinado por dos factores principales: el nivel medio de ingresos y el grado de desigualdad en la distribución de los mismos.

En este trabajo, se investigan las implicaciones que el crecimiento económico (a través del crecimiento de los ingresos familiares) y los cambios en la distribución de la renta han tenido sobre la evolución experimentada por los indicadores de pobreza en Andalucía en el decenio 1981-1991, distinguiendo entre ámbito rural y ámbito urbano.

Para analizar qué peso tienen ambos factores (crecimiento y desigualdad) en la evolución observada de los índices de pobreza en Andalucía, tanto en el ámbito rural como en el urbano, se adopta la metodología propuesta por Datt y Ravallion (1992), de descomposición de los cambios en los índices de pobreza, con la diferencia de que estos autores modelizan la curva de Lorenz y en este trabajo se modeliza directamente la función de distribución de los ingresos, empleando el modelo triparamétrico de Dagum.

Este procedimiento permite discernir con mayor claridad el impacto de los dos factores sobre la pobreza, ya que con él se pueden obtener simulaciones de las distribuciones de ingreso, modificando los parámetros obtenidos, para aislar los efectos del crecimiento sin alterar la desigualdad inicial y los efectos de los cambios en la desigualdad, manteniendo la media constante, tal y como se explica en el epígrafe 2. Además, la modelización de la función de densidad del ingreso es necesaria para la obtención de las elasticidades crecimiento y redistribución propuestas por Kakwani (1993).

Este trabajo se desarrolla según el esquema siguiente: en el epígrafe 2 se hace referencia a las fuentes estadísticas y la metodología empleadas en el resto del artículo. El epígrafe 3 contiene un análisis descriptivo de los niveles

de pobreza urbanos y rurales en Andalucía en 1980-81, así como de las diferentes elasticidades estimadas. Los niveles de pobreza en 1990-91 y los impactos de los factores de crecimiento y desigualdad en el decenio se recogen en el epígrafe 4. Para terminar el análisis, se ha incluido en el epígrafe 5 una referencia a los índices de pobreza del conjunto de la comunidad autónoma teniendo en cuenta la contribución que el entorno rural y el urbano aportan al conjunto. Finalmente, en el epígrafe 6 se sintetizan las principales conclusiones obtenidas en el trabajo.

---

## 2. FUENTES ESTADÍSTICAS Y METODOLOGÍA

---

Las fuentes estadísticas que se utilizan en esta investigación son las dos últimas Encuestas de Presupuestos Familiares, elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística, que están reconocidas por los investigadores como la mejor fuente disponible para analizar la distribución personal del ingreso en nuestro país. En estas encuestas, de ámbito nacional, se incluyen 4.414 y 3.674 hogares entrevistados en Andalucía en 1980-81 y 1990-91<sup>1</sup>, respectivamente. La variable de ingresos que se modeliza es el ingreso anual disponible familiar, con dos correcciones distintas, realizadas para ajustar el ingreso a las diferencias en el tamaño familiar: por un lado se ha tomado como variable de renta el ingreso familiar per capita y, por otro, se ha realizado la corrección con la escala de equivalencia de la O.C.D.E. El objetivo de esta doble modelización es comprobar la robustez de los resultados al tipo de escala de equivalencia elegido.

Por otra parte, la distinción entre ámbito rural y ámbito urbano se ha llevado a cabo teniendo en cuenta el número de habitantes del municipio de residencia de cada familia encuestada. Se ha considerado ámbito rural aquél que comprende municipios de menos de 50.000 habitantes y ámbito urbano el correspondiente a municipios de 50.000 y más habitantes.

La línea de pobreza empleada es la mitad del ingreso familiar anual (per capita o equivalente) obtenido con la información de 1980-81 para el conjunto de toda la comunidad autónoma andaluza. Para que la línea de pobreza sea la misma en los dos periodos temporales considerados, se ha extrapolado

1. La referencia temporal de ambas encuestas está a caballo entre dos años, hecho por el cual a lo largo del trabajo nos referimos a 1980-81 y 1990-91. La encuesta de 1980-81 se realizó entre los meses de abril de 1980 y marzo de 1981 (I.N.E. 1983). Por otro lado, la encuesta de 1990-91 se llevó a cabo entre los meses de abril de 1990 y marzo de 1991 (I.N.E., 1992)

dicha línea al año 1990-91 mediante el uso de deflatores basados en la evolución de los índices de precios al consumo<sup>2</sup> en Andalucía.

Para representar la distribución de los ingresos se ha utilizado el modelo propuesto por Dagum (1977), que ha proporcionado muy buenos ajustes en una gran diversidad de países y situaciones. La expresión de su función de distribución es:

$$F(y) = (1 + y^{-\alpha})^{-\beta}, y > 0, \alpha, \beta > 0, \quad (1)$$

donde la variable  $Y$  representa al ingreso familiar anual. Este modelo presenta la ventaja de que sus parámetros tienen una clara interpretación que resulta muy útil para el tipo de análisis que se realiza en este trabajo, ya que manipulando los parámetros se pueden aislar los efectos netamente distributivos y de crecimiento de la media. Mientras que  $\alpha$  es un parámetro de escala,  $\beta$  y  $\gamma$  son parámetros de forma o perfil. Por tanto, modificaciones en el parámetro  $\alpha$  provocan cambios en la distribución del ingreso que son neutrales en el sentido de la desigualdad. Por otro lado, la desigualdad de la distribución sólo depende de los parámetros  $\beta$  y  $\gamma$ , y se pueden conseguir diferentes combinaciones de los mismos que mantengan inalterada la media de la distribución.

Las propiedades de los parámetros, mencionadas en el párrafo anterior, quedan reflejadas con mayor claridad teniendo en cuenta que la media del modelo especificado en (1) es la siguiente:

$$= \alpha^{-1} B\left(1 - \frac{1}{\alpha}, \alpha + \frac{1}{\alpha}\right); \alpha > 1, \quad (2)$$

donde  $B(\cdot, \cdot)$  es la función beta de Euler. Por otro lado, el índice de Gini (medida tradicional de la desigualdad de la distribución de la renta) del modelo (1) es:

$$G = -1 + \frac{B\left(\frac{1}{\alpha}, \frac{1}{\alpha}\right)}{B\left(\frac{1}{\alpha}, \alpha + \frac{1}{\alpha}\right)} \quad (3)$$

En la expresión (3) se puede constatar claramente que la desigualdad de la distribución depende únicamente de los parámetros  $\beta$  y  $\gamma$  del modelo, puesto que, tal y como se ha mencionado, son los que determinan el perfil distributivo del modelo. En cambio, el parámetro  $\alpha$  sólo aparece en (2), por lo que no influye en el índice de Gini, y permite realizar cambios de escala en la distribución que afectan a la media y no al perfil distributivo.

2. Se podría haber usado la línea del 50% del ingreso medio de 1991 y extrapolarla al año 1981, con lo que se habrían obtenido índices de pobreza superiores a los presentados, puesto que el ingreso medio ha experimentado un crecimiento real positivo.

En este trabajo se estiman sólo tres índices de pobreza, que se encuentran entre los más conocidos, que denominamos  $P_0$ ,  $P_1$  y  $P_2$ , empleando la parametrización de Foster, Greer y Thorbecke (1984). El índice de recuento,  $P_0$ , cuantifica la proporción de población que se encuentra bajo el umbral de la pobreza. La tasa de desviación relativa per capita,  $P_1$ , es el producto del índice de recuento por la tasa media de desviación (distancia relativa entre el ingreso medio de los pobres y la línea de pobreza) y, por tanto, combina en su medición dos aspectos fundamentales de la pobreza, extensión y profundidad. Por último, el índice  $P_2$  es una medida más compleja que combina la extensión, la profundidad y también la desigualdad entre los pobres. Los tres índices se pueden expresar como miembros de una familia más general,  $P_i$ , tal y como proponen Foster, Greer y Thorbecke (1984):

$$P_i = \int_0^z \left( \frac{z-y}{z} \right)^i f(y) dy, \quad (4)$$

donde  $z$  es el valor del umbral de pobreza y  $f(y)$  la función de densidad de la variable  $Y$ .

Estos índices presentan la ventaja de la aditividad, que resulta de gran interés en este trabajo, para obtener los índices de pobreza del conjunto de la comunidad autónoma a partir de los índices estimados en el ámbito urbano y en el ámbito rural. Los tres índices de pobreza descritos asociados al modelo de Dagum, para una línea de pobreza  $z$ , son los siguientes (Fernández Morales, 1997):

$$P_0 = (1 + z^{-1})^{-1} \quad (5)$$

$$P_1 = (1 + z^{-1})^{-1} \left[ \frac{1}{z} B\left(1 + z^{-1}; \frac{1}{z}, 1 - \frac{1}{z}\right) + 1 \right] > 1 \quad (6)$$

$$P_2 = (1 + z^{-1})^{-1} \left[ \frac{1}{z} B\left(1 + z^{-1}; \frac{1}{z}, 1 - \frac{1}{z}\right) + \frac{2}{z^2} B\left(1 + z^{-1}; \frac{2}{z}, 1 - \frac{2}{z}\right) \right] > 2 \quad (7)$$

En las fórmulas (5), (6) y (7) la función  $B(y;a,b)$  representa la función de distribución Beta acumulada con parámetros  $a$  y  $b$  evaluada en  $y$ .

Con el objeto de dilucidar cuál es el efecto que tienen por separado sobre los índices de pobreza el crecimiento económico y la evolución de la desigualdad en la distribución de los ingresos se ha empleado la metodología pro-

puesta por Kakwani (1993). Este autor deriva expresiones para las elasticidades puntuales de los índices de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke respecto a la media de la distribución y respecto al índice de Gini. Dado que para el cálculo de algunas elasticidades es necesario conocer el valor de la función de densidad de la variable ingreso, el enfoque paramétrico adoptado en este trabajo es el ideal para su cálculo.

La elasticidad del índice de pobreza  $P_i$  respecto a la media de la distribución  $\mu$ ,  $h_{P_i}$ , indica el crecimiento o disminución porcentual del índice de pobreza  $P_i$  frente a un incremento de un 1% de la media de la distribución, manteniendo constante la forma (y por tanto, la desigualdad de la distribución). Esta elasticidad refleja el efecto puro del crecimiento, puesto que indica el impacto sobre la pobreza del crecimiento distributivamente neutral sobre las rentas. La expresión de  $h_{P_i}$  asociada a la familia de índices de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke es, según deduce Kakwani(1993):

$$h_{P_i} = \begin{cases} -\frac{i(P_{i-1} - P_i)}{P_i} & i > 0 \\ -\frac{zf(z)}{P_0} & i = 0 \end{cases} \quad (8)$$

Por otra parte, la elasticidad del índice de pobreza  $P_i$  respecto a la desigualdad,  $\epsilon_{P_i}$ , se cuantifica midiendo el efecto de desplazamientos en la curva de Lorenz que mantienen inalterada la media de la distribución.. La elasticidad  $\epsilon_{P_i}$  indica el crecimiento o disminución porcentual del índice  $P_i$ , frente a un incremento del índice de Gini<sup>3</sup> de un 1%, manteniendo fija la media de la distribución. Esta elasticidad refleja el efecto redistributivo puro, es decir, indica el impacto de cambios en el perfil de la distribución que mantienen constante la media de la misma, y su expresión asociada a los índices de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke se puede escribir como (Kakwani, 1993):

$$\epsilon_{P_i} = \begin{cases} P_i + \frac{i}{z} \frac{P_{i-1}}{P_i} & i > 0 \\ \frac{(z) f(z)}{P_0} & i = 0 \end{cases} \quad (9)$$

3. Dado que el incremento del índice de Gini es consistente con una gran variedad de desplazamientos de la curva de Lorenz, siguiendo a Kakwani, se adopta un desplazamiento vertical proporcional a la distancia entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución

La interpretación de las elasticidades  $\epsilon_{P_i}$  y  $\epsilon_{G_i}$  debe hacerse teniendo en cuenta que son puntuales y, por tanto, reflejan impactos de pequeña magnitud, o más bien, las condiciones de respuesta de los índices de pobreza ante cambios en la media de la distribución o el índice de Gini en el momento inicial de partida. Dado que algunos cambios experimentados en las distribuciones de renta objeto de estudio en este trabajo son de magnitud considerable, se completa el trabajo con la metodología desarrollada por Datt y Ravallion (1992) de descomposición de los cambios experimentados por los índices de pobreza.

Estos autores consideran que el índice de pobreza  $P_i$  es una función de la media de la distribución y de la desigualdad (representada por los parámetros de una forma funcional asociada a la curva de Lorenz) de la misma. En el presente trabajo, en cambio, se modeliza la distribución del ingreso de forma global, de manera que la media,  $\mu$ , que se emplea es la correspondiente al modelo y los parámetros que definen a la curva de Lorenz son los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  del modelo (1).

Siguiendo este enfoque, el cambio que experimenta el índice  $P_i(\mu; \alpha, \beta)$  entre dos momentos del tiempo (momento 0 y momento 1) depende del cambio que muestren los tres parámetros  $\mu$ ,  $\alpha$  y  $\beta$ , y se puede descomponer en la siguiente suma:

$$P_i(\mu_1; \alpha_1, \beta_1) - P_i(\mu_0; \alpha_0, \beta_0) = [P_i(\mu_1; \alpha_0, \beta_0) - P_i(\mu_0; \alpha_0, \beta_0)] + \\ + [P_i(\mu_0; \alpha_1, \beta_1) - P_i(\mu_0; \alpha_0, \beta_0)] + \text{Residuo} \quad (10)$$

El primer sumando del segundo miembro de (10) representa el efecto crecimiento, ya que es la diferencia entre el valor del índice en una distribución del ingreso simulada en la que se mantiene la forma de la distribución original (y por tanto, su desigualdad) y se asigna la misma media de ingreso del momento final y el valor original del índice de pobreza en el momento inicial. El segundo sumando, en cambio, representa el efecto distributivo porque cuantifica la diferencia entre el índice de pobreza correspondiente a una distribución simulada que difiere de la inicial sólo en la desigualdad (es decir, se mantiene la media del momento inicial y se cambian los valores de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  correspondientes al momento final) y el índice de pobreza de la distribución inicial. Como los cambios que experimenta el índice de pobreza  $P_i$  no son lineales en la media ni en la desigualdad, la suma de los efectos crecimiento y distributivo no es exactamente igual al cambio que experimenta el índice en el intervalo de tiempo considerado, razón por la cual aparece un tercer sumando

que denominamos residuo<sup>4</sup> y que como se verá más adelante no tiene un valor considerable.

A pesar de que esta descomposición no indica exactamente qué parte del cambio en los índices de pobreza se debe al crecimiento y qué parte a la redistribución, puesto que ambos interactúan de forma no lineal y los efectos que se estiman en (10) son efectos "puros", sí que resulta un instrumento útil como aproximación al análisis de los factores explicativos de la evolución de la pobreza<sup>5</sup>.

---

### 3. LA POBREZA EN ANDALUCÍA EN 1980-81

---

La referencia temporal inicial en este trabajo es 1980-81, fecha de elaboración de la penúltima Encuesta de Presupuestos Familiares del Instituto Nacional de Estadística. En este epígrafe se analiza la situación de pobreza en Andalucía utilizando los datos que aquella ofrece, distinguiendo entre el ámbito rural y el urbano. Se ha considerado como ámbito rural el correspondiente a municipios de menos de 50.000 habitantes y ámbito urbano el correspondiente a municipios de 50.000 o más habitantes.

La distribución observada en la E.P.F. de 1980-81 de los ingresos anuales familiares (per capita y equivalentes) correspondiente a ambos ámbitos se ha modelizado ajustando la función de distribución triparamétrica de Dagum (1) a las funciones de distribución empíricas. En la Tabla 1 la figuran los resultados de los ajustes<sup>6</sup>: valores de los parámetros de cada modelo, media ajustada e índice de Gini de cada distribución, obtenidos con las fórmulas (2) y (3), y medidas de bondad del ajuste<sup>7</sup>.

4. El residuo de la ecuación (10) se puede interpretar como la diferencia entre el efecto crecimiento (redistribución) tomando como referencia el momento 1 menos el efecto crecimiento (redistribución) tomando como referencia el momento 0, según indican Datt y Ravallion (1992).
5. Otra limitación que posee este método consiste en que, como reconocen Datt y Ravallion (1992), la descomposición propuesta no puede indicar si procesos de crecimiento alternativos al observado podrían implicar mayor efectividad en la reducción de la pobreza, para lo cual se necesitaría la especificación de un modelo dinámico de crecimiento y distribución, que escapa al alcance de este trabajo.
6. La estimación de los modelos de Dagum a partir de los datos muestrales agrupados entre 20 y 25 intervalos en cada distribución empírica, se ha realizado con el programa EPID, que ajusta a los datos de la función de distribución empírica el modelo mediante un procedimiento máximo verosímil.
7. Estas últimas indican que los modelos representan adecuadamente a todas las distribuciones originales. El estadístico de Kolmogorov (K) es claramente inferior en los cuatro casos al valor crítico al nivel del 5%. Además, el error cuadrático medio de los residuos (ECM) es inferior a 0,000025 en todos los casos.

Las distribuciones estimadas con el ingreso per capita ofrecen en los dos casos (urbano y rural) una media menor que la correspondiente al ingreso equivalente, lo cual es coherente con la forma de construir la variable (el ingreso equivalente es siempre mayor que el ingreso per capita, excepto en las familias de un solo miembro, caso en que son iguales). Pero además, también se observa que las distribuciones de ingresos per capita muestran mayor desigualdad (medida a través del índice de Gini) que las correspondientes a los ingresos equivalentes.

En cuanto a la comparación entre ámbito rural y ámbito urbano se constata que, en primer lugar, la media es notablemente superior en el caso urbano que en el caso rural (un 44,69% y un 41,83% según se tome ingreso equivalente o ingreso per capita). Por otra parte, la desigualdad es superior en la distribución de los ingresos de municipios de más de 50.000 habitantes que en la de municipios de menos de 50.000 habitantes, presentado índices de Gini superiores.

La importante diferencia en las medias entre distribuciones de ingresos rurales frente a ingresos urbanos conduce a que, a pesar de existir una mayor desigualdad en las segundas, la distribución del ingreso rural presenta dominancia estocástica de primer orden respecto a la del ingreso urbano (gráfico 1) con las dos variables (ingreso equivalente e ingreso per capita). Esto quiere decir que los índices  $P_i$  han de ser mayores en el ámbito rural que en el ámbito urbano, con cualquier línea de pobreza común<sup>8</sup>.

Los índices de pobreza  $P_0$ ,  $P_1$  y  $P_2$ , han sido calculados, haciendo uso de las expresiones (5), (6) y (7), a partir de los modelos estimados en la Tabla 1. Los valores que toman los índices se pueden contemplar en la Tabla 2. En ella, se confirma que los tres índices de pobreza estimados son más elevados en el ámbito rural que en el ámbito urbano. Estas diferencias observadas son de una magnitud importante, puesto que en todos los casos superan el 100%.

También se ha incluido en la Tabla 2 el valor de las elasticidades-crecimiento ( $\epsilon_{pi}$ ) y las elasticidades-distribución ( $\epsilon_{pi}$ ) para todos los índices estimados. Las elasticidades-crecimiento son todas de signo negativo, lo cual indica que una tasa de crecimiento positiva de los ingresos, distributivamente neutral, se traduce en un descenso de los índices de pobreza. Se puede observar, así mismo, que las elasticidades presentan mayores valores (absolutos) en los índices más complejos. Es decir, los índices  $P_i$  de mayor  $i$  son los de mayor

8. Dado que las funciones de distribución rural y urbana no se cortan y la primera está por encima de la segunda, según demuestran Foster y Shorrocks (1988) existe dominancia estocástica de primer orden entre ellas, lo cual implica que para cualquier línea de pobreza, todos los índices de pobreza de la familia de Foster, Greer y Thorbecke,  $P_i$ , son mayores en la distribución que presenta dominancia, en este caso la rural.

magnitud en la elasticidad-crecimiento. Dado que el parámetro  $i$  es un índice de aversión a la pobreza podría interpretarse, tal como hace Kakwani (1993), que el crecimiento distributivamente neutral beneficia más a los más pobres que a los moderadamente pobres<sup>9</sup>.

Por otra parte, para todos los índices estudiados, las elasticidades  $\epsilon_{pi}$  son más elevadas en el ámbito urbano que en el ámbito rural, a pesar de que en éste último sean todos los índices de pobreza superiores. Esto indica que en el ámbito rural se precisa una tasa de crecimiento (distributivamente neutral) superior a la necesaria en el ámbito urbano para conseguir un mismo descenso porcentual en el mismo índice de pobreza.

Las elasticidades-distribución,  $\epsilon_{pi}$ , son todas de signo positivo, de manera que aumentos en la desigualdad (que mantengan fija la media de la distribución) implican necesariamente incrementos en los índices de pobreza. Los valores estimados de  $\epsilon_{pi}$  son, en casi todos los casos, de magnitud más elevada que los de las elasticidades  $\epsilon_{pi}$ , lo cual muestra que casi todos los índices de pobreza analizados son más elásticos a los valores del índice de Gini que a los de la media de la distribución. El patrón descrito en el párrafo anterior para  $\epsilon_{pi}$  se mantiene en las elasticidades  $\epsilon_{pi}$ , de forma que las elasticidades más altas se presentan en los índices de pobreza más sensibles a la distribución entre los pobres. También en este caso se presentan mayores elasticidades en el ámbito urbano que en el rural.

9. En esta misma línea, Ravallion y Datt (1996) estiman para la India, con una metodología diferente (basada en regresiones con series temporales) las elasticidades crecimiento con un resultado similar (mayor elasticidad cuanto mayor es el valor de  $i$ ), llegando a la conclusión genérica consistente en que el crecimiento afecta a la profundidad de la pobreza y a la desigualdad entre los pobres mejorándolas, hecho por el cual la elasticidad es mayor cuantos más aspectos de la pobreza (extensión, profundidad, desigualdad) incluya el índice. También indican que el crecimiento neutral no sólo beneficia a las familias o individuos con ingresos cercanos a la línea de pobreza, sino a todos los pobres (gracias a la mejoría de la renta media de los pobres y de la desigualdad interna que afrontan).

TABLA 1  
**MODELO TRIPARAMÉTRICO DE DAGUM AJUSTADO A LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO (10<sup>4</sup>PTAS.) EN ANDALUCÍA (1980-1981)**

	Municipios de menos de 50.000 habitantes		Municipios de 50.000 y más habitantes	
	Ingreso equivalente	Ingreso per capita	Ingreso equivalente	Ingreso per capita
	0,8397	0,8287	1,1162	1,1524
	3,4768	3,1851	3,0248	2,8417
	8,9633	3,0082	12,5027	4,1851
	2,0145	1,5403	2,9148	2,1846
G	0,3005	0,3286	0,3230	0,3420
K	0,0128	0,0092	0,0078	0,0144
E.C.M.	0,000023	0,000018	0,000017	0,000022

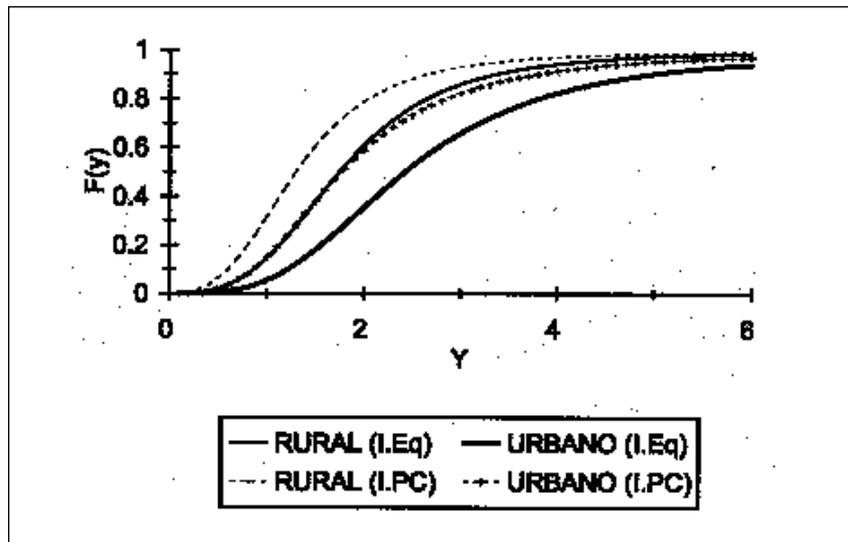
Fuente: *Elaboración propia.*

TABLA 2  
**INDICES DE POBREZA, ELASTICIDADES-CRECIMIENTO Y ELASTICIDADES-DISTRIBUCIÓN EN ANDALUCÍA, 1980-1981**  
**(Línea de pobreza: 50% de la media andaluza de 1980-81 en 10<sup>4</sup>ptas.).**

	Municipios de menos de 50.000 habitantes		Municipios de 50.000 y más habitantes	
	Ingreso equivalente Z=1,192 (10 <sup>4</sup> ptas.)	Ingreso per capita Z=0,903 (10 <sup>4</sup> ptas.)	Ingreso equivalente Z=1,192 (10 <sup>4</sup> ptas.)	Ingreso per capita Z=0,903 (10 <sup>4</sup> ptas.)
P <sub>0</sub>	22,61	25,66	9,35	11,39
p <sub>0</sub>	-2,42	-2,13	-2,97	-2,78
P <sub>0</sub>	1,67	1,50	4,30	3,94
P <sub>1</sub>	6,20	7,65	2,26	2,87
p <sub>1</sub>	-2,65	-2,36	-3,13	-2,97
P <sub>1</sub>	3,52	3,37	6,98	6,63
P <sub>2</sub>	2,61	3,43	0,87	1,13
p <sub>2</sub>	-2,75	-2,47	-3,22	-3,07
P <sub>2</sub>	5,28	5,15	9,55	9,19

Fuente: *Elaboración propia.*

GRÁFICO 1  
**FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN AJUSTADAS DEL INGRESO ANUAL  
 DISPONIBLE (10<sup>4</sup> PTAS.) CORRESPONDIENTES A 1980-81**



Fuente: Elaboración propia.

#### 4. EVOLUCIÓN DE LA POBREZA EN ANDALUCÍA ENTRE 1980-81 Y 1990-91

Con el objeto de analizar la evolución de la pobreza en Andalucía en el decenio comprendido entre 1980-81 y 1990-91, se ha repetido el procedimiento de estimación empleado en el epígrafe 3 con los datos muestrales de la E.P.F. 1990-91<sup>10</sup>. Los modelos estimados figuran en la Tabla 3, en la que se incluye los valores de los parámetros de cada modelo, así como la media ajustada de cada distribución, el índice de Gini correspondiente, obtenidos con la fórmulas (2) y (3), y las medidas de bondad del ajuste<sup>11</sup>.

10. Los ajustes se han realizado con las distribuciones en pesetas corrientes y seguidamente se ha reescalado el parámetro de los modelos de 1990-91 para expresarlos en pesetas de 1980-81 (empleando para ello como deflactor el I.P.C. de la Comunidad Autónoma Andaluza).
11. El grado de ajuste de los modelos a las distribuciones muestrales es adecuado, teniendo en cuenta que el estadístico de Kolmogorov (K) en todos los casos es inferior al valor crítico al nivel del 5% y el error cuadrático medio de los residuos (ECM) es muy reducido, inferior a

La primera apreciación que se puede mencionar a la vista de los resultados de la Tabla 3 consiste en que en 1990-91 las medias de las distribuciones de ingresos rural y urbana están más cercanas de lo que estaban en 1980-81. Al final del decenio estudiado, las medias de ingreso urbano son superiores a las de ingreso rural en un 32,14% si se toma el ingreso equivalente o en un 33,79% si se toma el ingreso per capita, reduciéndose la brecha de 1980-81. En cambio, los índices de Gini se han distanciado, mientras que en 1980-81 las diferencias rural-urbano estaban en torno a 0,02, en 1990-91 estas diferencias son superiores a 0,05.

El proceso que ha conducido a esta situación se puede describir mediante un incremento en términos reales en la media de todas las distribuciones estudiadas, más pronunciado en el ámbito rural (225% y 230%) que en el urbano (197% y 211%), junto con un descenso de la desigualdad, cuantificada a través del índice de Gini, de una magnitud mucho más débil en el ámbito urbano que en el rural (4,7% y 1,3% en el urbano, frente a 13,2% y 13,1% en el rural).

A pesar de que las elasticidades crecimiento y distribución en 1980-81 son menores en el caso rural que en el caso urbano, dado que los cambios experimentados en las distribuciones son más acusados en las distribuciones rurales, los índices de pobreza han disminuido más en el ámbito rural que en el urbano. Esta afirmación se puede constatar en la Tabla 4, que muestra los índices de pobreza estimados para todas las distribuciones, así como las nuevas elasticidades. Los índices estimados vuelven a mostrar que la distribución de ingresos familiares per capita genera medidas de pobreza superiores a las encontradas en las distribuciones de ingresos familiares equivalentes. Por otra parte, tal y como se puede ver en el Gráfico 2, se presenta dominancia estocástica de primer orden, de manera que, tanto con el ingreso equivalente, como con el ingreso per capita, los índices de pobreza  $P_i$  son superiores en el ámbito rural, sea cual sea la línea de pobreza.

Como se ha mencionado, las diferencias entre índices de pobreza del ámbito rural y urbano se han reducido respecto a las obtenidas con las estimaciones de 1980-81, ya que, como ejemplo, ningún índice de pobreza rural llega a duplicar a su homólogo urbano.

Las elasticidades que aparecen en la Tabla 4 son mayores en todos los casos a las mostradas en la Tabla 2. No obstante, dado que las elasticidades-crecimiento y las elasticidades-distribución dependen de una forma no lineal de la línea de pobreza, para utilizarlas de cara a fechas posteriores a 1990-91 resulta más conveniente recalcularlas con una línea de pobreza actualizada. Hay que tener en cuenta que los datos de la Tabla 4 se han obtenido con la

línea de pobreza de 1980-81 extrapolada para poder realizar las comparaciones entre índices de pobreza. Con el fin de obtener elasticidades actualizadas se presentan en la tabla 5 los índices de pobreza y las elasticidades calculados con la línea de pobreza igual a la mitad del ingreso medio de toda la Comunidad Autónoma Andaluza de 1990-91.

La línea de pobreza empleada en la Tabla 5, igual a la media del ingreso (tanto equivalente como per capita) del conjunto de la Comunidad Autónoma Andaluza en 1980-81, es superior a la empleada en la Tabla 4, por lo que los índices que origina son más elevados. Sin embargo, la presencia de dominancia estocástica de primer orden de la distribución del ingreso en el ámbito rural respecto al urbano conduce a que con esta nueva línea de pobreza (al igual que con cualquier otra) todos los índices de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke sean de nuevo superiores en el ámbito rural.

Antes de analizar las elasticidades hay que mencionar un detalle significativo. Comparando los índices de pobreza de la Tabla 2 con los de la Tabla 5, es decir, los índices de 1980-81 y 1990-91 obtenidos con la línea de pobreza igual a la media del ingreso andaluz de cada momento temporal respectivo, se observa que los todos los índices de pobreza del entorno rural han crecido (aunque en menor cuantía que la del descenso de los del ámbito rural). Por tanto, si se considera como línea de pobreza la mitad del ingreso medio andaluz en cada momento del tiempo, la pobreza, en estos términos relativos ha mejorado en el entorno rural y ha empeorado en el entorno urbano. No obstante, este comportamiento no ha cerrado la brecha de pobreza entre los dos entornos, puesto que como se pudo constatar aún son muy superiores los valores estimados en el área rural que los correspondientes al área urbana.

Las elasticidades-crecimiento en 1990-91 resultantes al emplear la línea de pobreza de 1990-91 son en el ámbito rural superiores a las que se han estimado para 1980-81. En cambio, en el ámbito urbano son inferiores. Esto nos lleva a pensar que en el ámbito rural han mejorado las condiciones para que el impacto del crecimiento económico, al menos el distributivamente neutral, reduzca los niveles de pobreza, mientras que en ámbito urbano las condiciones han evolucionado en sentido contrario.

En cuanto a las elasticidades-distribución han mostrado una evolución similar a la descrita para las elasticidades-crecimiento, es decir, han crecido en el ámbito rural y han disminuido en el ámbito urbano, con consecuencias similares a las descritas antes del impacto de mejoras en la distribución del ingreso que mantengan constantes la media de la distribución.

En general, casi todas las elasticidades-distribución estimadas son superiores a las elasticidades crecimiento, aunque aparecen en el ámbito rural para el índice  $P_0$  en las dos variables de ingreso valores de  $\rho_0$  superiores a los de  $\rho_0$ .

TABLA 3  
**MODELO TRIPARAMÉTRICO DE DAGUM AJUSTADO A LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO (10<sup>4</sup>PTAS. DE 1980-81) EN ANDALUCÍA (1990-1991)**

	Municipios de menos de 50.000 habitantes		Municipios de 50.000 y más habitantes	
	Ingreso equivalente	Ingreso per capita	Ingreso equivalente	Ingreso per capita
	0,8139	0,6451	1,0331	1,0145
	4,0534	3,9823	3,1911	2,9539
	51,6745	24,8603	33,4519	11,8380
	6,5476	5,0801	8,6520	6,7969
G	0,2609	0,2854	0,3111	0,3375
K	0,0129	0,0101	0,0083	0,0077
E.C.M.	0,000030	0,000022	0,000012	0,000010

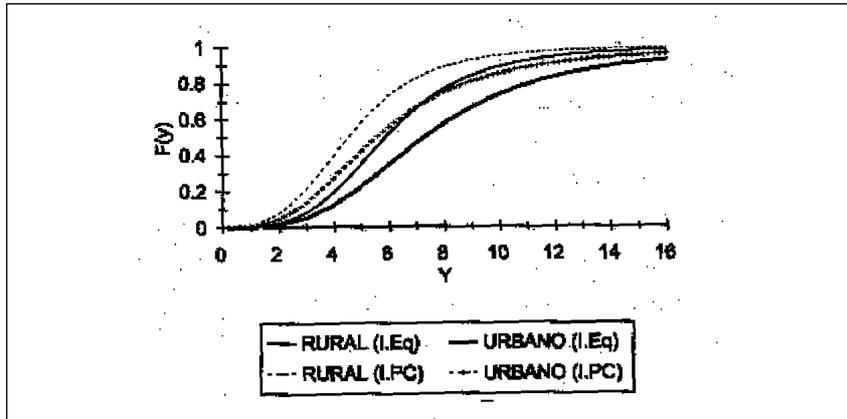
Fuente: Elaboración propia.

TABLA 4  
**INDICES DE POBREZA, ELASTICIDADES-CRECIMIENTO Y ELASTICIDADES-DISTRIBUCIÓN EN ANDALUCÍA, 1990-1991**  
**(Línea de pobreza: 50% de la media andaluza de 1980-81 en 10<sup>4</sup>ptas.)**

	Municipios de menos de 50.000 habitantes		Municipios de 50.000 y más habitantes	
	Ingreso equivalente Z=1,192	Ingreso per capita Z=0,903	Ingreso equivalente Z=1,192	Ingreso per capita Z=0,903
P <sub>0</sub>	6,97	9,52	4,50	5,65
p <sub>0</sub>	-3,17	-2,50	-3,13	-2,82
P <sub>0</sub>	4,08	3,35	6,33	6,01
P <sub>1</sub>	1,64	2,69	1,07	1,45
p <sub>1</sub>	-3,23	-2,54	-3,20	-2,89
P <sub>1</sub>	6,45	5,74	9,49	9,30
P <sub>2</sub>	0,63	1,18	0,41	0,59
p <sub>2</sub>	-3,26	-2,55	-3,24	-2,93
P <sub>2</sub>	8,77	8,10	12,58	12,51

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 2  
**FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN AJUSTADAS DEL INGRESO ANUAL DISPONIBLE (10<sup>4</sup> PTAS.) CORRESPONDIENTES A 1990-91**



Fuente: Elaboración propia.

TABLA 5  
**ÍNDICES DE POBREZA, ELASTICIDADES-CRECIMIENTO Y ELASTICIDADES-DISTRIBUCIÓN EN ANDALUCÍA, 1990-1991**  
 (Línea de pobreza: 50% de la media andaluza de 1990-91 en 10<sup>4</sup>ptas.)

	Municipios de menos de 50.000 habitantes		Municipios de 50.000 y más habitantes	
	Ingreso equivalente Z=1,582	Ingreso per capita Z=1,233	Ingreso equivalente Z=1,582	Ingreso per capita Z=1,233
P <sub>0</sub>	16,66	20,34	10,66	13,15
p <sub>0</sub>	-2,94	-2,35	-2,92	-2,59
P <sub>1</sub>	2,12	1,68	3,72	3,35
p <sub>1</sub>	-3,11	-2,46	-3,08	-2,76
P <sub>2</sub>	1,56	2,60	1,01	1,45
p <sub>2</sub>	-3,19	-2,51	-3,16	-2,84
P <sub>2</sub>	5,74	5,22	8,57	8,27

Fuente: Elaboración propia.

Si nos centramos ahora en la descomposición descrita en (10), tenemos en la Tabla 6 los cambios sufridos por los índices de pobreza  $P_0$ ,  $P_1$  y  $P_2$  en el decenio analizado así como los efectos crecimiento y distribución respectivos.

A la vista de los resultados incluidos en la Tabla 6 destaca el hecho de que los descensos más importantes en los índices de pobreza se han producido en el ámbito rural, tanto si atendemos al ingreso equivalente, como si lo hacemos con el ingreso per capita. Pero utilizando la descomposición descrita, se puede profundizar en las componentes que han determinado dichos cambios, de manera que en todos los casos analizados se constata que el efecto crecimiento es claramente superior al efecto redistributivo.

El efecto crecimiento que se ha estimado es el resultado que habría tenido sobre los índices de pobreza, en cada caso, la tasa de crecimiento de la media de la distribución observada, en el hipotético caso de que ésta hubiera ocurrido de manera distributivamente neutral, es decir, si ocurre manteniendo la desigualdad (el perfil de la distribución inalterado). En cambio, el efecto redistribución es el que habría tenido sobre los índices de pobreza estimados el cambio observado en la forma de la distribución del ingreso si la media se mantuviera constante.

El hecho de que el efecto dominante sea el efecto crecimiento tiene una clara explicación. El cambio que han experimentado las distribuciones estudiadas en el decenio que analizamos ha sido muy grande en las medias de las distribuciones, al mismo tiempo que el perfil distributivo de las mismas ha mostrado una variación mucho más discreta. En el Gráfico 3 se ha representado la evolución experimentada por los parámetros  $\mu$  y  $G$  de cada distribución entre 1980-81 y 1990-91, viéndose claramente que el mayor cambio ha sido en el eje de la media de la distribución.

Por otra parte, el residuo en todos los casos es de una magnitud pequeña y casi siempre positiva, lo cual indica que la combinación de crecimiento y redistribución realmente observados reduce la pobreza en menor cuantía que la combinación de un crecimiento de la misma magnitud que el observado pero neutralmente distributivo y una redistribución de la misma magnitud que la observada pero que mantenga la media.

Además de la magnitud del descenso en los índices de pobreza entre entorno rural y urbano existe otra importante diferencia entre ambos en cuanto a la composición de dichos descensos. Las cifras contenidas en la Tabla 6 muestran que el componente redistributivo tiene un peso proporcional mucho mayor en el ámbito rural que en el urbano. Esto es debido a que la desigualdad en el entorno rural ha descendido en mayor medida en las distribuciones del ingreso del caso rural que en el urbano.

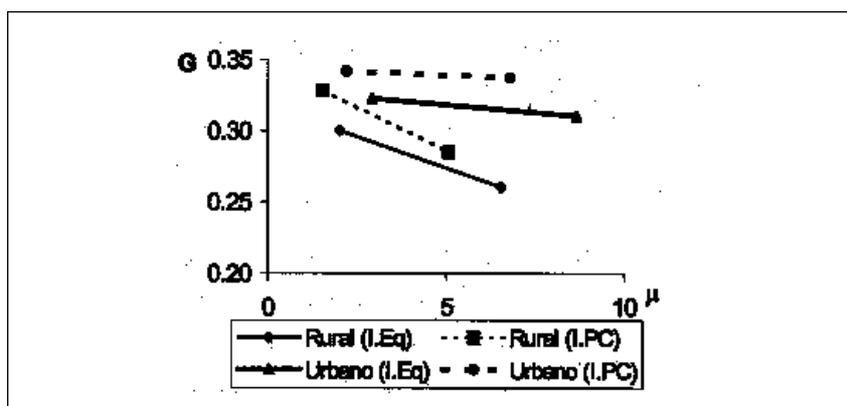
Mención aparte merece la evolución experimentada por el ingreso per capita en el entorno urbano. En este caso se observa que el componente redistributivo es de signo positivo, indicando, por tanto, que el cambio en el perfil de la distribución, en ausencia de modificación en la media, habría contribuido a aumentar en lugar de disminuir los tres índices de pobreza. Esto es posible ya que un descenso del índice de Gini (el índice de Gini desciende en el periodo analizado, aunque de manera muy discreta) no necesariamente conduce a una reducción de la pobreza. Por tanto, la evolución experimentada por la forma de la distribución ha sido hacia un perfil de mayor pobreza. Esta es la causa de que al considerar una línea de pobreza que cambia en el tiempo, los índices de pobreza aumentan en el entorno urbano. No obstante, cuando se mantiene fija la línea de pobreza, dado que la distribución se ha desplazado en el decenio analizado hacia la derecha, con crecimiento considerable de la media, en términos absolutos los índices de pobreza han disminuido claramente.

TABLA 6  
**EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES DE POBREZA EN ANDALUCÍA ENTRE  
1980-81 Y 1990-91.**  
**(Línea de pobreza: 50% de la media andaluza de 1980-81)**

Ingreso equivalente								
	Municipios de menos de 50.000 habitantes				Municipios de 50.000 y más habitantes			
	Efecto crecimiento	Efecto redistribución	Residuo	Total	Efecto crecimiento	Efecto redistribución	Residuo	Total
P <sub>0</sub>	-12,27	-5,05	1,68	-15,64	-4,46	-0,75	0,36	-4,85
P <sub>1</sub>	-3,49	-1,99	0,85	-4,56	-1,11	-0,17	0,09	-1,19
P <sub>2</sub>	-1,49	-0,95	0,46	-1,98	-0,43	-0,06	0,03	-0,46
Ingreso per capita								
	Municipios de menos de 50.000 habitantes				Municipios de 50.000 y más habitantes			
	Efecto crecimiento	Efecto redistribución	Residuo	Total	Efecto crecimiento	Efecto redistribución	Residuo	Total
P <sub>0</sub>	-13,25	-5,07	2,18	-15,65	-6,01	0,06	0,20	-5,74
P <sub>1</sub>	-4,13	-1,70	0,87	-4,96	-1,56	0,15	-0,01	-1,42
P <sub>2</sub>	-1,89	-0,79	0,43	-2,25	-0,63	0,11	-0,02	-0,54

Fuente: *Elaboración propia.*

GRÁFICO 3  
EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD Y LA MEDIA DE LA DISTRIBUCIÓN  
DEL INGRESO EN ANDALUCÍA ENTRE 1980-81 Y 1990-91



Fuente: Elaboración propia.

## 5. CONTRIBUCIONES RURAL Y URBANA A LA POBREZA AGREGADA

Para concluir el análisis efectuado en este trabajo de la pobreza en Andalucía, distinguiendo entre entorno rural y urbano, es necesario considerar el peso que cada uno de los entornos estudiados tiene en la determinación de la pobreza agregada del conjunto de la comunidad andaluza.

Los índices de pobreza de la familia de Foster, Greeer y Thorbecke son aditivos, lo cual implica que se puede obtener el valor del índice de pobreza del conjunto de la población a partir del valor de los índices en cada subpoblación, así como la contribución de cada subpoblación a la pobreza total de la población. Dicha descomposición, en términos porcentuales se presenta en la Tabla 7.

Los resultados obtenidos muestran que la pobreza en Andalucía se redujo considerablemente en el decenio comprendido entre 1980-81 y 1990-91, incluso si se toma en cada periodo una línea de pobreza relativa (es decir, la mitad de la media de cada periodo).

Por otra parte, destaca el hecho de que la contribución porcentual a la pobreza total, con todos los índices y con las dos definiciones de ingreso, es mayoritariamente rural. Sin embargo, dicha contribución porcentual ha disminuido en gran medida en el decenio considerado, ya que en 1980-81 superaba en todos los casos el 77% y en 1990-91 no alcanza en ningún caso el 68%.

TABLA 7  
**INDICES DE POBREZA DE ANDALUCÍA  
 Y CONTRIBUCIONES PORCENTUALES RURAL Y URBANA**

		Ingreso equivalente			Ingreso per capita		
		Valor	Contribución rural	Contribución urbana	Valor	Contribución rural	Contribución urbana
1980-81	P <sub>0</sub>	17,29	78,28	21,72	19,23	77,05	22,95
	P <sub>1</sub>	4,62	80,35	19,65	5,73	79,89	20,11
	P <sub>2</sub>	1,91	81,72	18,28	2,51	81,90	18,10
1990-91*	P <sub>0</sub>	5,82	64,06	35,94	7,72	65,98	34,02
	P <sub>1</sub>	1,38	63,82	36,18	1,94	68,10	31,90
	P <sub>2</sub>	0,53	63,88	36,12	0,82	69,71	30,29
1990-91	P <sub>0</sub>	13,87	64,27	35,73	17,00	64,03	35,97
	P <sub>1</sub>	3,39	64,07	35,93	4,77	65,87	34,13
	P <sub>2</sub>	1,32	64,05	35,95	2,07	67,36	32,64

\* Línea de pobreza de 1980-81 extrapolada.

Fuente: Elaboración propia.

## 6. CONCLUSIONES

Entre las principales conclusiones a las que se ha llegado en el presente estudio de la evolución de la pobreza en Andalucía en el decenio comprendido entre 1980-81 y 1990-91 se puede destacar, en primer lugar, que en periodo temporal estudiado la pobreza se ha reducido en Andalucía en los dos ámbitos analizados (rural y urbano). Sólo si se toma una línea de pobreza diferente en cada periodo (relativa a la media en cada fecha) se encuentran en el ámbito urbano índices superiores en 1990-91 a los de 1980-81. En segundo lugar, en los dos momentos temporales estudiados la pobreza es superior en el entorno rural, incluso a pesar de que la reducción experimentada por los índices de pobreza en el decenio analizado es muy superior en el ámbito rural.

Empleando la descomposición propuesta por Datt, se puede concluir que el componente que ha dominado la evolución de los índices de pobreza en los dos entornos estudiados es el componente crecimiento. El notable crecimiento de la media en ambas distribuciones es el principal factor responsable de la disminución de los índices. Por otra parte, el componente redistributivo, de menor magnitud que el componente crecimiento, ha sido mucho más acusado

en el ámbito rural que en el urbano, lo cual ha contribuido a potenciar una mayor reducción de los índices de pobreza en este ámbito.

La mayor disminución de los índices de pobreza en el entorno rural se ha logrado a pesar de que las elasticidades-crecimiento y las elasticidades-distribución eran inferiores en 1980-81 a las urbanas (gracias a un mayor crecimiento de la media y a un mayor descenso de la desigualdad). En 1990-91 siguen siendo superiores dichas elasticidades en el ámbito urbano, por lo que para conseguir nuevas reducciones en los índices de pobreza el entorno rural sigue estando en peores condiciones, es decir, necesitando mayores incrementos en la media y mayores decrementos en la desigualdad para alcanzar la misma disminución porcentual de sus índices de pobreza.

Por último, hay que destacar la robustez de los resultados anteriores al uso de la escala de equivalencia, ya sea la de la O.C.D.E. o el ingreso per capita. Con ambas definiciones de ingreso se llega siempre a conclusiones prácticamente similares, con la única excepción de la distribución del ingreso equivalente es ligeramente más desigual y con más pobreza que la distribución del ingreso equivalente en todos los casos analizados.

**BIBLIOGRAFÍA:**

- DAGUM, C. (1977): "A new model of personal income distribution: specification and estimation", *Economie Appliquee*, Tome XXX, nº 3.
- DATT, G. y RAVALLION, M. (1992): "Growth and redistribution components of changes in poverty measures", *Journal of Development Economics*, 38, pp. 275-295.
- DEMERY, L., SEN, B. y VISHWANATH, T. (1995): "Poverty, Inequality and Growth", *E.S.P. Discussion Paper Series*, nº 70, World Bank.
- FERNÁNDEZ MORALES, A. (1997): "Medición de la pobreza a través del modelo de Dagum. Aplicación al estudio de la pobreza en Andalucía (1990-91)", *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*, nº 32, Universidad de Málaga.
- FOSTER, J., GREER, J. y THORBECKE, E. (1984): "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, Vol. 52.
- FOSTER, J. y SHORROCKS, A. (1988): "Poverty orderings", *Econometrica*, vol. 56, nº 1, pp. 173-177.
- I.N.E. (1983): *Encuesta Básica de Presupuestos Familiares, 1980-81*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- I.N.E. (1992): *Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91. Metodología*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- I.N.E. (1993): *Encuesta Básica de Presupuestos Familiares, 1990-91*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- KAKWANI, N. (1993): "Poverty and economic growth with application to Côte D'Ivoire", *Review of Income and Wealth*, Series 39, Nº 2, pp. 121-139.
- MARTÍN GUZMAN, P., TOLEDO, M.I., BELLIDO, N., LÓPEZ, J. y JANO, D. (1996): *Desigualdad y pobreza en España. Estudio basado en la E.P.F. 1973-74, 1980-81 y 1990-91*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- MARTÍN REYES, G., GARCÍA LIZANA, A. y FERNÁNDEZ MORALES, A. (1993): *Distribución de la renta y crecimiento económico: El caso de Andalucía*. Cuadernos del Instituto de Desarrollo Regional. Universidad de Sevilla.
- RAVALLION, M. y DATT, G. (1996): "How important to India's poor is the sectoral composition of economic growth?", *The World Bank Economic Review*, Vol. 10, 1, pp. 1-25.
- RUIZ HUERTA, J. y MARTÍNEZ, R. (1994): "Qué nos muestra la E.P.F.", *La pobreza en España, hoy, Documentación Social*, , nº 96, pp. 15-109.