

# ***Crecimiento económico, pobreza y política fiscal: un análisis territorial***

Luis Ayala Cañón  
*Universidad Rey Juan Carlos / Instituto de Estudios Fiscales*  
Antonio Jurado Málaga  
*Universidad de Extremadura*

## 1. INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

El estudio de las relaciones entre el crecimiento económico agregado y las tendencias de la pobreza ha cobrado un notable impulso en los últimos años. Por un lado, la amplia variedad de experiencias internacionales ha dado forma a un singular mosaico de combinaciones de eficiencia y equidad. En algunos países, principalmente de renta media y baja, la puesta en marcha de severos procesos de ajuste y liberalización económica se saldó, en términos generales, con notables mejoras en el ritmo de crecimiento económico, pero con consecuencias muy diferentes sobre las situaciones de insuficiencia de ingresos. Así lo confirma la existencia tanto de casos en los que el crecimiento de la renta media fue compatible con reducciones significativas de la pobreza como de otros en los que ésta aumentó. En los países de mayor renta, la puesta en marcha de distintos procesos de consolidación fiscal, principalmente en el ámbito europeo, también dio origen a comportamientos muy heterogéneos en el crecimiento de las rentas de los hogares y en la reducción de la pobreza. Esta diversidad de situaciones ha propiciado un desarrollo notable de la investigación empírica sobre el nuevo nudo de relaciones entre el crecimiento económico y la pobreza monetaria.

Por otro lado, el interés en el contraste del modo en que el crecimiento económico reduce la pobreza ha impulsado la sustitución y el perfeccionamiento de los métodos de análisis tradicionalmente empleados en el estudio de esta relación. Del predominio de los modelos de *trickle-down*, que condicionaban la evolución de la desigualdad y la pobreza a los cambios en un conjunto de indicadores macroeconómicos<sup>2</sup>, se ha pasado al auge de nuevas metodologías centradas en el análisis de diferentes parámetros de la distribución de la renta. Así, en el período reciente se ha desarrollado una notable literatura alrededor de la noción de *crecimiento pro-pobres*, que permite disponer de funciones de evaluación asentadas en nuevos criterios axiomáticos<sup>3</sup>. Han aumentado notablemente tanto las propuestas alternativas para el contraste del carácter pro-pobres del crecimiento económico como la variedad de contrastes estadísticos de la robustez de las relaciones estimadas.

---

<sup>1</sup> Los autores agradecen la financiación recibida del Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEJ2004-07373-c03-03) y la Junta de Extremadura.

<sup>2</sup> La literatura sobre este tipo de modelos es muy amplia, desde la aportación inicial de Blinder y Esaki (1978). Ver, entre otros, Blank y Blinder (1986), Danziger y Gottschalk (1986), Cutler *et al.* (1991), Pissarides (1991) o, más recientemente, DeFina (2004) y Iceland *et al.* (2005).

<sup>3</sup> Ver, entre otros, Kakwani y Pernia (2000), Ravallion y Chen (2003), Duclos y Woodon (2004), Son (2004), Essama-Nssah (2005), Jenkins y Van Kerm (2006), Grimm (2007) y Araar *et al.* (2007).

El refinamiento de los métodos de verificación de la incidencia del crecimiento por grupos de renta ha estado acompañado de un notable aumento del acervo de trabajos dedicados a explicar los determinantes últimos de la relación entre el crecimiento económico y la pobreza, intermediada por un elenco muy amplio de factores. En la práctica, los ejercicios empíricos que estiman el efecto desagregado del crecimiento económico sobre distintos colectivos muestran una elasticidad muy diferente de determinadas categorías de población a los cambios en el ritmo de actividad económica. Esta realidad también es extrapolable a países de diferentes características. Ravallion y Chen (1997), por ejemplo, al estimar diferentes elasticidades de la pobreza al crecimiento económico para varios países encontraron una considerable variación en torno a la relación media. Mientras que en la mayoría de los países el crecimiento económico origina reducciones de las tasas de pobreza y las recesiones aumentos de éstas, el efecto de una misma tasa de crecimiento de la renta media puede dar lugar a resultados muy distintos entre países<sup>4</sup>. Un factor clave en estas diferencias es el efecto positivo de las políticas redistributivas sobre la reducción de la pobreza (Jantti y Danziger, 2000). Las sociedades más igualitarias transforman de un modo más eficiente el crecimiento medio de las rentas en reducciones de la pobreza.

Una de las propuestas analíticas más explotadas en la aproximación paramétrica a la relación entre el crecimiento económico y la pobreza son los ejercicios de descomposición de ésta en las variaciones debidas a los cambios en la renta media y a los cambios en la desigualdad. Mediante el uso de microdatos se puede estimar cómo evolucionaría la pobreza ante cambios en la renta media si la desigualdad no se hubiera modificado o cómo cambiaría la pobreza si la renta media hubiera permanecido constante y la desigualdad hubiera variado. Para una amplia muestra de economías, Bourguignon y Morrison (1998) mostraron que mientras que un país con un índice de Gini de 0,25 puede esperar una elasticidad entre renta media y pobreza igual a -3,3, otro con un índice de Gini de 0,60 podría esperar que el aumento en un punto de la renta media redujera la pobreza sólo 1,8 puntos. Implícitamente, estos resultados apuntan a una capacidad notable de la intervención pública para traducir el crecimiento económico en mejoras de los grupos situados en el extremo inferior de la distribución de la renta.

---

<sup>4</sup> Así, mientras que la elasticidad media (variación de la pobreza resultante del aumento de la renta media) es 2,6, en los países con mayor respuesta de la pobreza al crecimiento económico ésta es cinco veces más alta que en los países con elasticidades más bajas. Estimaciones más recientes para América Latina y el Caribe arrojan valores de esa elasticidad en torno a 1,4 puntos (Gasparini *et al.*, 2007).

Los tres bloques de cuestiones que conforman la agenda de investigación en las relaciones entre crecimiento económico y pobreza –la incidencia del crecimiento por grupos de renta, la contribución a la pobreza de la desigualdad y del aumento de la renta media y el papel de las políticas redistributivas– resultan especialmente relevantes en el caso de la experiencia española. En el largo plazo, la economía española ha registrado un intenso proceso de crecimiento económico y de reducción de las situaciones más severas de pobreza monetaria. Los indicadores agregados esconden, sin embargo, una notable dispersión en los resultados correspondientes a las diferentes Comunidades Autónomas. Es conocido el freno en la reducción de las diferencias económicas regionales, en claro contraste con el notable proceso de convergencia regional de los años sesenta y setenta [Raymond (2002) y Goerlich *et al.* (2002)]. Existe evidencia también de que aunque en el largo plazo se ha registrado un moderado proceso de convergencia en la distribución intraterritorial de la renta persisten todavía diferencias muy acusadas entre las regiones españolas en la extensión de la desigualdad y el bienestar social (Ayala *et al.*, 2006).

Dichos resultados coinciden en el tiempo con un acelerado proceso de descentralización territorial, que ha aumentado notablemente las competencias de las Comunidades Autónomas en materia de gastos e ingresos públicos. A través de determinados componentes básicos del sistema de impuestos y prestaciones sociales, como cierta capacidad normativa en el impuesto sobre la renta o la responsabilidad completa en los sistemas generales de garantía de rentas, los gobiernos autonómicos cuentan con cierto margen para modular las relaciones entre el crecimiento económico y las situaciones de pobreza en su territorio.

Este trabajo tiene un triple objetivo. En primer lugar, examinar si existen diferencias sustantivas en el reparto del crecimiento económico por grupos de renta en las Comunidades Autónomas. En segundo lugar, identificar en qué medida existen patrones heterogéneos en el distinto peso del crecimiento de la renta y de la desigualdad en la evolución final de la pobreza. En tercer lugar, analizar posibles alternativas de política fiscal que podrían favorecer o no una mayor linealidad en la relación entre el crecimiento de la renta media y la evolución de la pobreza. Para ello se utilizan diferentes técnicas de análisis que recogen buena parte de los desarrollos recientes en la literatura especializada en la identificación del carácter “pro-pobres” del crecimiento económico.

Concretamente, se estiman las curvas de incidencia del crecimiento en cada Comunidad Autónoma y se realizan diferentes contrastes para validar el carácter “pro-pobres” de la variación de la renta media. Se desarrollan también, a partir de distribuciones simuladas de renta, diferentes ejercicios de descomposición de las variaciones de la pobreza en el doble componente de cambios en la renta media y cambios en la desigualdad. Se simulan también diferentes escenarios de política fiscal con objeto de identificar los tipos impositivos regionales que, dada una variación determinada de la renta media, podrían minimizar las tasas de pobreza (curvas isopobreza). Se utilizan para ello los datos de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1973/74, 1980/81, 1990/91 y las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares de 2000 y 2001. Dichas fuentes son las únicas que permiten contar con tendencias en el largo plazo, aunque la reconstrucción de éstas puede estar limitada por problemas de heterogeneidad muestral.

El trabajo se estructura como sigue. En la siguiente sección se revisan los datos que se utilizarán en los diferentes ejercicios empíricos. En la tercera sección se examina la incidencia redistributiva del crecimiento por grupos de renta en las diferentes Comunidades Autónomas. En la cuarta sección se realizan diferentes ejercicios de descomposición de la pobreza en cada Comunidad Autónoma. En la quinta sección se construyen curvas isopobreza regionales y se estiman las combinaciones de crecimiento y redistribución que minimizarían la pobreza en cada región. El trabajo se cierra con una breve relación de conclusiones.

## **2. DATOS**

### ***2.1. Las variables territoriales en las Encuestas de Presupuestos Familiares***

El análisis territorial de los cambios en la pobreza en el largo plazo requiere contar con información homogénea de los hogares residentes en las diferentes Comunidades Autónomas. Siendo varias las posibles fuentes de información para un corte en el tiempo, como la Encuesta de Condiciones de Vida o el Panel de Hogares de la Unión Europea, la única fuente que abarca un período suficientemente largo es la Encuesta de Presupuestos Familiares. Las encuestas realizadas con carácter casi decenal entre 1973/74 y 1990/91 ofrecían información con suficiente desagregación territorial por Comunidades

Autónomas, con la posibilidad, aunque limitada por los problemas de representatividad de la muestra, de extender el análisis a escala provincial. Estas encuestas han sido intensamente utilizadas por los estudios centrados en la dimensión territorial de la pobreza en España<sup>5</sup>.

Las posibilidades de reconstrucción de la serie extendiéndola al período posterior al comienzo de los años noventa quedaron truncadas con la desaparición de la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares. La única fuente con información territorial en el ámbito autonómico sobre los ingresos y gastos de los hogares que permite cierta continuidad de las series es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Esta fuente, que comenzó a elaborarse a mediados de los años ochenta y que utiliza una estructura similar a la de las encuestas básicas de presupuestos, sufrió un importante cambio metodológico en 1997. La principal modificación fue el aumento de la muestra trimestral, que hasta entonces no resultaba representativa a nivel autonómico, que pasó a cubrir hasta 8.000 hogares. El carácter de panel rotatorio de la encuesta permite su anualización, llegando hasta cerca de 10.000 observaciones. Esta cifra, aunque más que triplica la de la Encuesta Continua previa, es notablemente inferior a la de las encuestas decenales, que superaban las 20.000 observaciones. Esta diferencia podría plantear algunos problemas de homogeneidad en las comparaciones intertemporales.

La comparación de los tamaños muestrales de la última Encuesta Básica de Presupuestos Familiares (1990/91) y la nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares permite apreciar una reducción ligeramente superior a algo más de la mitad del número de observaciones que, por lógica estadística, es proporcionalmente inferior en las Comunidades con menor población (Cuadro 1)<sup>6</sup>. En algunos casos, la muestra es muy similar a la de la EPF-90 (Asturias) y en otros incluso superior (Madrid).

#### [CUADRO 1]

La coherencia de las cifras puede venir indicada por el rango de las diferencias en las ordenaciones de las Comunidades Autónomas según sus ingresos. El cuadro que se

---

<sup>5</sup> Ruiz-Castillo (1987), Bosch *et al.* (1989), Martín Reyes *et al.* (1989), García Lizana y Martín Reyes (1994), Martín-Guzmán *et al.* (1996), Goerlich y Mas (2001).

<sup>6</sup> Se utiliza el promedio de las encuestas correspondientes a 2000 y 2001 para hacer más homogénea la comparación con las encuestas básicas.

desprende de la nueva Encuesta Continua no ofrece grandes discontinuidades respecto a lo que ya mostraban las anteriores Encuestas de Presupuestos Familiares. La ordenación de las respectivas regiones no difiere, además, de la que resulta de otras fuentes que también ofrecen datos de la renta familiar disponible en cada Comunidad Autónoma. Si las diferencias en la posición de cada Comunidad Autónoma respecto a la media nacional fueran anormalmente grandes respecto a los resultados de las encuestas básicas, podrían ser indicativas de posibles anomalías en la información de la nueva ECPF debidas al menor tamaño muestral. Esos diferenciales no son mayores, sin embargo, en la ECPF-2000 que en las otras encuestas, incluso en los casos de las regiones con muestras más pequeñas, como Cantabria, Navarra y La Rioja.

La coherencia temporal de las cifras no evita, en cualquier caso, la posibilidad de encontrar algunos sesgos en los indicadores de pobreza. La Encuesta Continua de Presupuestos Familiares ofrece una información limitada sobre los ingresos, sin posibilidad de desagregación por fuentes y con algunos problemas de calidad. Los entrevistados pueden consignar, alternativamente, la cifra real de ingresos o situarlos dentro de un intervalo predeterminado. El INE realiza imputaciones para corregir el posible sesgo que la segunda opción impone, si bien es improbable su completa eliminación. En este trabajo optamos por el uso de los datos anualizados que, aunque eliminan algunas observaciones de las encuestas trimestrales, presentan secuencias temporales más estables que las de los indicadores trimestrales. Se añade, además, la gran ventaja de la similitud estructural con las encuestas básicas anteriores.

La variable utilizada para las estimaciones de pobreza es el ingreso neto total monetario del hogar. No incluye, por tanto, los salarios en especie o los alquileres imputados. Esta variable se ajusta para cada hogar mediante una escala de equivalencia paramétrica. Siguiendo la metodología propuesta por Buhmann *et al.* (1988), que computa el número de adultos equivalentes elevando el tamaño del hogar a un parámetro comprendido entre 0 y 1:

$$e_h = n_h^\phi, \quad 0 \leq \phi \leq 1.$$

donde  $e_h$  es el número de adultos equivalentes en el hogar,  $n$  el tamaño del hogar y el parámetro  $f$  se puede interpretar como la elasticidad de la renta sin ajustar con respecto al tamaño del hogar. Para nuestras estimaciones utilizaremos  $f=0,5$ .

## **2.2. Tendencias de la pobreza en las Comunidades Autónomas**

La disponibilidad de datos para las diferentes fechas de realización de las Encuestas de Presupuestos Familiares permite contar con información sobre las tendencias de la pobreza en cada Comunidad Autónoma en diferentes momentos del tiempo. Utilizando la variable de ingresos definida en el apartado anterior, en este trabajo estimamos indicadores de pobreza para 1973-74, 1980-81, 1990-91 y 2000-01, utilizando para esta última fecha los ficheros anualizados que ofrece el INE. Es posible calcular para cada distribución ajustada por la escala de equivalencia propuesta una tasa de pobreza a partir de un determinado umbral  $z$ , calculado como un porcentaje de la media, que en este caso será el 50% de dicho valor:

$$P(y, z) = \int_0^z f(y)dy \quad (1)$$

donde  $f(y)$  es la función de densidad de la renta ajustada y  $P(\cdot)$  el porcentaje de hogares con rentas por debajo del umbral.

Para disponer de distintas dimensiones de la pobreza en cada región se utiliza la familia de indicadores propuesta por Foster, Greer y Thorbecke (1984):

$$FGT_a(y, z) = \int_0^z \left[ \frac{z-y}{z} \right]^a f(y)dy, a \geq 0 \quad (2)$$

donde  $FGT_0$  es igual a la tasa de pobreza o porcentaje de hogares por debajo del umbral. El parámetro  $a$  puede interpretarse como el grado de aversión a la pobreza.

[CUADRO 2]



Las estimaciones con  $\alpha=0$  ofrecen una medida general de la extensión de la pobreza en cada Comunidad Autónoma. Los resultados del Cuadro 2 permiten contar tanto con un retrato de la posible persistencia de la pobreza en determinadas regiones como con una visión global de los patrones de cambio en el marco comparado de las Comunidades Autónomas. Dos son los principales rasgos que emergen de la comparación de las tasas. En primer lugar, destaca la permanencia de ciertos clusters regionales de pobreza en los que la movilidad de entrada y salida es limitada, salvo en casos muy concretos como la visible mejora en el largo plazo de Castilla-La Mancha y Asturias. Así, desde comienzos de los años setenta Extremadura, Andalucía, Canarias, Galicia, Castilla y León y, algo más alejada, Murcia, ocupan sistemáticamente los primeros lugares entre las Comunidades donde la incidencia de la pobreza es mayor en el contexto nacional. En el extremo opuesto figuran el País Vasco, Cataluña, Baleares, Navarra y Madrid, aunque con una mayor resistencia a la baja en esta última Comunidad que en el resto.

Se aprecia una cierta convergencia en el tiempo en las tasas, dada la tendencia – aunque no del todo uniforme – de mayor reducción de la pobreza en las Comunidades que partían de valores más elevados a principios de los años setenta. Este resultado parece en línea con estimaciones anteriores que han encontrado un proceso de doble convergencia- $\sigma$  y  $\beta$  en la distribución intraterritorial de la renta en las Comunidades Autónomas españolas (Ayala *et al.*, 2006). La reducción de las diferencias no ha impedido, en cualquier caso, que las distancias entre unas y otras regiones sean todavía grandes, permaneciendo enquistado cierto núcleo de pobreza en el suroeste y en Canarias. En el extremo opuesto, el País Vasco y Navarra han pasado a tener las tasas más bajas del conjunto de regiones españolas, a lo que no ha debido resultar ajeno el mayor esfuerzo presupuestario de estas regiones en el desarrollo de sistemas generales de garantía de rentas (MTAS, 2007).

### **3. LA INCIDENCIA DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO POR GRUPOS DE RENTA EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS**

La variedad encontrada en las tasas de pobreza responde a diferentes factores relacionados con las singularidades económicas y demográficas de las Comunidades Autónomas. Los patrones sectoriales de crecimiento, las diferencias en los niveles de empleo o en la estructura de edades de la población son sólo algunos de los aspectos diferenciadores del riesgo de pobreza en cada región. No es extraño, por tanto, que aunque

en el largo plazo la mayoría de las regiones presenten tasas positivas de crecimiento real, la traducción del incremento de la renta media en reducciones de la pobreza pueda ser muy diferente.

Para que de las tasas medias de crecimiento económico resulten reducciones de la pobreza es necesario que las rentas de los hogares ubicados en la cola inferior de la distribución aumenten más que las del resto de hogares. Una aproximación sencilla y directa, por tanto, a la identificación de las diferencias entre las Comunidades Autónomas es la construcción de curvas de incidencia del crecimiento por grupos de renta. La disponibilidad de microdatos de hogares para diferentes territorios y momentos del tiempo permite estimar éstas mediante el cálculo de las variaciones en la renta media de cada percentil de la distribución.

Sea  $F_t(y)$  la función de distribución acumulada de la renta. Invertiendo la función en el percentil  $p_{th}$  se puede obtener su renta:

$$y_t(p) = F_t^{-1}(p) = L'_t(p) \mathbf{m} \quad (y'_t(p) > 0) \quad (3)$$

donde  $L_t(p)$  es la curva de Lorenz –con pendiente  $L'_t(p)$ – y  $\mathbf{m}$  es la renta media. A partir de la observación del cambio en la renta de cada percentil en dos momentos del tiempo [ $g_t(p) = (y_t(p)/y_{t-1}(p)) - 1$ ] se pueden representar las curvas de incidencia del crecimiento (CIC) por percentiles. De la expresión (3) se deduce que:

$$g_t(p) = \frac{L'_t(p)}{L'_{t-1}(p)} (\mathbf{g}_t + 1) - 1 \quad (4)$$

donde  $\mathbf{g}_t$  es la tasa de crecimiento de la renta media. Si la curva de Lorenz no cambia entre  $t$  y  $t-1$ ,  $g_t(p) = \mathbf{g}_t$ . Como demuestran Ravallion y Chen (2003), si la CIC se mantiene por encima de cero en todos los percentiles [ $g_t(p) > 0$  para todo  $p$ ] existe dominancia de primer orden de la distribución en  $t$  sobre la de  $t-1$ .

[GRÁFICO 1]

En el Gráfico 1 aparecen representadas las CIC para las diferentes Comunidades Autónomas. En el eje horizontal figuran los diferentes percentiles de la distribución mientras que los valores del eje vertical corresponden a la tasa anual de crecimiento de la renta por adulto equivalente entre 1973 y 2001, deflactada con el índice de precios al consumo. En general, la mayoría de las Comunidades Autónomas presentan curvas con pendiente negativa, lo que parece indicar que la experiencia generalizada ha sido la de un tipo de crecimiento reductor de la desigualdad. Existen, sin embargo, diferencias regionales notables tanto en la intensidad del crecimiento de la renta en los primeros percentiles como en la inclinación de las CIC.

Así, resulta difícil de hablar de un patrón común en cuanto a la progresividad del crecimiento, entendiendo ésta como la mayor concentración de las ganancias medias de renta en los percentiles más bajos. En general, en las Comunidades Autónomas que partían con mayor nivel de renta a principios de los años setenta, las CIC tienen un trazado más horizontal una vez que se eliminan del análisis los percentiles extremos. Es el caso de Madrid, Cataluña, la Comunidad Valenciana, el País Vasco y Cantabria, destacando en esta última región cierta regresividad del crecimiento. En las regiones de renta media baja se repite, en general, un patrón mucho más marcado de tasas de crecimiento reductoras de la desigualdad y especialmente elevadas en los percentiles representativos de la pobreza más severa. En Galicia, por ejemplo, las tasas de crecimiento de la renta real en el largo plazo se mueven entre el 6,5 y el 4% de los percentiles 1 y 11, respectivamente. Algo similar, aunque con crecimientos más moderados, también sucede en Extremadura, Castilla-La Mancha, Castilla y León y, en menor medida, Andalucía.

Las curvas de incidencia del crecimiento, aunque ofrecen una visión intuitiva de sus efectos a largo plazo sobre los diferentes estratos de la distribución, no resultan suficientes, sin embargo, para establecer juicios inequívocos sobre el carácter “pro-pobres” del crecimiento. La respuesta a si el cambio de  $y_{t-1}$  a  $y_t$  ha sido “pro-pobres” remite al uso de una función de evaluación que pueda ser objeto de contraste empírico y que utilice un baremo concreto para medir el efecto del crecimiento. Esa línea puede ser, por ejemplo, un cambio en la renta de los pobres superior al de la renta media o al de un determinado percentil.

Duclos y Wodon (2004) y Araar *et al.* (2007) ofrecen un conjunto de axiomas exigibles a este tipo de funciones de evaluación. Sea  $W(y_{t-1}, y_t, \gamma_t, z)$  una función de evaluación “pro-pobres”, que puede definirse como la diferencia entre las dos funciones de evaluación para cada período, análogas a un posible indicador de pobreza:

$$W(y_{t-1}, y_t, \gamma_t, z) = \Pi^*(y_t, \gamma_t, z) - \Pi(y_{t-1}, z) \quad (5)$$

El cambio de  $y_{t-1}$  a  $y_t$  será “pro-pobres” si  $W(y_{t-1}, y_t, \gamma_t, z) \leq 0$ . Ello dependerá, lógicamente, de la forma en que se definan  $\Pi^*$ ,  $\Pi$  y  $z$ , cuya estructura puede derivarse de ciertas exigencias axiomáticas. Entre otras, la insensibilidad de  $W$  a cambios en  $y_{t-1}$  mayores que  $z$  (focus), a réplicas de la población o a las permutaciones de las rentas (anonimato), junto a los axiomas de normalización y monotonidad. Este conjunto de axiomas define una clase de primer orden de funciones de evaluación  $\Omega^1(\gamma_t, z^+)$ .

Partiendo de la familia de indicadores FGT comentada en la sección anterior, Duclos y Wodon (2004) demuestran que un cambio de  $y_{t-1}$  a  $y_t$  será “pro-pobres” en todas las funciones de evaluación  $W(\cdot, \cdot, \gamma_t, z)$  pertenecientes a  $\Omega^1(\gamma_t, z^+)$  si y sólo si:

$$FGT_t((1+\gamma_t)z, \alpha=0) \leq FGT_{t-1}(z, \alpha=0) \text{ para todo } z \in [0, z^+] \quad (6)$$

El contraste de esta condición únicamente implica comprobar si el  $FGT(\alpha=0)$  de la distribución inicial normalizada por  $(1+\gamma_t)$  es mayor que el de la distribución final para todo  $[0, z^+]$ . O, alternativamente, si para todo  $p \in [0, F_1(z^+)]$ :

$$\frac{y_t(p)}{y_{t-1}(p)} \geq 1 + \mathbf{g}_t \quad (7)$$

La sencillez de este contraste impone, sin embargo, exigencias importantes al signo del crecimiento, al requerir que en las fases de aceleración de la actividad económica todos los percentiles bajo el umbral de pobreza tengan que crecer a una tasa igual o más alta que la media de la población. Esta exigencia se puede relajar aceptando su cumplimiento sólo en una parte de la cola inferior de la distribución y no en todos los percentiles por debajo del umbral de pobreza. La consideración de un nuevo axioma –la función de evaluación

debería asignar mayor peso a los percentiles con menor renta dentro de los pobres—permite considerar una clase de segundo orden de funciones de evaluación “pro-pobres”  $\Omega^2(\gamma_t, z^+)$ . El cambio de  $y_{t-1}$  a  $y_t$  será “pro-pobres” en todas las funciones de evaluación  $W(\cdot, \gamma_t, z)$  pertenecientes a  $\Omega^2(\gamma_t, z^+)$  si y sólo si:

$$FGT_t((1+\gamma_t)z; \alpha=1) \leq FGT_{t-1}(z; \alpha=1) \text{ para todo } z \in [0, z^+] \quad (8)$$

El contraste de esta condición simplemente implica comparar si el *poverty gap* medio de la distribución en  $t$  normalizado por  $(1+\gamma_t)$  es menor que en  $t-1$  o si el crecimiento de la renta de los primeros percentiles por debajo del umbral es superior al de la media de la población.

#### [GRÁFICO 2]

El Gráfico 2 recoge los contrastes propuestos para el conjunto de Comunidades Autónomas. Aunque los reducidos tamaños muestrales de algunas Comunidades Autónomas imponen algunas cautelas en la interpretación de los resultados, la consideración de tres décadas y diferentes Comunidades ejemplifica la variedad de experiencias y, sobre todo, el hecho de que el crecimiento económico no se ha traducido durante todo el período considerado en reducciones de la pobreza en las distintas zonas del territorio. Del conjunto de regiones consideradas, sólo en Andalucía puede afirmarse que el crecimiento económico ha sido inequívocamente “pro-pobres” en las tres décadas estudiadas. Si se relajan las condiciones axiomáticas que impone la clase de primer orden de funciones de evaluación y la valoración se concentra en los percentiles más bajos por debajo del umbral, Castilla y León y la Comunidad Valenciana también habrían registrado crecimiento “pro-pobres” durante el conjunto del período considerado. La experiencia opuesta es la de Cantabria, donde se repite en las tres décadas analizadas un mismo comportamiento regresivo del crecimiento económico. La consideración de la segunda clase de funciones de evaluación también mejora los resultados de Aragón, Baleares y Castilla-La Mancha.

Destacan, en cualquier caso, las diferencias que se observan entre las Comunidades Autónomas consideradas, que impiden hablar de comportamientos homogéneos. Mientras que el crecimiento de las rentas de los hogares más pobres fue mucho más contenido en

algunas regiones que partían de niveles altos de pobreza, como Canarias, Extremadura o Murcia, los casos mencionados de Andalucía y Castilla y León impiden hablar de una relación lineal entre el nivel inicial de renta y el carácter “pro-pobres” del crecimiento económico en el largo plazo. Existirían, por tanto, especificidades territoriales que estarían condicionando la traslación de las mejoras en la renta media a las tasas de pobreza.

#### **4. CRECIMIENTO ECONÓMICO, DESIGUALDAD Y POBREZA EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS**

La base de las curvas de incidencia del crecimiento es la existencia de cambios en la renta media y en la curva de Lorenz que producen variaciones en los indicadores de pobreza. De este marco de partida surgen dos cuestiones relevantes: hasta qué punto los cambios en las medidas de pobreza responden estrictamente a estos dos parámetros y si es posible descomponer estrictamente las variaciones de la pobreza en un doble componente de crecimiento y desigualdad. Ambas cuestiones adquieren una importancia especial en el marco comparado de las Comunidades Autónomas. El aumento de la dispersión en el crecimiento de las rentas en las distintas regiones ha estado acompañado, sin embargo, por la tendencia a la convergencia –aunque persisten diferenciales importantes– en los indicadores de desigualdad y pobreza. Identificar la contribución de cada componente puede permitir contar con un primer marco de determinantes generales de este último proceso.

La pregunta sobre la dependencia de las variaciones de la pobreza de los cambios en la renta media y en la desigualdad ha recibido una amplia respuesta en la literatura distributiva<sup>7</sup>. De la expresión (3) se deduce, siendo  $P$  un indicador de pobreza, que:

$$L'(P_t) = \frac{F^{-1}(P_t)}{\mathbf{m}_t} = \frac{z_t}{\mathbf{m}} \quad (9)$$

De ahí sigue:

$$P_t = L'^{-1}(z_t/\mathbf{m}) \quad (10)$$

---

<sup>7</sup> Ver, por ejemplo, Kakwani (1980) o Deaton (1997).

que establece que la incidencia de la pobreza está determinada por el umbral escogido, la media de la distribución y la curva de Lorenz.

Esta relación ha dado origen a diferentes metodologías de descomposición de los cambios en la pobreza en el doble componente de crecimiento de la media y de cambios en la desigualdad. Las más conocidas son las aportaciones pioneras de Datt y Ravallion (1992) y Kakwani (1993) y el posterior desarrollo axiomático de Tsui (1996). En todos estos enfoques el componente de crecimiento se extrae como el cambio en la incidencia de la pobreza debido al cambio en la renta media manteniendo constante la curva de Lorenz a un nivel de referencia ( $L_t$ ). El componente redistributivo se interpreta como el cambio en la incidencia de la pobreza debido a un cambio en la curva de Lorenz manteniendo constante la renta media a un nivel de referencia también dado ( $\mathbf{m}$ ). El cambio en la pobreza entre  $t$  y  $t-1$  puede descomponerse, por tanto, como:

$$P_t - P_{t-1} = G(t-1, t; r) + D(t-1, t; r) + R(t-1, t; r) \quad (11)$$

donde  $R$  es un componente residual y  $G$ ,  $D$  son, respectivamente, los componentes de crecimiento y redistribución:

$$G(t-1, t; r) \equiv P(z/\mathbf{m}_t, L_t) - P(z/\mathbf{m}_{t-1}, L_t)$$

$$D(t-1, t; r) \equiv P(z/\mathbf{m}, L_{t-1}) - P(z/\mathbf{m}, L_t)$$

El residuo existe cuando el indicador de pobreza no es separable aditivamente en  $\mathbf{m}$  y  $L$ . Sólo si la media o la curva de Lorenz permanecieran constantes durante el período de análisis el residuo desaparecería. Algunos autores han intentado conseguir descomposiciones exactas incorporando el residuo al efecto redistributivo (Kakwani, 1993). Aunque esta alternativa introduce un elemento de arbitrariedad evita la parametrización de las curvas de Lorenz para calcular el componente redistributivo, inevitable en la propuesta de Datt y Ravallion (1992).

Asumiendo los límites de las descomposiciones exactas, en este trabajo aplicamos esta metodología al estudio del comportamiento de las Comunidades Autónomas en el largo plazo. La disponibilidad de diferentes años de realización de las Encuestas de Presupuestos Familiares permite diferenciar los cambios por subperíodos: 1973/74-

1980/81, 1973/74-1990/91, 1973/74-2000/01. Para construir las distribuciones simuladas, necesarias para la identificación de los dos componentes de crecimiento y redistribución, supondremos que los hogares españoles incrementaron sus rentas en cada uno de los períodos fijados a una tasa igual al crecimiento medio de las rentas del conjunto de la distribución. Como se acaba de señalar, el supuesto implícito sería el mantenimiento de la desigualdad en niveles constantes. Tendríamos, por tanto, tres distribuciones distintas:

$$\begin{aligned}
 Y_{t-1} &= f_{t-1}(y_{1,t-1}, y_{2,t-1}, \dots, y_{n,t-1}) \\
 Y_t &= f_t(y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{n,t}) \\
 Y_S &= f_S(\mathbf{g}_1 y_{1,t-1}, \mathbf{g}_2 y_{2,t-1}, \dots, \mathbf{g}_n y_{n,t-1})
 \end{aligned}$$

siendo  $Y_{t-1}$ ,  $Y_t$  e  $Y_S$ , respectivamente, la distribución de la renta del periodo inicial (1973-74), la del período final (alternativamente, 1980-81, 1990-01 ó 2000-01), y la resultante de multiplicar las rentas de cada hogar en 1973-74 por el crecimiento de la renta media ( $\mathbf{g}$ ) entre ese año y el considerado como final del período de análisis.

Una dificultad natural de esta aproximación es la consideración de un umbral relativo de pobreza  $z$  que se hace depender de la media de cada distribución. Si todas las rentas aumentaran en la misma proporción, el umbral de pobreza se incrementaría por el mismo factor, lo que mantendría constante la pobreza relativa. Para evitar este problema optamos por utilizar como umbral una línea de pobreza independiente de los cambios en la renta media. Concretamente, se considera como umbral el 75% del Salario Mínimo Interprofesional (SMI) ajustado por una escala de equivalencia paramétrica ( $f=0,5$ ). La decisión de optar por el 75% del SMI como umbral es la similitud observada con las tasas de pobreza que resultan de considerar como umbral el 50% de la renta media para el año 2000/2001. Se trata, además, de uno de los pocos indicadores que permiten realizar comparaciones en el tiempo. Como es conocido, una de las ventajas de optar por la utilización de umbrales “legales” –definidos en las políticas públicas– reside en que, en los países democráticos, pueden interpretarse como el resultado de las preferencias reveladas de la población a través del proceso político (Atkinson, 1995). Su principal desventaja es la falta de justificación analítica y de coherencia conceptual.

[GRÁFICO 3]



El Gráfico 3 ofrece los resultados del ejercicio de descomposición propuesto, diferenciando distintos subperíodos entre el inicio (1973) y el final (2001) del período de observación, lo que permite observar el efecto acumulativo de los cambios en los dos componentes. La descomposición realizada para el conjunto de Comunidades Autónomas revela que, en promedio, una tercera parte de la reducción observada de la pobreza en el largo plazo obedece a los cambios en la desigualdad. Los dos tercios restantes corresponderían al crecimiento económico, lo que confirma el mayor peso de este segundo componente en la disminución de las situaciones de insuficiencia de ingresos. Este resultado es similar al encontrado por trabajos anteriores, concentrados en un período de tiempo más corto<sup>8</sup>.

Los resultados muestran, en general, una evolución en el tiempo poco uniforme del peso de los dos efectos para el conjunto nacional. En la década de los años setenta, marcada por una notable ralentización de la actividad económica, la caída generalizada del Valor Añadido Bruto industrial y la destrucción de empleo, paralela a un crecimiento notable de la capacidad redistributiva del sistema de impuestos y transferencias, el rasgo dominante en varias Comunidades Autónomas fue un mayor peso de los cambios en la distribución de la renta que en el resto del período analizado, aunque primando, en cualquier caso, el efecto del crecimiento. En la década siguiente, marcada por una notable reactivación económica en su segunda mitad, aumentó considerablemente la influencia del crecimiento de la renta en la reducción de la pobreza.

El dato más destacado de la realidad comparada es, en cualquier caso, la existencia de un patrón poco homogéneo en cada Comunidad Autónoma en cuanto al peso relativo de los dos componentes. Si bien se repite de manera generalizada el dominio de los cambios en la renta media sobre la reducción de la pobreza –algunas Comunidades Autónomas incluso registraron aumentos de la desigualdad–, el análisis individualizado de las diferentes realidades territoriales pone de manifiesto la existencia de dos tipos de experiencias ligeramente diferentes. En varias de las regiones que partían con los niveles de renta media más bajos, como Galicia, Castilla-La Mancha, Castilla y León y, en menor medida, Murcia, Andalucía y Extremadura –resultando la inclusión de Navarra en este grupo una excepción–, la magnitud del componente distributivo es nítidamente más

---

<sup>8</sup> Utilizando los datos de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1980/81 y 1990/91, Ayala y Palacio (2000) encontraron un efecto ligeramente inferior de los cambios en la desigualdad sobre la variación de la pobreza.

importante que en las Comunidades Autónomas más ricas. Así, la reducción más moderada de la pobreza en Madrid, Cataluña, País Vasco o Baleares, se explicaría por una menor intensidad del cambio distributivo, además de por partir de niveles de renta que eran considerablemente superiores a la media al inicio de los años setenta.

### [CUADRO 3]

Las estimaciones realizadas muestran, por tanto, que, aunque con intensidad cambiante, el crecimiento de la renta media explicaría en la mayoría de las Comunidades Autónomas la reducción observada, casi con carácter general, en las tasas de pobreza, si bien en algunas Comunidades Autónomas esa reducción se apoyó, visiblemente, en una acusada corrección de las desigualdades en la distribución de la renta. Dichos resultados, en cualquier caso, son sensibles a la utilización de supuestos alternativos sobre el crecimiento de las rentas. Así, si en lugar de considerar el crecimiento en la renta media en cada región se construyeran las distribuciones simuladas imputando a cada comunidad un crecimiento igual al de la media nacional, los resultados de la descomposición cambiarían sustancialmente (Cuadro 3).

## **5. OBJETIVOS REGIONALES DE POBREZA: ¿QUÉ COMBINACIÓN DE CRECIMIENTO Y POLÍTICAS REDISTRIBUTIVAS?**

El estudio paramétrico de los determinantes de la pobreza abre la puerta a diferentes combinaciones de tasas de crecimiento económico y cambios en la desigualdad. Desde esta perspectiva, se pueden evaluar ex-ante algunas opciones de política económica encaminadas a la reducción de la pobreza implementadas por los gobiernos territoriales. Concretamente, se puede intentar dar respuesta a cuestiones como cuánto debería crecer cada región para alcanzar un determinado objetivo de pobreza o cómo se acercaría a la consecución de tal objetivo diferentes opciones de política fiscal. En línea con lo señalado en las secciones anteriores, para poder aislar el efecto específico sobre la pobreza del crecimiento de la renta media éste debería ser distributivamente neutral<sup>9</sup>. Este supuesto se aleja, lógicamente, de la realidad. Ningún sistema de impuestos y transferencias conseguirá

---

<sup>9</sup> Como muestran Gasparini *et al.* (2007), los efectos sobre la pobreza de una tasa de crecimiento distributivamente neutral dependerán de la forma de la distribución de la renta por debajo del umbral. Si el porcentaje de individuos con rentas cercanas al umbral es relativamente elevado, el crecimiento económico neutral arrastrará a una mayor proporción de población fuera de la pobreza.

compensar exactamente los efectos de una tasa dada de crecimiento económico sobre la curva de Lorenz. La realización de este tipo de ejercicios, sin embargo, puede ayudar a algunos gobiernos regionales a valorar qué cerca o qué lejos se está de un objetivo determinado de pobreza y cuál podría ser el alcance real de algunos de sus instrumentos redistributivos propios. La mayoría de los trabajos disponibles utilizan figuras muy simples del sistema de impuestos y transferencias, pero con gran incidencia redistributiva.

Entre las diferentes competencias asumidas por las Comunidades Autónomas desde los años setenta en el ámbito de las políticas redistributivas, probablemente una de las más destacadas ha sido la asunción creciente de responsabilidades en el ámbito de la imposición personal sobre la renta. Una de las posibles proyecciones de la evolución de la pobreza radica, intuitivamente, en la consideración conjunta de un amplio rango de tasas de crecimiento distributivamente neutral y el establecimiento de tipos impositivos diferentes en cada Comunidad Autónoma. Para simplificar el análisis, un posible escenario base podría ser un sistema de tipos proporcionales.

Un instrumento especialmente diseñado para representar el conjunto de tasas de crecimiento neutrales y actuaciones redistributivas son las curvas de isopobreza. Nos permiten contestar a la doble pregunta de cuánto debería crecer la economía sin alterar la desigualdad para alcanzar un determinado objetivo de pobreza o cuánto debería reducirse la desigualdad para conseguir ese mismo objetivo si no hubiera cambios en la renta media. Se trata de un instrumento relativamente reciente y que hasta ahora ha sido aplicado especialmente en países de renta media y baja (ECLAC, 2002).

La formalización de las curvas fue inicialmente desarrollada por Ferreira y Leite (2003), que también toman (3) como punto de partida. Concretamente, para cualquier objetivo de pobreza dado ( $P^*$ ) debería existir un conjunto de posibles distribuciones  $F^*$  con una media de renta  $\bar{m}^*$  y una curva de Lorenz asociada, que producirían un nivel de pobreza igual a un objetivo determinado  $P^* = L^{*-1}(z/\bar{m}^*)$ . Supongamos, como se acaba de señalar, que ese objetivo de pobreza difiere en cada Comunidad Autónoma y que cada una de ellas decidiera establecer su propio tipo proporcional sobre la renta ( $\alpha$ ) y luego distribuyera la recaudación igualitariamente ( $e$ ). El resultado sería una hipotética distribución de la renta  $F^*(y)$ , donde:

$$y^* = (1 + \beta) [(1 - \alpha)y + e\mu_y], \quad \text{siendo } 0 < \alpha < 1, \beta > 0 \quad (12)$$

donde  $\beta$  representa una tasa dada de crecimiento de la renta media distributivamente neutral. La renta media de esta distribución hipotética sería mayor que la de la distribución inicial –aumentada por  $\beta$ –, mientras que la desigualdad sería menor por definición.

Se pueden definir, por tanto, las curvas de isopobreza de la distribución  $F(y)$  para cada objetivo de pobreza  $P^*$ , dada una línea de pobreza  $z$ , como el conjunto de combinaciones de  $\alpha$  y  $\beta$  que transforman esa distribución inicial en otra con una tasa de pobreza  $P^*$ . Las curvas de isopobreza se construyen de tal forma que cuanto más elevado es el crecimiento económico proyectado –mayor  $\beta$ – menor será el esfuerzo público necesario para reducir la desigualdad –menor  $\alpha$ – de cara a conseguir un objetivo específico de pobreza. La pendiente negativa de la curva revela, por tanto, un *trade-off* entre redistribución y crecimiento, mientras que su convexidad implica una tasa marginal de sustitución decreciente entre  $\alpha$  y  $\beta$ .

La aplicación de esta metodología a las diferentes posibilidades de crecimiento y redistribución de las Comunidades Autónomas remite al establecimiento de un objetivo explícito de pobreza. Dado que el objeto principal de este trabajo es analizar las fuentes de heterogeneidad en las relaciones entre crecimiento económico y pobreza en las distintas regiones, una alternativa sencilla es examinar cuáles han sido esas combinaciones en el largo plazo y utilizar como función objetivo el mantenimiento de una capacidad reductora de la pobreza en cada Comunidad Autónoma similar a la registrada en el período observado. Una dificultad respecto a los procedimientos empleados en la estimación de las curvas de isopobreza para otros países es la ausencia de umbrales oficiales de pobreza o de medidas de pobreza absoluta<sup>10</sup>. La aproximación seguida para definir el umbral ha sido considerar, de nuevo, como línea de referencia el 75% del salario mínimo interprofesional en 1980 y 2001, ajustado por una escala de equivalencia paramétrica ( $f=0,5$ ).

Para definir las curvas isopobreza para cada Comunidad Autónoma resulta necesario identificar las combinaciones de tasas de crecimiento distributivamente neutras

---

<sup>10</sup> La mayoría de los estudios que han estimado las curvas de isopobreza, fundamentalmente en América Latina, utilizan el objetivo de reducir la pobreza a la mitad en el 2010 y como umbral de pobreza las líneas absolutas definidas por el Banco Mundial.

( $\beta$ ) y de tipos impositivos ( $\alpha$ ) distribuidos equitativamente ( $e$ ) que permitirían a los hogares de cada región en situación de pobreza alcanzar un determinado umbral ( $z$ ):

$$y(1+\beta)^t(1-\alpha) + e = z \quad (13)$$

donde  $e = \alpha\mu (1+\beta)^t$ . Sustituyendo  $e$  en (13) queda:

$$[y(1-\alpha) + \alpha\mu](1+\beta)^t = z \quad (14)$$

de donde se pueden identificar tanto los valores de  $\alpha$ :

$$\mathbf{a} = \frac{z - y(1 + \mathbf{b})^t}{(1 + \mathbf{b})^t (\mathbf{m} - y)} \quad (15)$$

como los valores de  $\beta$ :

$$\mathbf{b} = \left[ \frac{z}{y(1 - \mathbf{a}) + \mathbf{a}\mathbf{m}} \right]^{\frac{1}{t}} - 1 \quad (16)$$

El gráfico 3 representa las curvas de isopobreza para cada Comunidad Autónoma tomando como referencia el período 1980-01, lo que permite apreciar qué combinaciones de crecimiento y redistribución podrían producir en el futuro reducciones de la pobreza similares a las registradas en dicho intervalo de tiempo. Varios son los aspectos que llaman la atención de la comparación de los perfiles de las curvas. En primer lugar, destaca la lejanía del origen de algunas Comunidades Autónomas. Las más alejadas de la intersección de las coordenadas requieren combinaciones de tasas de crecimiento y esfuerzo redistributivo mayores que el resto de regiones. Se trata, en general, de las de menor renta media al comienzo del período de análisis, al incluir a Extremadura, Castilla-La Mancha, Galicia, Canarias y Andalucía. En el extremo opuesto se sitúan las Comunidades más ricas, como Madrid, Cataluña, País Vasco y Cantabria. En estas regiones, la consecución de niveles más bajos de pobreza es compatible con tasas de crecimiento relativamente bajas y moderadas reducciones de la desigualdad.

#### [GRÁFICO 4]

Un segundo elemento relevante, relacionado con el anterior, es la existencia de puntos de partida muy diferentes para cada Comunidad Autónoma. Ante un hipotético escenario de ausencia de crecimiento, las exigencias de transferencias de renta de unos hogares a otros son considerablemente más elevadas en las regiones con rentas más bajas. Destacan especialmente los casos de Extremadura y Castilla-La Mancha, que en escenarios de bajo crecimiento registrarían, inevitablemente, reducciones de la pobreza inferiores a las conseguidas en el período observado, dada la inviabilidad de posibles esquemas distributivos asentados en tipos impositivos propios muy altos o, en general, de políticas de transferencia de rentas con alto contenido redistributivo. Por otro lado, para mantener las tendencias observadas en la reducción de la pobreza en ausencia de cambios redistributivos, regiones como Andalucía, Canarias, Extremadura o Galicia, tendrían que haber crecido durante dos décadas a una tasa superior en más de un punto a la que hubieran necesitado Madrid o Cataluña. Estas hipotéticas tasas de crecimiento son, en cualquier caso, menores que las encontradas en otros países de menor renta media que la española. En escenarios de mantenimiento constante de la desigualdad, las tasas necesarias para alcanzar incluso objetivos muy modestos de reducción de la pobreza son en muchos países considerablemente más elevadas que las estimadas para las regiones españolas con menor nivel de renta (ECLAC, 2002).

Con todas las cautelas que imponen tanto la naturaleza simulada del ejercicio como los límites de la información utilizada, los resultados obtenidos tienen implicaciones relevantes para comprender mejor las posibilidades y los límites de los desarrollos en curso en algunas Comunidades Autónomas. En primer lugar, las regiones con tasas de pobreza más altas necesitan una mayor intensidad del esfuerzo redistributivo y, como se ha señalado, el mantenimiento de diferenciales positivos de crecimiento respecto a las regiones con menores tasas de pobreza. Estos requerimientos abren, en segundo lugar, algunos interrogantes sobre los efectos que puede tener el proceso de descentralización, tanto desde la vía del gasto como de los ingresos, sobre la reducción de la pobreza. La inviabilidad del establecimiento de políticas con alto componente redistributivo en las regiones con mayor extensión de la pobreza, como ejemplifica el elevado nivel de los tipos hipotéticos necesarios en ausencia de crecimiento, inalcanzables para la mayoría de las regiones, exige el refuerzo de algunos de los instrumentos redistributivos centralizados, tanto desde la

vertiente de la tributación como en el ámbito de los programas de mantenimiento de rentas.

## **6. CONCLUSIONES**

El aumento del interés por el conocimiento del modo en que el crecimiento económico agregado se refleja en mejoras del bienestar de los hogares de menor renta ha dado lugar a un notable desarrollo del estudio de las relaciones entre el crecimiento económico, la desigualdad y la pobreza. A diferencia de las líneas de estudio dominantes en décadas anteriores, que relacionaban los cambios en la distribución de la renta con las variaciones de indicadores macroeconómicos básicos, los nuevos enfoques centran el estudio de estas relaciones en el análisis de diferentes parámetros de la distribución de la renta. El refinamiento de los métodos de análisis, con el refuerzo del contenido axiomático de las funciones de evaluación del carácter “pro-pobres” del crecimiento, permite contestar diferentes interrogantes relacionados tanto con la incidencia del crecimiento de la renta media en los diferentes percentiles de la distribución como con la diferente influencia de los cambios en la renta media y en la forma de la distribución sobre los niveles de pobreza.

La posibilidad de descomponer las fuentes de las variaciones de la pobreza mediante el análisis de la distribución de la renta resulta especialmente útil para conocer sus determinantes últimos en diferentes territorios. En este trabajo hemos pretendido ofrecer una aproximación a las razones básicas de los cambios de la pobreza en cada Comunidad Autónoma atendiendo a dos cuestiones: en qué medida las diferencias en las tasas de crecimiento de la renta en cada región han dado origen a una notable diferenciación regional de las situaciones de insuficiencia de ingresos y cómo esa dispersión ha sido compensada o reforzada por los cambios en las desigualdades internas de cada región. Entre otras implicaciones, cabe destacar que si las posibilidades de reforzar el carácter “pro-pobres” del crecimiento pasan porque determinadas regiones –aquellas con mayores tasas de pobreza– incrementen la capacidad de sus instrumentos redistributivos propios parece claro que el traspaso de responsabilidades a los gobiernos territoriales, sin aumentar específicamente los recursos de las zonas de menor renta, podría generar un freno en la convergencia de los indicadores de pobreza registrada en las últimas décadas.

Los diferentes análisis realizados muestran que para el conjunto de la población española el crecimiento económico ha supuesto en el largo plazo una mejora de los percentiles con rentas más bajas. Los contrastes, sin embargo, del carácter “pro-pobres” del crecimiento revelan que esa mejora ni resulta uniforme para el conjunto de las Comunidades Autónomas ni se manifiesta con continuidad en el conjunto del período observado. Con las necesarias cautelas que imponen los límites de las bases de datos utilizadas, parece que, en general, existen características específicas de cada realidad territorial que originan una diferente traducción del crecimiento de las rentas en mejoras de los hogares con menores ingresos.

Estas diferencias entre las Comunidades Autónomas se manifiestan también al tratar de identificar los determinantes generales de la evolución de la pobreza atendiendo al doble efecto de los cambios en la renta media y en la desigualdad. Para el conjunto de la población española, el análisis realizado pone de manifiesto la mayor influencia del crecimiento de la renta en los cambios en la pobreza en el largo plazo que su reparto, aunque los dos componentes ejercen un efecto reductor. Existe, sin embargo, una notable heterogeneidad entre las Comunidades Autónomas, dada la mayor contribución del componente redistributivo en aquellas que partían de los niveles de renta media más bajos y donde, en general, más se ha reducido la pobreza.

Las posibilidades, sin embargo, para que este proceso se mantenga en el tiempo parecen restringidas por las dificultades para que en las regiones de menor renta se prolongue el proceso de reducción de las desigualdades. La estimación de las curvas de isopobreza revela que en las Comunidades Autónomas donde la incidencia de la pobreza es menor ésta puede seguir reduciéndose con aumentos de la renta media relativamente bajos o mediante la implementación de políticas redistributivas de alcance limitado. Para que prosiguiera el proceso de convergencia en las tasas de pobreza, las regiones más pobres, por el contrario, tendrían que mantener tasas de crecimiento notablemente superiores a las de las regiones más ricas o poner en marcha políticas muy ambiciosas de redistribución de la renta. Ambas posibilidades parecen restringidas tanto por las características estructurales de las áreas de menor renta como por una dotación más limitada de recursos presupuestarios.



## Bibliografía

- Araar, A., Duclos, J.Y., Audet, M. y Makkissi, A. (2007): "Testing for Pro-pooriness of Growth, with an Application to Mexico", CIRPÉE Working Paper 07-09.
- Atkinson, A.B. (1995): *Incomes and the Welfare State*, Cambridge University Press.
- Ayala, L., Jurado, A. y Pedraja, F. (2006): "Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000", *Investigaciones Regionales* 8, 5-30.
- Ayala, L. y Palacio, J.I. (2000): "Hogares de baja renta en España: caracterización y determinantes", *Revista de Economía Aplicada* 23, 35-70.
- Blank, R. y Blinder, A. (1986): "Macroeconomics, Income Distribution, and Poverty." En Danziger, S. y Weinberg, D. (eds.): *Fighting Poverty: What Works and What Doesn't*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blinder, A.S. y Esaki, H.Y. (1978): "Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States", *The Review of Economics and Statistics* 40,604-609.
- Bosch, A.; Escribano, C. y Sánchez, I. (1989): *Evolución de la pobreza y la desigualdad en España: Estudio basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares 1973-74 y 1980-81*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Bourguignon, F. y Morrisson, C. (1998) "Inequality and development: the role of dualism", *Journal of Development Economics* 57, 233-257.
- Buhmann, B., L. Rainwater, L. Schmaus y T. Smeeding (1988): "Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database", *Review of Income and Wealth* 34, 115-42.
- Cutler, D.M., Lawrence, F.K. Card, D. y Hall, R. (1991): "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged", *Brooking Papers on Economic Activity* 1991/2, 1-74.
- Danziger, S. y Gottschalk, P. (1986): "Do Rising Tides Lift All Boats? The Impact of Secular and Cyclical Changes on Poverty", *American Economic Review* 76, 405-410.
- Jantti, M. y Danziger, S. (2000): "Income Poverty in Advanced Economies" in Atkinson, A.B. y Bourguignon, G. (eds.): *Handbook on Income Distribution*. Amsterdam: Elsevier Science,
- Datt, G. y Ravallion, M. (1992): "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: a Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s", *Journal of Development Economics* 38, 275-295.
- Deaton, A (1997): *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- DeFina, R.H. (2004). "The Impacts of Unemployment on Alternative Poverty Rates." *Review of Income and Wealth* 50, 69-85.
- Duclos, J.Y. y Wodon, Q. (2004): "What is "Pro-Poor"?", CIRPÉE Working Paper #0425.

ECLAC (2002): *Meeting the Millennium Poverty Reduction Targets in Latin America and the Caribbean*. Santiago de Chile: Libros de la CEPAL 70.

Essama-Nssah, B. (2005): "A unified framework for pro-poor growth analysis" *Economics Letters* 89, 216–221.

Ferreira, F., y Leite, P.G. (2003): "Policy Options for Meeting the Millennium Development Goals in Brazil: Can Micro-Simulation Help?". World Bank Policy Research Working Paper nº2975.

Foster, J.E., Greer, J. y Thorbecke, E. (1984): "A Class of Decomposable Poverty Indices", *Econometrica* 52, 761-766.

Gasparini, L., Gutiérrez, F. y Tornarolli, L. (2007): "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys", *Review of Income and Wealth* 53, 209-245.

García Lizana, A. y Martín Reyes, G. (1994): "La pobreza y su distribución territorial", en Juárez, M. (ed.): *V Informe Sociológico sobre la Situación Social en España*, Madrid: Fundación FOESSA.

Goerlich, F. y Mas, M. (2001): "Inequality in Spain, 1973-91: Contribution to a Regional Database", *Review of Income and Wealth* 47, 361-378.

Goerlich, F.; Mas, M. y Pérez, F. (2002): "Concentración, convergencia y desigualdad regional en España", *Papeles de Economía Española* 93, 17-36.

Grimm, M. (2007): "Removing the anonymity axiom in assessing pro-poor growth", *Journal of Economic Inequality* 5, 179-197.

Iceland, J., Kenworthy, L. y Scopilliti, M. (2005): "Macroeconomic Performance and Poverty in the 1980s and 1990s: A State-Level Analysis". Institute for Research on Poverty Discussion Paper no. 1299-05

Jenkins, S.P. y Van Kerm, P. (2006): "Trends in income inequality, pro-poor income growth, and income mobility," *Oxford Economic Papers* 58, 531-548.

Kakwani, N. (1980): "On a Class of Poverty Measures", *Econometrica* 48, 437-46.

Kakwani, N. (1993): "Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire". *Review of Income and Wealth* 39, 121-139.

Kakwani, N. y Pernia, E. (2000): "What is Pro Poor Growth?", *Asian Development Review* 18, 1–16.

Martín Reyes, G., García Lizana, A. y Fernández Morales, A. (1989): "La distribución territorial de la pobreza en España", en VI Jornadas de Estudio del Comité Español para el Bienestar Social : *La pobreza en la España de los ochenta*. Madrid: Editorial Acebo.

Martín-Guzmán, P. (1996): *Encuesta de Presupuestos Familiares. Desigualdad y pobreza en España*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.

MTAS (2007): *Informe Rentas Mínimas de Inserción 2006*. Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (mimeo).

Pissarides, C.A. (1991): "Macroeconomic Adjustment and Poverty in Selected Industrial Countries", *The World Bank Economic Review* 5, 207-229.

Ravallion, M. y Chen, S. (1997): "What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty?", *World Bank Economic Review* 11, 357-82.

Ravallion, M. y Chen, S. (2003): "Measuring Pro-poor Growth", *Economics Letters* 78, 93-99.

Raymond, J.L. (2002): "Convergencia real de las regiones españolas y capital humano", *Papeles de Economía Española* 93, 109-121.

Ruiz-Castillo, J. (1987): *La medición de la pobreza y la desigualdad en España*, Banco de España, Estudios Económicos, nº42, Madrid.

Son, H. (2004): "A note on pro-poor growth", *Economics Letters* 82, 307-314.

Tsui, K. (1996): "Growth-Equity Decomposition of a Change in Poverty: An Axiomatic Approach". *Economics Letters* 50, 417-423.

**Cuadro 1**  
**Tamaño muestral, ingreso y gasto medio relativo**

	1973/74			1980/81			1990/91			2000/01		
	Nº de obs.	Ingr. Medio	Gasto medio	Nº de obs.	Ingr. Medio	Gasto medio	Nº de obs.	Ingr. Medio	Gasto medio	Nº de obs.	Ingr. Medio	Gasto medio
Andalucía	4486	79,6	80,4	4414	80,2	86,4	3674	84,4	86,9	1155	87,1	90,2
Aragón	1221	102,7	98,8	1301	99,8	101,1	1105	100,7	91,6	472	97,9	101,4
Asturias	728	98,2	94,4	691	104,9	93,5	443	102,8	105,4	432	105,4	105,2
Baleares	455	110,9	96,6	478	105,2	106,9	429	108,0	104,2	350	112,9	99,6
Canarias	942	99,8	105,7	866	84,3	88,9	772	87,1	92,0	461	89,3	92,9
Cantabria	479	98,6	115,3	528	108,1	120,1	362	100,7	96,6	224	99,1	114,8
Castilla y León	2856	82,6	80,3	3340	90,2	90,4	3162	94,3	88,4	710	93,3	84,9
Castilla-La Mancha	1804	75,8	76,9	1805	71,5	74,7	1694	86,2	86,5	478	88,2	86,1
Cataluña	2477	124,8	118,3	2368	123,6	109,1	1644	118,7	118,9	1122	114,1	111,5
C. Valenciana	1912	93,2	95,3	1768	98,8	100,7	1706	95,4	90,0	838	101,2	95,3
Extremadura	1027	72,8	67,1	931	64,3	68,2	830	72,1	71,9	350	76,0	73,7
Galicia	1727	78,1	82,9	1580	81,2	90,3	1739	93,2	92,8	735	89,1	95,2
Madrid	1421	129,9	136,6	1269	126,7	125,8	764	114,6	121,2	778	115,5	114,8
Murcia	564	83,7	79,6	456	81,9	93,7	526	91,9	93,2	360	82,2	99,9
Navarra	398	104,4	110,4	364	119,3	123,0	367	108,6	124,2	229	113,4	110,4
País Vasco	1322	123,9	123,6	1204	116,4	117,5	1360	113,5	111,2	497	109,7	115,9
Rioja	332	101,4	101,9	344	96,8	97,1	357	117,8	94,9	242	98,9	104,7
ESPAÑA	24151	100,0	100,0	23971	100,0	100,0	21155	100,0	100,0	9493	100,0	100,0

**Fuente:** Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91* y *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares 2000 y 2001*.

**Cuadro 2**  
**Tasas de pobreza por Comunidades Autónomas (FGT  $\alpha=0$ )**  
**(umbral: 50% renta media monetaria, hogares, escala de equivalencia  $f=0,5$ )**

1973-74		1980-81		1990-91		2000-01	
Extremadura	39,1	Extremadura	45,2	Extremadura	36,36	Extremadura	29,8
Cast.La Mancha	37,7	Cast.La Mancha	38,5	Andalucía	26,2	Andalucía	20,6
Galicia	36,2	Galicia	31,0	Cast.La Mancha	26,1	Canarias	19,1
Cast. y León	35,2	Andalucía	29,8	Canarias	25,6	Cast. y León	17,4
Andalucía	33,4	Canarias	29,6	Murcia	21,8	Galicia	17,4
Murcia	26,0	Cast. y León	26,1	Cast. y León	20,0	Murcia	17,0
Aragón	19,6	Murcia	23,4	Galicia	19,6	Cantabria	16,6
Asturias	18,8	Aragón	21,2	Com.Valenciana	15,4	Aragón	15,5
Com.Valenciana	18,8	Com.Valenciana	14,9	Cantabria	14,3	Cast.La Mancha	14,5
Canarias	18,6	Baleares	14,4	Aragón	13,7	Rioja	12,9
Navarra	16,3	Asturias	14,1	Madrid	12,1	Com.Valenciana	11,1
Rioja	15,0	Rioja	12,6	País Vasco	11,4	Madrid	9,7
Cantabria	13,4	Cantabria	12,3	Navarra	11,0	Asturias	8,9
Baleares	13,0	Navarra	12,0	Baleares	10,9	Baleares	8,9
Madrid	8,6	Madrid	10,9	Rioja	9,8	Cataluña	8,4
Cataluña	7,7	País Vasco	7,9	Cataluña	8,8	País Vasco	6,3
País Vasco	6,0	Cataluña	7,6	Asturias	8,4	Navarra	5,9

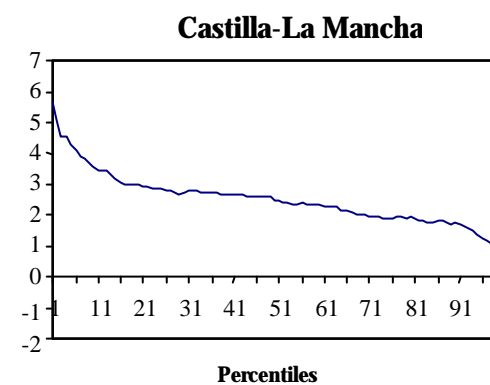
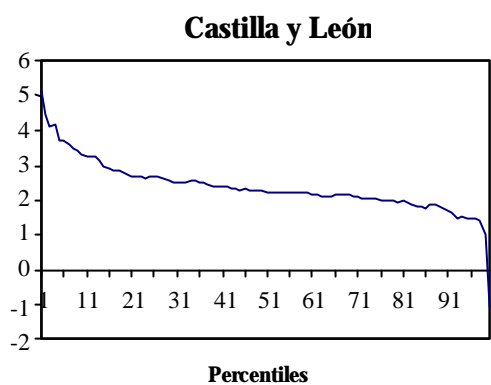
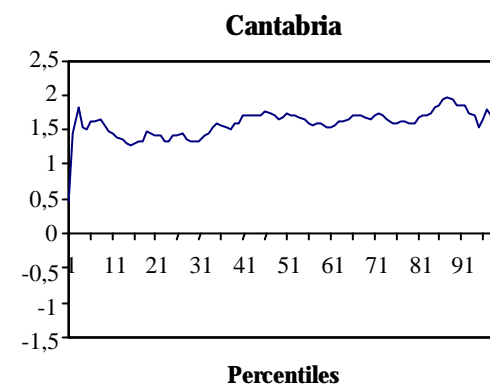
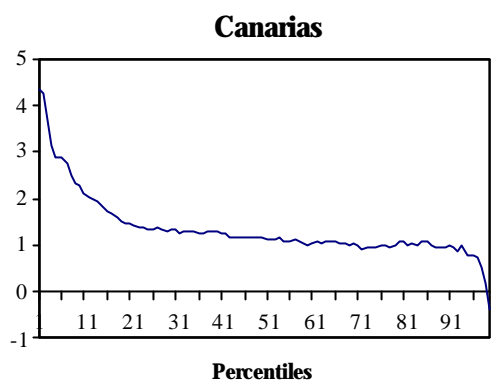
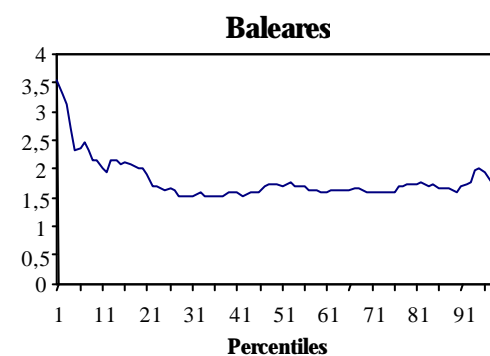
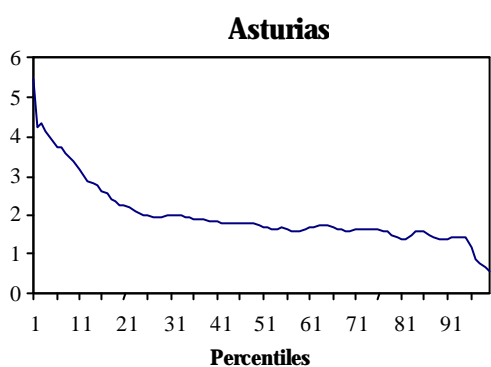
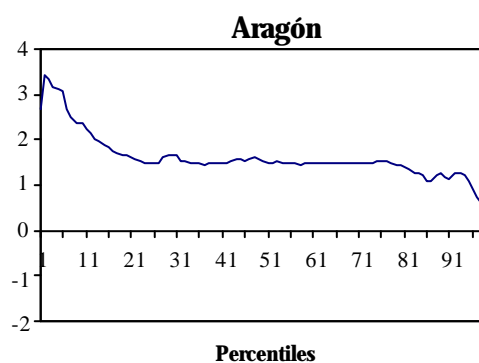
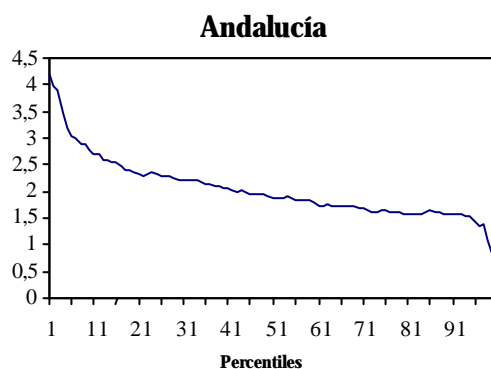
**Fuente:** Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91* y *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares 2000, 2001*.

**Cuadro 3**  
**Descomposición de la pobreza por Comunidades Autónomas (FGT a=0)**  
**(umbral: 75% SMI, escala de equivalencia f=0,5)**

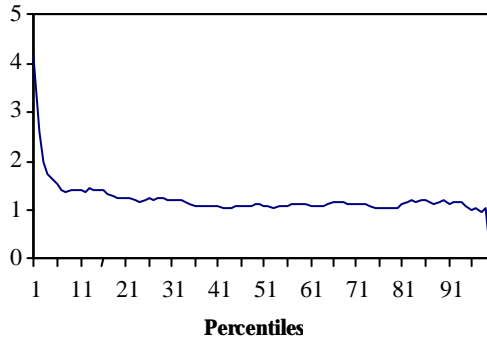
	EFECTO DESIGUALDAD		EFECTO CRECIMIENTO	
	$\gamma^{ESP}$	$\gamma^{CA}$	$\gamma^{ESP}$	$\gamma^{CA}$
Andalucía	-6,6	-7,4	-33,0	-32,1
Aragón	-18,2	-5,5	-7,3	-20,0
Asturias	-36,0	-8,1	5,0	-22,8
Baleares	-23,0	-4,0	4,4	-14,6
Canarias	-16,2	-4,5	-7,7	-19,4
Cantabria	-23,0	2,9	-3,4	-29,3
C. León	-11,2	-11,3	-31,7	-31,6
C. Mancha	-9,7	-14,5	-40,1	-35,4
Cataluña	-9,7	-1,8	-5,1	-13,1
C.Valenciana	-5,2	-4,4	-29,9	-30,7
Extremadura	15,0	-7,0	-52,8	-30,7
Galicia	7,5	-13,3	-48,8	-28,1
Madrid	-6,8	-2,5	-12,3	-16,6
Murcia	-7,3	-10,2	-31,2	-28,3
Navarra	-22,6	-12,7	-6,8	-16,7
País Vasco	-23,2	-4,0	5,4	-13,7
La Rioja	-12,9	-4,0	-13,1	-22,0
ESPAÑA	-9,1	-9,1	-21,1	-21,1

**Fuente:** Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91* y *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares 2000, 2001*.

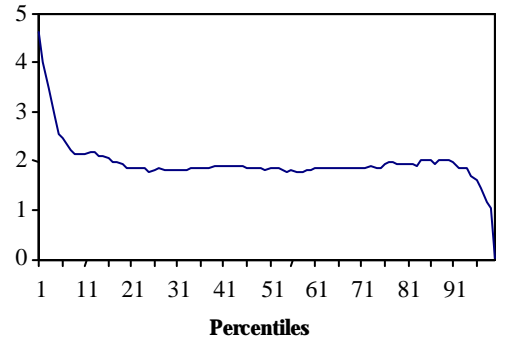
**Gráfico 1**  
**Curvas de incidencia del crecimiento por CC.AA., 1973-2001**



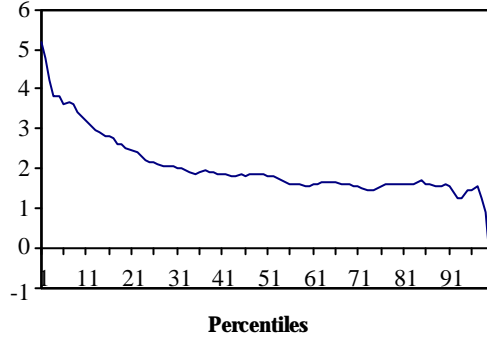
**Cataluña**



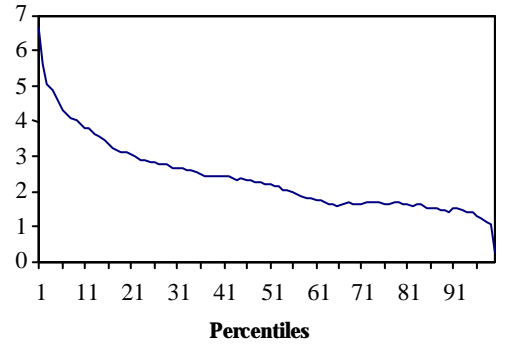
**Comunidad Valenciana**



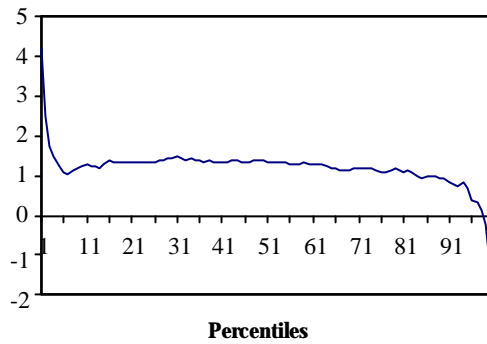
**Extremadura**



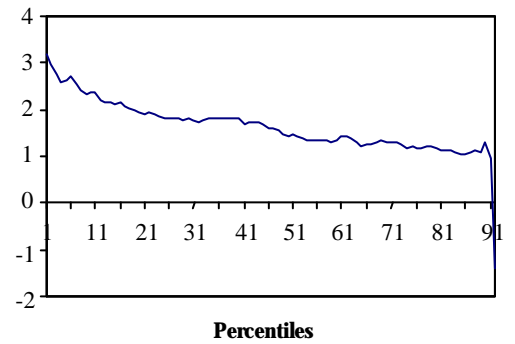
**Galicia**



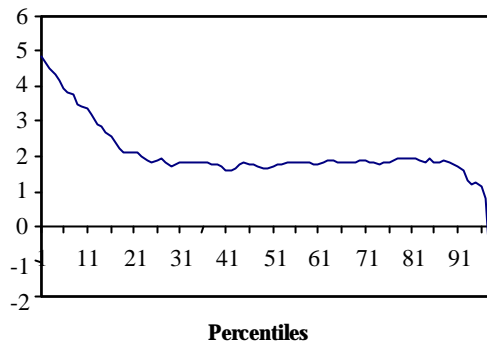
**Madrid**



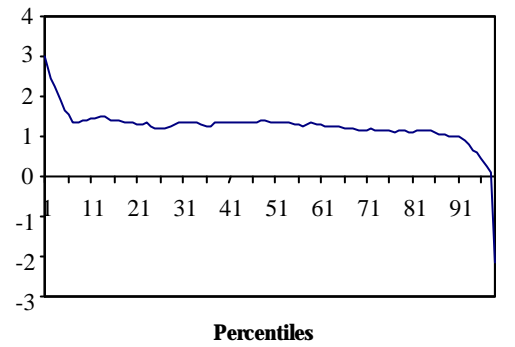
**Murcia**



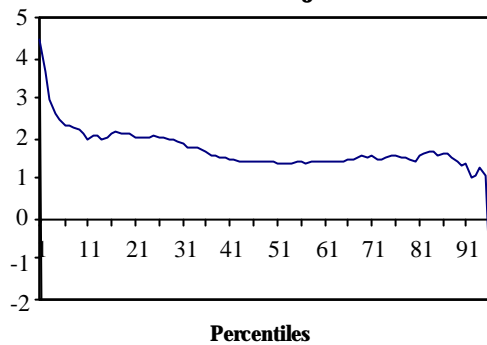
**Navarra**



**País Vasco**



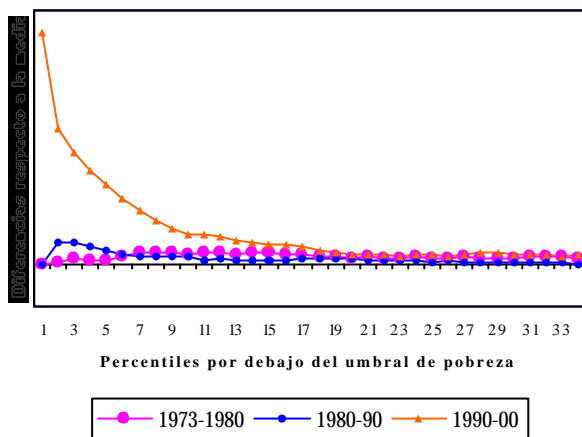
**La Rioja**



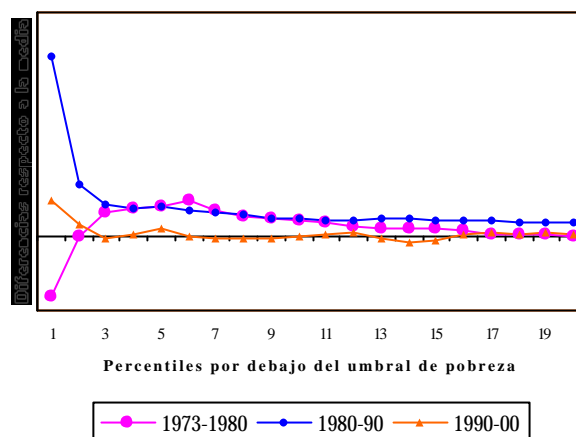


## Gráfico 2 Crecimiento pro-pobres, 1973-2001

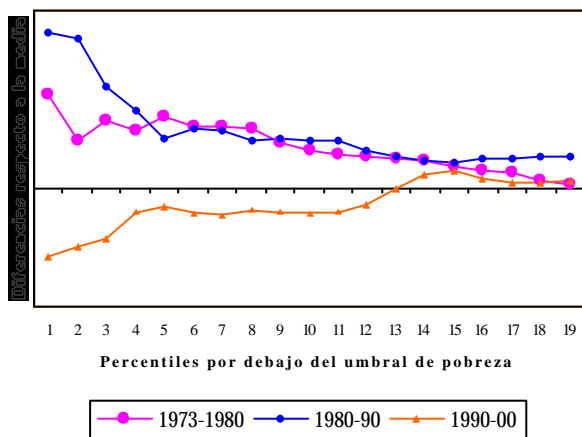
ANDALUCÍA



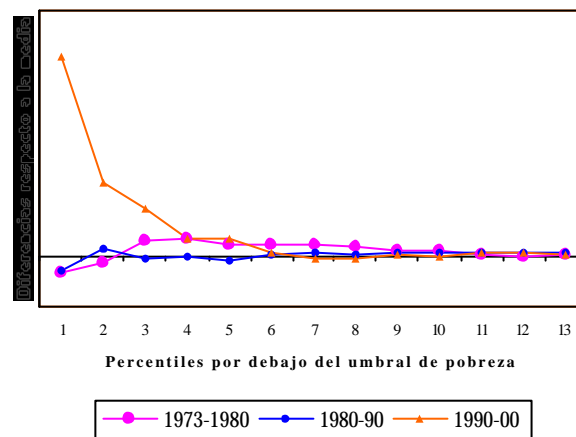
ARAGÓN



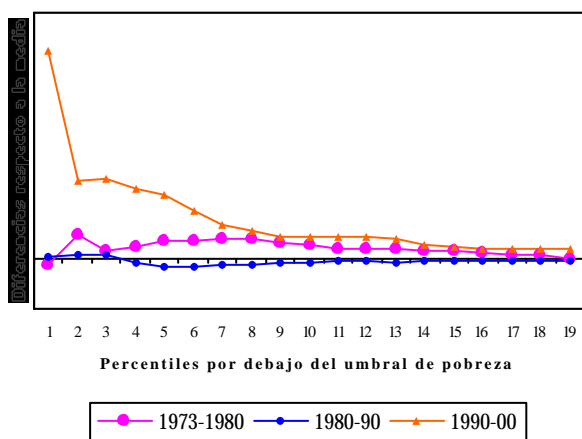
ASTURIAS



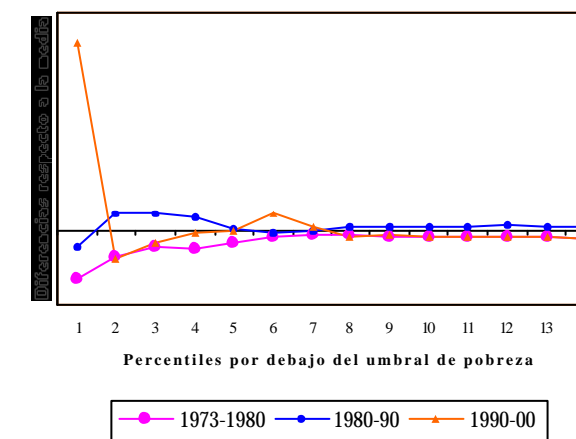
BALEARES



CANARIAS

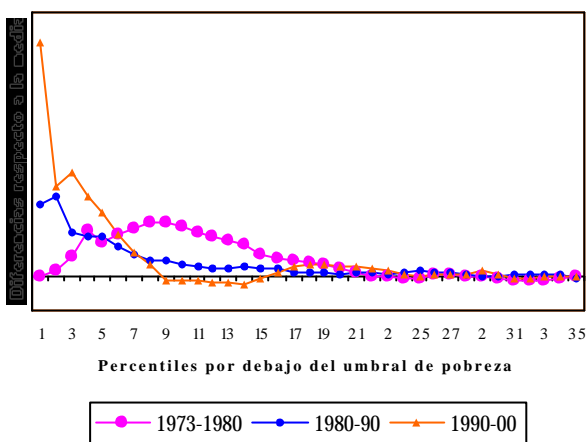


CANTABRIA

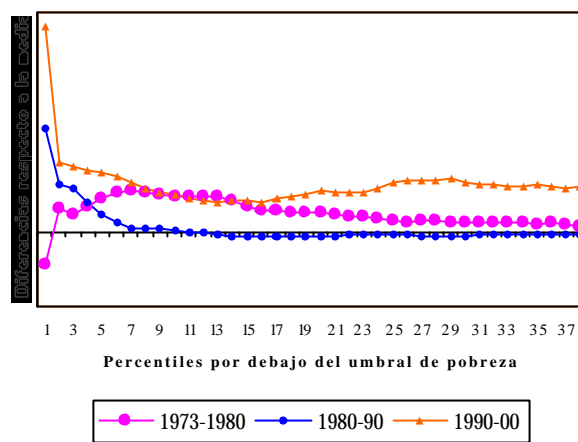


## Gráfico 2 (cont.)

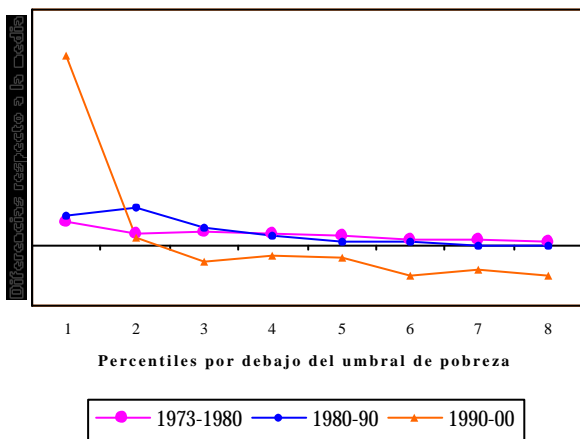
CASTILLA Y LEÓN



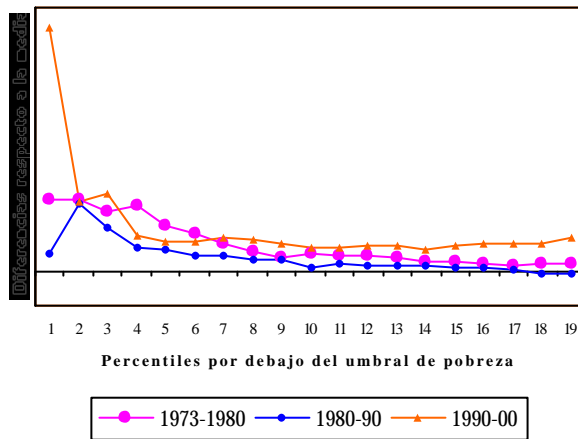
CASTILLA-LA MANCHA



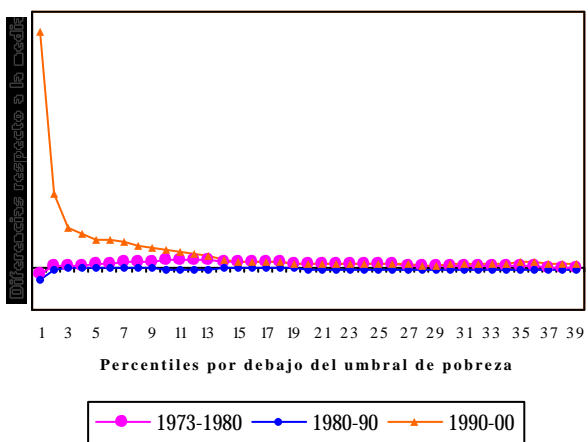
CATALUÑA



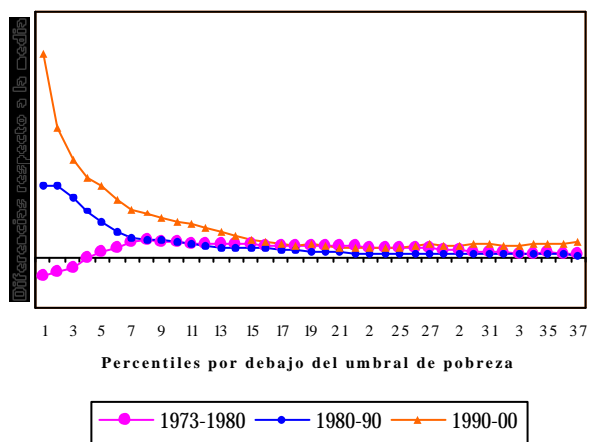
C. VALENCIANA



EXTREMADURA

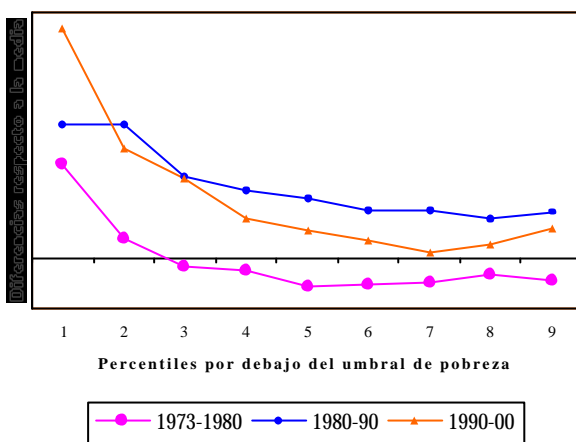


GALICIA

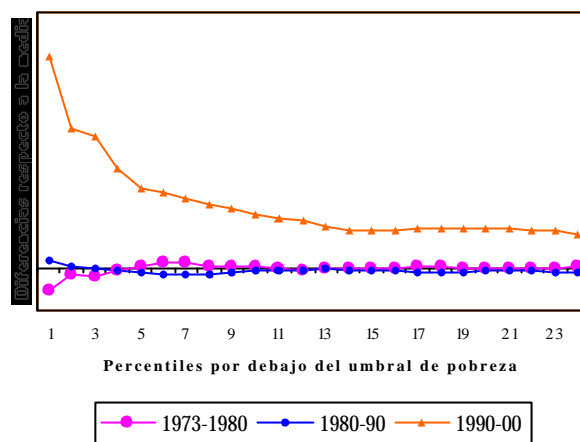


## Gráfico 2 (cont.)

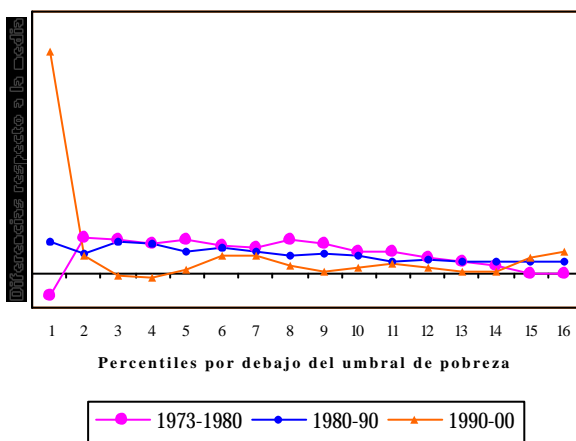
MADRID



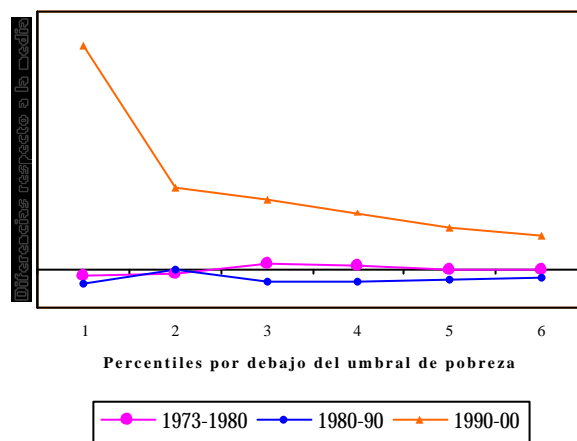
MURCIA



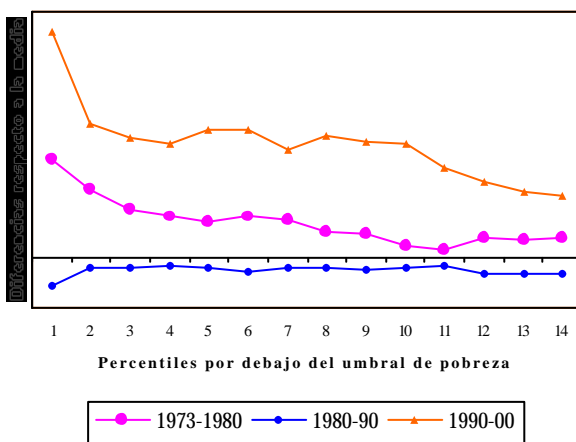
NAVARRA



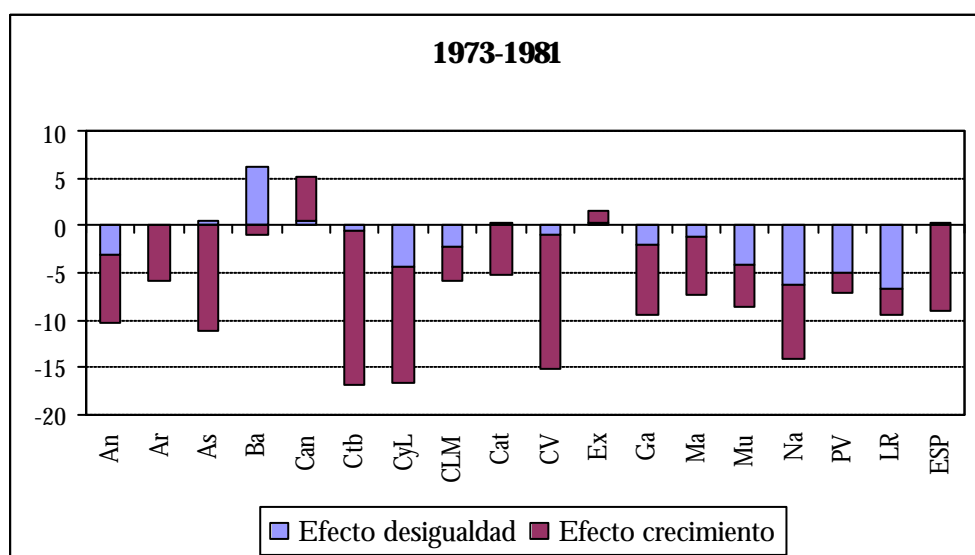
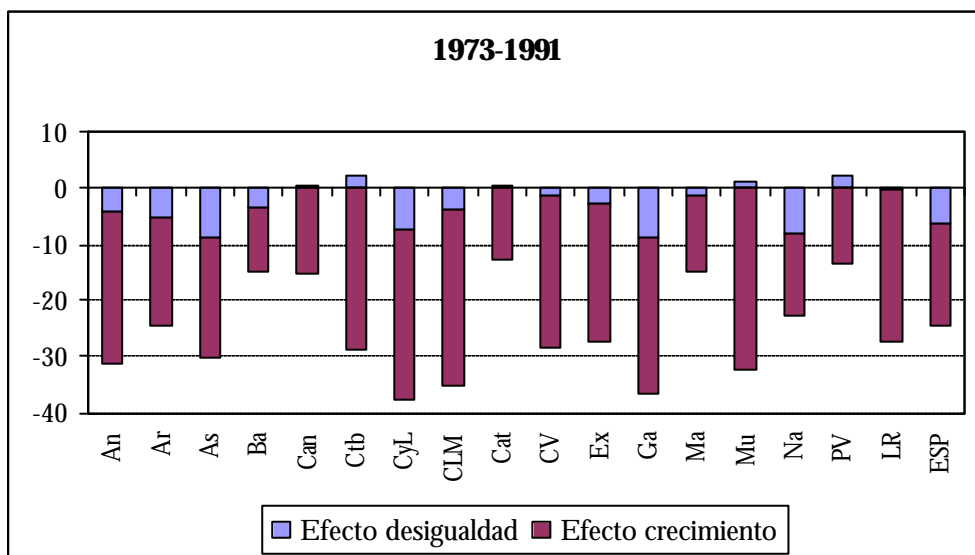
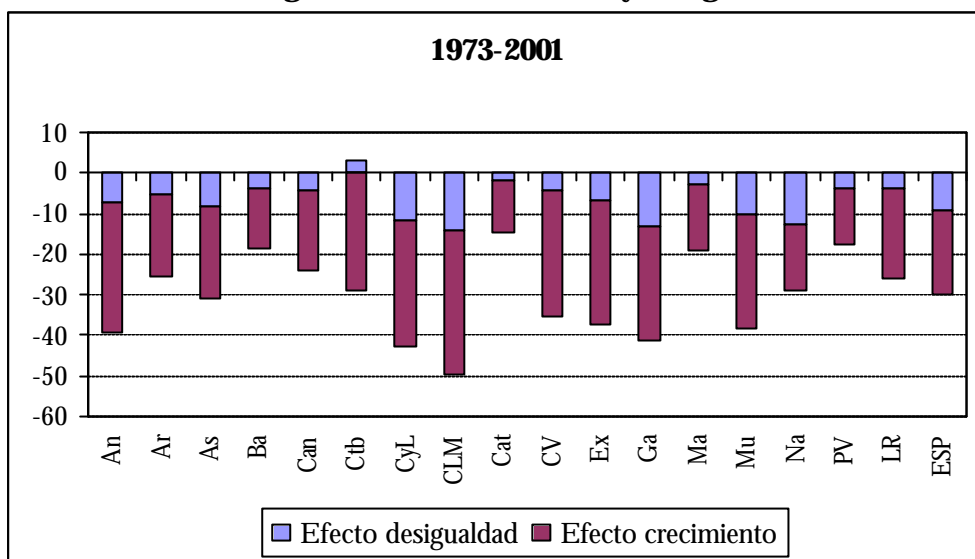
PAÍS VASCO



LA RIOJA



**Gráfico 3**  
**Descomposición de la pobreza en crecimiento y desigualdad**  
**(tasas regionales de crecimiento y desigualdad)**



**Gráfico 4**  
**Curvas isopobreza**

