

Capítulo 5

Modelos explicativos de la distribución personal de la renta en España (1973-1991)

5.1. Introducción

De acuerdo con el objetivo de este trabajo, consistente en la incorporación de la modelización probabilística de la distribución personal de la renta al estudio económico causal de los factores determinantes de la misma, se presenta este último capítulo como una propuesta para materializar el mencionado objetivo mediante un análisis aplicado de las distribuciones provinciales de la renta en España, durante el período 1973-1991.

Así pues, en este capítulo, se analizan los cambios operados en la distribución personal de la renta en las provincias españolas durante el período 1973-1991, a través de sistemas multiecuacionales que relacionarán las estimaciones de los parámetros de las distribuciones seleccionadas, obtenidas en el tercer capítulo, y los factores económicos influyentes en la distribución, representados por los indicadores seleccionados en el cuarto capítulo.

En este momento de la investigación, se dispone de los elementos o *inputs* que necesitaba el esquema metodológico, presentado en el segundo capítulo, y que son los siguientes:

- Estimaciones de los parámetros de las distribuciones provinciales (tercer capítulo).
- Indicadores agregados representativos de variables o factores determinantes de la distribución de la renta (cuarto capítulo).

Sobre la naturaleza de ambos elementos conocemos, mediante un análisis general de los parámetros y una revisión de las variables o indicadores determinantes de la distribución:

- El significado económico de los parámetros de las distribuciones Dagum y gamma.
- El abanico de factores que son representados por el conjunto de indicadores agregados procedente de la revisión de los últimos estudios sobre el tema y de la reformulación de los factores microeconómicos estudiados en el capítulo 1.

Este análisis, de mayor contenido teórico, se ha completado con un análisis empírico en el caso de las provincias españolas en 1973-1991, realizado de forma paralela en los capítulos tercero y cuarto, y referido fundamentalmente a:

- Las estimaciones paramétricas para el caso español en cuanto a su evolución y estructura de relaciones entre las mismas.
- Los indicadores de los factores más relevantes en España durante el período de estudio en cuanto a su evolución y dispersión provincial.

Llegados pues a este punto, puede acometerse la formulación de modelos que relacionen factores con parámetros, de forma que sea posible analizar la influencia de los factores determinantes sobre la distribución de la renta a partir de la sensibilidad de los parámetros frente a alteraciones en las variables representativas de los factores.

5. 2. Los datos y la estructura de los modelos a estimar

Para estimar y fundamentar los modelos que a continuación se plantean, se debe situar el análisis teórico previo en el marco empírico en el que se aplica. Las variables dependientes de las que disponemos serán estimaciones de los parámetros de las distribuciones gamma o Dagum, y las variables explicativas serán indicadores de cada

factor económico, demográfico o de cualquier tipo, que tenga una influencia justificada sobre la distribución personal de la renta. A su vez, los parámetros actuarán como variables explicativas que influyen en la determinación del valor de los restantes parámetros.

El número de casos de estudio serán las 50 provincias españolas. Dispondremos así de datos de corte transversal consistentes en estimaciones paramétricas e indicadores de factores en tres cortes temporales distintos, lo que introduce una componente dinámica en el estudio. Se realizarán seis estimaciones, tres correspondientes al modelo para explicar los parámetros de la distribución gamma en los tres cortes temporales de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, y otras tres estimaciones para el modelo de la distribución de Dagum.

Con respecto a los indicadores representativos de los diversos factores, se partió de la consideración de un amplio conjunto inicial de variables, procedente de la relación de factores y su correspondiente base de datos presentada en el Anexo. Las variables que se seleccionarán finalmente para las ecuaciones de los modelos serán aquellas, que estén avaladas por su justificación económica, y que aporten una mejor explicación, desde el punto de vista empírico, de los parámetros en cada una de las ecuaciones. Para determinar el tipo de relación de estas variables con los parámetros, se han obtenido diagramas de dispersión de los datos originales y de transformaciones de tipo logarítmico y se han estimado varios modelos univariantes de regresión, con diferentes formas funcionales, para comprobar cuál de ellas producía mejores ajustes.

Realizados estos análisis, se comprobó que, en el 84% de los casos, las funciones que mejor modelizaban las relaciones entre variables y parámetros eran de tipo curvilíneo, de forma que resultaría adecuada la utilización de funciones del tipo Cobb-Douglas $F = AY_1^{\alpha_1} Y_2^{\alpha_2} \dots Y_K^{\alpha_K}$. Este tipo de funciones permite además la correcta modelización de efectos multiplicativos mutuamente influyentes entre factores. En cuanto a su interpretación, tienen la ventaja de que los coeficientes del modelo son las elasticidades de la variable dependiente respecto de cada una de las variables independientes. Así, los parámetros α_i serán las elasticidades parciales de los parámetros, como variables dependientes, respecto a cada uno de los factores considerados en la ecuación, ya que:

$$\varepsilon_{X_i}(F) = \frac{\partial F}{\partial Y_i} \cdot \frac{Y_i}{F} = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln Y_i} = \alpha_i$$

Finalmente, en cuanto a ventajas para la estimación, cabe señalar que este tipo de modelos son linealizables y que, mediante la aplicación de logaritmos sobre las variables originales, se facilita la normalización de los residuos así como la corrección de la heterocedasticidad, principal problema de la estimación de modelos con datos de sección cruzada.

Además de estas ventajas en la estimación e interpretación de los coeficientes del modelo y la adecuación de la forma funcional a los datos observados, es conveniente destacar el aval que supone su utilización en la mayor parte de los trabajos donde se establecen relaciones de los parámetros con los factores (Thurow, 1970; Salem y Mount, 1974; Molina y Cobb, 1992).

Como se señaló en el segundo capítulo, las variables dependientes del modelo serán las estimaciones de los parámetros de las distribuciones ajustadas. Cada parámetro dispondrá de una ecuación específica, según su significado económico, que determinará las posibles relaciones con las variables exógenas (indicadores de factores) y los restantes variables endógenas (parámetros) de un modelo de ecuaciones simultáneas. La introducción de los parámetros como variables explicativas permitirá recoger las influencias de unos parámetros sobre otros en su determinación simultánea.

La forma general de la ecuación diseñada para determinar el parámetro θ_i , en función de las variables Y_j , referentes a los s factores considerados, y en función de los restantes $r - 1$ parámetros será, pues, del tipo:

$$\theta_i = A_i Y_1^{\alpha_{1i}} Y_2^{\alpha_{2i}} \dots Y_s^{\alpha_{si}} \theta_1^{\beta_{1i}} \theta_2^{\beta_{2i}} \dots \theta_r^{\beta_{ri}} \varepsilon_i, \quad \beta_{ii} = 0$$

Una vez definidas el resto de ecuaciones, una para cada uno de los r parámetros de la distribución considerada, se tendrá finalmente el siguiente sistema de ecuaciones:

sistemas identificados, son el de mínimos cuadrados trietápicos, el método generalizado de los momentos y el método de máxima verosimilitud con información completa.

Para realizar la estimación de los sistemas que se formulan en este capítulo, se optó por elegir un método de información completa, dadas sus ventajas sobre los métodos de información limitada que únicamente se utilizaron para obtener estimaciones iniciales y comparar con los resultados obtenidos con aquéllos.

Concretamente, se partió de las estimaciones individuales, ecuación por ecuación, de las elasticidades $\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, \dots, \alpha_{si}, \beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{ri}$, obtenidas mediante mínimos cuadrados utilizando el estimador de White (1980), por la posible presencia de heterocedasticidad. Estas estimaciones se utilizaron como una primera aproximación a las estimaciones de los coeficientes de los modelos y como valores iniciales para la estimación conjunta del sistema utilizando el método de mínimos cuadrados trietápicos, opción metodológica que se fundamenta en los aspectos que desarrollamos a continuación.

El método de mínimos cuadrados trietápicos, propuesto por Zellner y Theil (1962), permite estimar el conjunto de ecuaciones de la misma forma que el método de mínimos cuadrados bietápicos, pero toma en consideración las covarianzas entre ecuaciones. Proporciona estimadores consistentes y asintóticamente normales y, cuando el modelo es lineal en sus coeficientes y en sus variables, produce estimaciones asintóticamente eficientes¹.

Otros métodos de información completa, como el de máxima verosimilitud con información completa, proporcionan estimadores eficientes asintóticamente, cuando las perturbaciones están normalmente distribuidas². Sin embargo, se puede demostrar³ que el estimador de máxima verosimilitud con información completa es también un estimador de variables instrumentales y que su matriz asintótica de covarianzas es la misma que la del estimador mínimos cuadrados trietápicos en el caso de perturbaciones normalmente distribuidas, por lo que ambos tienen en este caso la misma distribución asintótica. En

¹ Una exposición del contenido del método de mínimos cuadrados en tres etapas puede consultarse en Greene (1998).

² Si este supuesto no se cumple, existen algunos casos en los que los estimadores pueden ser asintóticamente eficientes (White, 1982; Gourieroux, Montfort y Trognont, 1984).

³ Véase Greene (1998).

referencia a este resultado, Greene (1998, p.412) señala que *“la utilidad práctica de este importante resultado no ha pasado inadvertida a los econométricos aplicados. El estimador 3SLS (mínimos cuadrados trietápicos) es mucho más fácil de calcular que el estimador MVIC (máxima verosimilitud con información completa). La ganancia en costes de cálculo es tangible y no tiene costes de eficiencia asintótica. Como siempre, las propiedades para muestras pequeñas son ambiguas pero, con gran diferencia, cuando se emplea un estimador de sistema, el 3SLS domina al MVIC, a pesar de todo”*.

En consecuencia, para realizar las estimaciones, se utilizaron los paquetes informáticos econométricos TSP (versión 4.5) y SHAZAM (versión 9.0) que, además de disponer de procedimientos para realizar la estimación por todos los métodos comentados, permiten programar los procesos de estimación e introducir una mayor flexibilidad en las operaciones efectuadas.

El paquete econométrico SHAZAM proporciona además, entre los resultados de cada estimación, un coeficiente de determinación del sistema en su conjunto, medida que, por otra parte, debe interpretarse con las debidas precauciones⁴. El coeficiente de determinación del sistema se define como:

$$\tilde{R}^2 = 1 - \frac{|E'E|}{|y'y|}$$

donde E es la matriz de residuos de orden $(T \times n)$, siendo T el número de observaciones y n el número de ecuaciones. Las n columnas de E serán los vectores de residuos de cada ecuación estimada. La matriz y contendrá los datos centrados de las n variables endógenas, siendo por tanto también de orden $(T \times n)$. El determinante del producto de matrices $y'y$ se denomina *varianza generalizada* de la matriz Y de las $T \times n$ observaciones correspondientes a las variables endógenas del sistema. Por tanto, el coeficiente \tilde{R}^2 indica la proporción de la varianza generalizada de Y que queda explicada por la variación de las variables explicativas de todo el sistema de ecuaciones. La utilización de esta medida, en sustitución de los R^2 individuales de cada ecuación, es argumentada de forma detallada por Berndt (1991).

⁴ Véase Dhrymes (1970, p. 254) y Berndt, (1991, p. 468).

5. 4. El modelo propuesto para la distribución gamma

A continuación, pasamos a considerar el proceso de construcción de las ecuaciones correspondientes a los parámetros de la distribución gamma, a partir de los distintos indicadores de los factores y del esquema de relaciones existente entre los parámetros.

5. 4.1. Ecuación para el parámetro de escala de la distribución gamma

En la ecuación del parámetro de escala, relacionado con la magnitud de la renta que se reparte, se han considerado, básicamente, los factores habituales que influyen en la formación de la renta desde la perspectiva funcional. Esta ecuación se centrará, principalmente, en los determinantes de la distribución personal de la renta situados en el *ámbito de la producción*, según la clasificación de factores propuesta por Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996). No obstante, las distribuciones que se están analizando corresponden a rentas disponibles, por lo que el nivel general de renta de las mismas no sólo va a depender de la cuantía de las rentas primarias, como retribuciones a los factores, sino que también estará determinado por los recursos netos totales procedentes del sector público a través de su acción redistribuidora. Por tanto, una segunda parte de la ecuación incorporará variables referentes a transferencias o impuestos con el fin de contemplar la modificación ejercida por el sector público sobre la masa inicial de rentas primarias.

Se tratarán, en primer lugar, los factores ubicados en el *ámbito de la producción* que se refiere a pagos a los factores que dan lugar a la distribución primaria de la renta. Pertenecerán, por tanto, a este ámbito los factores relacionados con el mercado de trabajo y el de capitales, la tecnología, etc. La selección de factores incluidos en esta categoría permitirá además contrastar las hipótesis establecidas en trabajos como el de De Janvry y Sadoulet (2000) o Heerink (1994) sobre los determinantes de la generación y distribución de la renta. En consecuencia, las variables consideradas en la ecuación del parámetro de escala representarán a los factores de producción, capital y trabajo, y también, de acuerdo con las propuestas de Wheeler (1980, 1984) y Heerink (1994), a medidas o índices de la calidad del factor trabajo como son, principalmente, los indicadores del nivel de educación de la población activa u ocupada, cuya influencia sobre el nivel de renta se constata en los

trabajos de Pscharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee y Wood (1995), Oliver y Ramos (2001) y Zamudio (2001).

Como medida para analizar la contribución del factor capital, se utilizará la variable *CAPPR*, que es el stock de capital privado per cápita existente en cada provincia, variable utilizada habitualmente en este tipo de estudios (Ward, 1976) cuando está disponible y los datos de formación de capital son de suficiente calidad, como es nuestro caso afortunadamente. Aproximaciones que se descartan, como variable representativa de los *inputs* de capital, son el consumo de energía eléctrica o la suma total de energía consumida en la producción, que son utilizadas en algunos trabajos (Moreland, 1984; Heerink, 1994), por ser los únicos datos disponibles para determinados países en las estadísticas internacionales.

El factor trabajo estará representado en la ecuación por una variable que mida la disponibilidad y utilización de dicho factor en cada provincia. Aunque se disponía de una medida de *stock* de trabajo como la población activa, se optó finalmente por considerar la población ocupada (*POCU*) que se revelaba más decisiva en la formación de renta, dado que considera las personas efectivamente incorporadas al sistema productivo y que, por tanto, perciben rentas del trabajo. Otra opción habría sido considerar el número medio de horas trabajadas en cada provincia, pero este dato no estaba disponible de forma homogénea para todo el período ni se disponía de datos provinciales. No obstante, la utilización de la variable población ocupada supone un claro avance sobre otros trabajos que utilizaban la población activa o, incluso, la población total⁵.

Como medida de la calidad del factor trabajo, se disponía de una amplia gama de indicadores referentes a cada uno de los niveles de educación de la población activa recogidos en la base de datos. Las razones de la elección, entre todas ellas, del porcentaje de personas con estudios medios o superiores (*ESTMS*) se presentan a continuación.

En el análisis de la evolución de la estructura de la población activa provincial en cuanto a sus niveles educativos, realizado en el capítulo 4, se observaba que el nivel educativo que va tomando relevancia y generalizándose en la población es el nivel de estudios medios frente al nivel de estudios primarios que era el predominante al comienzo

⁵ Véase Heerink (1994, p. 228).

del período. Esta circunstancia y el apoyo de trabajos como el de Bourguignon y Morrison (1998) o De Janvry y Sadoulet (2000), que usan el porcentaje de individuos con educación secundaria como medida de capital humano, avalaban la utilización de este nivel de estudios referido, además, a un país que consigue un destacado nivel de desarrollo. Por otra parte, el nivel de estudios superiores siempre ha sido considerado como indicador de cualificación por contener, generalmente, a las personas mejor formadas y situadas en los sectores con mayor uso de nuevas tecnologías. Estas reflexiones llevaron a considerar la posibilidad de utilizar el peso relativo de ambos niveles de estudio en el indicador de formación del factor trabajo.

La elección del porcentaje de población activa con estudios medios o superiores se decidió finalmente a la luz de los resultados empíricos, para el caso español, sobre diferenciales de ingresos entre grupos de diferentes niveles de estudios obtenidos en García (1997), Pena (1996) y San Segundo (1993). En estos trabajos, se observa que el mayor salto de ingresos entre niveles de estudios inmediatos es el que se produce al conseguir una titulación de estudios medios. Este punto de corte, por tanto, resulta bastante adecuado para separar al grupo de mayor formación, cuyo peso relativo indicará la calidad y, en cierto modo, la productividad del *stock* de trabajo en cada provincia, bajo el supuesto de que los salarios informan de la productividad del trabajador.

En cuanto al nivel de tecnología de cada provincia, hay que advertir que no han podido introducirse variables relativas a este aspecto, argumento habitual de la función de producción, por no disponer de datos provinciales de este factor ni contar con series completas para el período, tal como se señaló en el capítulo anterior. No obstante, si se dispusiera de información, un indicador tecnológico debería incorporarse a la formulación teórica de la ecuación del parámetro de escala puesto que este factor pertenece al *ámbito de la producción*, incidiendo, por tanto, en la formación de las rentas primarias.

Otro factor considerado en la ecuación del parámetro de escala es una medida de la renta, procedente del sector público, que revierte en las familias elevando la renta disponible. La utilización de una variable relativa a transferencias permitiría contrastar la validez, en el caso español, de los efectos positivos observados por Black, Hayes y Slottje (1989) y Molina y Cobb (1992). En el presente trabajo, sin embargo, se ha utilizado la variable resultante de sustraer de las transferencias los impuestos directos sobre las familias

y las cotizaciones sociales (*TRANSF – IMPD - CSOC*), dada la naturaleza de la variable dependiente que es el parámetro de escala de una distribución de rentas disponibles, obtenidas por tanto después de impuestos y restadas las cotizaciones sociales.

La mayor o menor renta generada dependerá también del grado de desarrollo del sistema productivo, que será más o menos eficiente según su estructura y las características sectoriales de la economía (Ravallion y Datt, 1996). Teniendo en cuenta el proceso de terciarización que ha sufrido la economía española en el período de estudio y las características del sector servicios como impulsor del crecimiento económico, la consideración del peso de dicho sector resultaría, en principio, adecuada como indicador. Por otra parte, los estudios, ya clásicos, sobre la influencia del crecimiento económico sobre la distribución de la renta (Kuznets, 1955 y Oshima, 1962, por ejemplo) centran sus análisis en los mecanismos por los que una reducción en el peso del sector agrario desencadenaba determinados procesos que afectaban al crecimiento y a la distribución. Este enfoque, que se basaba en las etapas de transición al desarrollo, puede resultar también adecuado para el caso español, puesto que en el período 1973-1991 se completa un proceso continuado de pérdida de peso del sector primario en España, como pudo comprobarse en el cuarto capítulo.

En cualquier caso, tras analizar empíricamente la relación del parámetro de escala con los diferentes pesos sectoriales relativos, tanto sobre valor añadido bruto como sobre empleo, las variables que presentaban correlaciones más altas con el factor de escala resultaron ser las referentes al sector agrícola. Así, aunque teóricamente el peso del sector servicios podría medir mejor el estado de avance de la estructura sectorial de la economía, el peso del sector primario es también el indicador de mayor variabilidad entre provincias y, además, el que marca una distinción más nítida con respecto a los sectores industrial y de servicios. En este sentido, dicho indicador es capaz de reflejar las características de la provincia en cuanto a su carácter rural.

Entre las dos opciones de medir la variable *peso del sector primario*, en términos porcentuales sobre empleo o valor añadido, se ha elegido, para la ecuación de un parámetro de escala, la segunda opción. La introducción del porcentaje de personas que trabajan en dicho sector lleva consigo ciertas connotaciones más asociadas a la desigualdad existente en este grupo de perceptores (Kuznets, 1955), por lo que este indicador será más adecuado

para la construcción de las ecuaciones de los parámetros de desigualdad. Por tanto, en la ecuación del parámetro de escala se considera la variable *AGR*, que indica el peso del sector primario en términos de valor añadido bruto de cada provincia.

Finalmente, se introducirá como regresor el parámetro de igualdad α de la distribución gamma, que introduce la controvertida influencia de la desigualdad sobre el crecimiento económico y la dependencia entre los distintos parámetros en su determinación simultánea. Sobre el sentido y la forma de la relación entre crecimiento y desigualdad, no existe consenso y, en función del conjunto de datos estudiado, se extraen conclusiones contradictorias, que podrán o no confirmarse para el caso español. En el plano internacional, De Janvry y Sadoulet (2000) comprueban que crecimiento y desigualdad no tienen una relación significativa, mientras que crecimiento y pobreza están más estrechamente ligados. Thorton (2001) sostiene, sin embargo, una relación en el sentido establecido por Kuznets.

La decisión de considerar, a priori, como variables endógenas interconectadas en un sistema, al conjunto de los parámetros de cada distribución, viene además avalada por las fuertes correlaciones empíricas observadas en la práctica entre las estimaciones de los parámetros, analizadas en el capítulo 3. En el caso de la distribución gamma, que es el que nos ocupa, la correlación entre el parámetro de escala y el de igualdad era siempre elevada y de signo negativo, por lo que la consideración de un sistema que admita esta relación supone asumir lo que ocurre en la realidad.

En la ecuación del parámetro de escala, podrían haberse incluido otras variables indicadoras de calidad o de determinadas características del factor trabajo, tales como índices de salud, nutrición o estructura por sexos y edades de la población ocupada. Los índices de salud o nutrición son considerados habitualmente en estudios de países subdesarrollados y se construyen a partir de datos sobre la esperanza de vida al nacer, la tasa de mortalidad o la cantidad de calorías *per cápita* consumidas por día. En dichos estudios estas variables presentan gran variabilidad y permiten determinar sus efectos sobre la generación de renta. En el presente trabajo, la variabilidad entre provincias en una medida tan indirecta de calidad del factor trabajo como la tasa de mortalidad es muy reducida y, además, no se observa ninguna relación con el parámetro de escala en la matriz de correlaciones calculada, al igual que ocurría con el porcentaje de varones sobre la

población ocupada o con diferentes variables relativas a la estructura de edades de la población activa. Respecto a la cantidad de calorías no se disponían de datos y, por tanto, no ha podido ser incluida, aunque la introducción de esta variable y algunas de las anteriores adquiere mayor sentido en estudios con casos referentes a países o regiones subdesarrolladas, teniendo en cuenta, de nuevo, la escasa variabilidad que se observaría en el caso de las provincias españolas.

Así pues, de acuerdo con todas las consideraciones anteriores, la ecuación propuesta para el parámetro de escala de la distribución gamma será la siguiente:

$$\lambda = \lambda_0 POCU^{\lambda_1} CAPP^{\lambda_2} ESTMS^{\lambda_3} (TRANSF - IMPD - CSOC)^{\lambda_4} AGR^{\lambda_5} \alpha^{\lambda_6} \varepsilon_\lambda$$

La definición concreta de las variables, que representan a los factores comentados anteriormente, referidas a cada una de las provincias españolas, es la siguiente:

POCU: Población ocupada, procedente del informe “*Capital Humano, Series Históricas, 1964-1997*” elaborado, a partir de la información de la Encuesta de Población Activa, por Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1998).

CAPP: Stock de capital privado *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, según la serie homogénea de “*El Stock de Capital en España y sus Comunidades Autónomas*”, realizada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

ESTMS: Porcentaje de la población activa con estudios terminados de nivel medio o superior, procedente también del informe de Más, Pérez, Uriel y Serrano (1998).

TRANSF: Transferencias estatales *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, según la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*” de la Fundación BBV.

IMPD: Impuestos directos *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, de las series de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”.

CSOC: Cotizaciones sociales *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”.

AGR: Porcentaje que representa el valor añadido bruto del sector primario sobre el valor añadido bruto total de la provincia, según los datos de la anterior publicación.

α : Parámetro de igualdad de la distribución gamma.

5. 4. 2. Ecuación para el parámetro de igualdad α de la distribución gamma

El parámetro de igualdad de la distribución gamma, tal como se demostró en el tercer capítulo, está relacionado de forma directa con la renta media de la distribución; mientras que, por otra parte, sus aumentos producen mayor igualdad en el reparto de la masa global de rentas entre los distintos perceptores.

La ecuación del parámetro de igualdad de la distribución gamma deberá contener, por tanto, aquellos factores explicativos de la desigualdad de la renta que provoquen este tipo de efecto igualador que, a la vez, produce aumentos de la renta media de la distribución. Por otra parte, al ser el único parámetro de igualdad de la distribución gamma, su ecuación deberá integrar variables del más diverso tipo para permitir así la contrastación de sus efectos sobre la desigualdad, sugeridos por las diferentes teorías de la determinación de la distribución personal de la renta.

En el proceso de análisis y selección de variables influyentes sobre el parámetro de igualdad, de acuerdo con las diferentes teorías y según la disponibilidad de datos, se propone introducir, en primer lugar, un indicador que represente las características de la población según su hábitat de residencia (*PURB*), lo que permitirá apreciar la influencia sobre la igualdad de los porcentajes de población urbana, en la línea de los trabajos de Fields (1980) y Ngwane, Ydavalli y Steffens (2001), iniciada por Kuznets (1955), quien ya se refería a una supuesta mayor desigualdad existente entre las rentas percibidas en las ciudades.

La tasa de paro (*TP*), presente ya en los primeros estudios sobre parámetros de Salem y Mount (1974), será un factor imprescindible en el análisis y permitirá contrastar lo que ocurre en el caso español en comparación con los estudios recientes de Bakker y Creedy (2000), para el caso de Nueva Zelanda, que prueban la importancia fundamental del desempleo como factor creador de desigualdad. En el caso español, se podrá contrastar la validez de las conclusiones obtenidas por Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996) quienes señalaban influencias “*contradictorias*”, debido al solapamiento de los efectos puros del desempleo con las medidas de protección social o los cambios experimentados en la tasa de participación de la mujer.

Para contar con un indicador del desarrollo de la estructura productiva, se introduce el peso del sector primario (*PEAYP*), en términos de empleo, cuyo efecto sobre la desigualdad es estudiado por Oshima (1962), Kuznets (1955) y, recientemente, por Ravallion y Datt (1996) y Cameron (2000). El sector agrario ha sido considerado tradicionalmente un sector de ingresos bajos y uniformes que podrá aportar igualdad a la distribución global, dependiendo también de las diferencias que se generan con las rentas percibidas en el sector urbano. El sentido y la intensidad de este tipo de efectos podrán ser analizados mediante las estimaciones de los coeficientes del modelo para la variable *PEAYP*.

Las políticas de gasto público en educación, como medidas para aumentar la igualdad, constituyen el objeto de análisis en los estudios de Alonso (2001), en el plano internacional, y de Oliver y Ramos (2001) para el caso español. Estos últimos sugieren que las políticas de potenciación de los gastos e inversión en educación constituyen la mejor forma de lucha contra la desigualdad, sin costes adicionales en la eficiencia. La naturaleza de estas políticas coincide, por tanto, con el significado económico del parámetro α , cuyos aumentos producen mayor igualdad en la distribución sin riesgo de disminuir la renta media.

Dada la imposibilidad de calcular los indicadores de gasto construidos en el capítulo 4, debido a la necesidad de series muy amplias, se consideran varios indicadores del esfuerzo público en inversión y gasto corriente, que intentarán respetar en lo posible el fundamento teórico de los indicadores mencionados.

Finalmente y, tras comprobar los resultados de numerosas alternativas, que se exponen en el epígrafe 5.6, decidió incorporarse al modelo la variable *capital en educación per cápita* que, junto con la inversión en educación, permitían disponer de series que cubrieran todo el período de estudio. El gasto total en educación (corriente más inversión) habría sido la variable más adecuada pero, sin embargo, la disposición de datos se reduce a la década de los 80.

La elección del *stock* de capital público en educación en lugar de la inversión, se debe al carácter más estructural y permanente del *stock* de capital frente a la inversión anual, cuya influencia no repercute en el período de realización sino a más largo plazo.

Además, el *stock* de capital representa mejor el equipamiento de cada provincia en cuanto a la provisión de esta prestación pública en especie. Considerada además la fluidez de salida de individuos del sistema educativo, la variable *stock de capital público* refleja, en cualquier momento, las sucesivas inversiones acumuladas realizadas en educación, descontando cada año la depreciación correspondiente.

Los valores del capital público en educación *per cápita* entran a formar parte del modelo aplicándoles retardos obtenidos considerando la lógica teórica de los indicadores de gastos propuestos en el cuarto capítulo. Así, para el modelo de 1973 se eligió como año de inicio del período de imputación el más alejado en el tiempo, es decir, el primer año disponible de la serie: 1955. Posteriormente, se obtuvo la longitud del período de consideración de gastos aplicando la duración media de los estudios de los individuos perceptores de rentas en 1973 para cada una de las provincias. Así, las cantidades a imputar en 1973, por término medio, se referían al *stock* de capital medio *per cápita* existente entre los años 1955 y 1963. Este cálculo se repitió para cada una de las provincias, obteniéndose diferentes períodos de imputación. Posteriormente, se ha procedido de la misma forma para los modelos de 1980 y 1990, estableciendo un inicio proporcional al de 1973 y sumando los correspondientes períodos medios de formación.

La utilización de este indicador se asienta sobre el hecho, constatado a partir de los datos disponibles, de que la evolución de la variable *stock* de capital es creciente y, en general, de tipo aproximadamente lineal y estable. Lo contrario nos llevaría a concluir que los desplazamientos temporales a lo largo de la serie pudieran estar afectados por las oscilaciones de la misma.

Los valores imputados para cada provincia corresponden al *stock* de capital medio *per cápita* existente en el período medio de formación. Se estimaron también modelos con numerosas alternativas que se comentarán en el epígrafe 5.6.

Además de la influencia del gasto en educación, es necesario introducir en la ecuación del parámetro de igualdad un indicador de los niveles de estudios alcanzados por la población activa de cada uno de los cortes temporales, los cuales tendrán una influencia inmediata sobre la distribución de los ingresos generados, de acuerdo con las características de esa misma población.

En el proceso de selección de un indicador del nivel de formación de la población activa, se partió de dos consideraciones iniciales:

- En la ecuación del parámetro de escala, ya se introdujo el porcentaje del grupo de estudios medios y superiores, como medida de la calidad del factor trabajo y, por tanto, ya se había incorporado al sistema un indicador referente al extremo superior de la escala de niveles educativos.
- Como se comprobó en el capítulo 3, aumentos en el parámetro α deben provocar una incidencia más fuerte y positiva sobre la cola inferior de la distribución, donde habitualmente se sitúan las personas de bajos niveles formativos.

Estas dos razones, indujeron a utilizar algún indicador referente al peso de los grupos del extremo inferior de la escala de niveles de formación. Una vez comprobado, en el capítulo 4, que el porcentaje de analfabetos y personas sin estudios se consolidaba, a lo largo del período 1973-1991, como el principal elemento de variabilidad entre provincias, en cuanto a la estructura de sus niveles de formación, se decidió seleccionar este indicador, considerando además el indicio de la fuerte correlación observada con el parámetro de igualdad α .

La selección del indicador *tasa de analfabetismo y personas sin estudios* vino precedida de la comprobación de la inexistencia de una correlación significativa entre ésta y los distintos indicadores de gastos en educación, con el fin de detectar la posible multicolinealidad y evitar que ambas variables entraran en competencia en la explicación del parámetro de igualdad.

Las transferencias, como herramienta de la política del Estado orientada a favorecer a las rentas más bajas, es un factor determinante de la desigualdad, y su coeficiente será, en cierto modo, una medida de la eficiencia de este tipo de políticas de modificación de la distribución de las rentas primarias (Beblo y Knaus, 2000 y Jaén y Molina, 2000). Según Aghion, Caroli y García-Peñalosa (1999), los pagos por transferencias deben ser un elemento esencial en los modelos que explican la desigualdad de la renta, dada su relevancia en los países desarrollados, para los que constituyen la segunda fuente de generación de ingresos familiares. Por otra parte, la inclusión de las transferencias, como

determinante de las medidas de desigualdad de la distribución, es un tema ampliamente estudiado y contrastado empíricamente en los trabajos de Thurow (1970) y de Black, Hayes y Slottje (1989), que introducen expresamente el factor transferencias en las ecuaciones que proponen para explicar los parámetros de desigualdad de las distribuciones beta biparamétrica y beta II multivariante, respectivamente.

Finalmente, la introducción del parámetro λ nos permitirá estudiar si mayores rentas globales a repartir están asociadas a un mayor nivel de igualdad en su reparto; en otras palabras, estudiaremos la influencia de un factor de escala relacionado con la magnitud de la renta repartida sobre la desigualdad para comprobar, por ejemplo, las hipótesis de no influencia formuladas por De Janvry y Sadoulet (2000).

En el proceso de análisis empírico de las relaciones de los factores con este parámetro, se ha comprobado que muchos indicadores avalados por teorías relevantes, no tenían relación alguna con el parámetro α ; éste es el caso de los indicadores porcentuales de grupos de edades, relacionados con la teoría del ciclo vital (Cameron, 2000), o con ciertos factores macroeconómicos como la inflación, de interesantes efectos distributivos, pero que, en ningún corte temporal, mostraba una influencia significativa sobre el parámetro de igualdad, circunstancia ya observada en otros trabajos empíricos como el de Datt y Ravallion (1998).

Algunos factores demográficos que se esperaban relevantes a la hora de explicar la desigualdad, como la tasa de natalidad (Heerink, 1994; De Janvry y Sadoulet, 2000), no resultaron tampoco significativos y fueron excluidos del modelo. En este sentido, se confirman los resultados de otros estudios para el caso español (Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta, 1996), que concluían la escasa influencia sobre la distribución de variables de tipo sociodemográfico en el período estudiado.

Los porcentajes de determinados tipos de rentas, como variables que ligaban la distribución funcional con la distribución personal de la renta, fueron objeto de diferentes comprobaciones, obteniéndose coeficientes no significativos para los indicadores de participación de rentas salariales, de capital y mixtas, que no permiten advertir la existencia de una clara repercusión, sobre la desigualdad, de las variaciones en la participación de los diferentes factores.

Por todo ello, la ecuación propuesta para el parámetro de igualdad α , es la siguiente:

$$\alpha = \alpha_0 PURB^{\alpha_1} TP^{\alpha_2} PEAYP^{\alpha_3} ANALF^{\alpha_4} CEDU(Ret)^{\alpha_5} TRANSF^{\alpha_6} \lambda^{\alpha_7} \varepsilon_\alpha$$

donde las definiciones de las variables son:

PURB: Porcentaje de población residente en municipios de más de 50.000 habitantes, obtenida de los Censos de Población y actualizaciones del padrón del INE.

TP: Tasa de paro, según datos de la Encuesta de Población Activa y los Censos de Población del INE.

PEAYP: Porcentaje de empleos en el sector primario, obtenido de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”, de la Fundación BBV, que utiliza los datos de las Encuestas de Población Activa.

CEDU(ret): *Stock* retardado de capital público neto *per cápita* en educación, en millones de pesetas constantes de 1986, del estudio “*El Stock de Capital en España y su Distribución Territorial*”, del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

ANALF: Porcentaje de población analfabeta y sin estudios del proyecto “*Capital Humano en España y su Distribución Provincial*” de Más, Pérez, Serrano y Uriel (1998)

TRANSF: Transferencias estatales *per cápita*, procedentes de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”, de la Fundación BBV.

λ : Parámetro de escala de la distribución gamma.

5. 4. 3. Estimación del sistema de ecuaciones propuesto para los parámetros de la distribución gamma. Resultados para las provincias españolas en el periodo 1973-1991

Una vez definidas las ecuaciones correspondientes a cada uno de los parámetros de la distribución gamma, el modelo completo que se propone para explicar la distribución de las provincias españolas es el siguiente sistema de dos ecuaciones:

$$\begin{cases} \lambda = \lambda_0 POCU^{\lambda_1} CAPP^{\lambda_2} ESTMS^{\lambda_3} (TRANSF - IMPD - CSOC)^{\lambda_4} AGR^{\lambda_5} \alpha^{\lambda_6} \varepsilon_\lambda \\ \alpha = \alpha_0 PURB^{\alpha_1} TP^{\alpha_2} PEAYP^{\alpha_3} ANALF^{\alpha_4} CEDU(ret)^{\alpha_5} TRANSF^{\alpha_6} \lambda^{\alpha_7} \varepsilon_\alpha \end{cases}$$

La consideración de los parámetros α y λ como variables endógenas que se determinan simultáneamente y que muestran una influencia bidireccional entre ambos, permite integrar todos los factores explicativos que aparecen en ambas ecuaciones recogiendo así ideas tan aceptadas como las de Danzinger y Gottschalk (1989), al considerar que el crecimiento y la distribución son el resultado de un conjunto de procesos económicos interconectados.

Las estimaciones, obtenidas mediante el método de mínimos cuadrados en tres etapas, para cada ecuación en cada corte temporal, son las siguientes:

Cuadro 5.1. Resultados de la estimación del modelo de dos ecuaciones para los parámetros de la distribución gamma							
<i>Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos</i>							
	EBPF 73		EBPF 80		EBPF 90		
<i>Variable dependiente λ</i>	Elasticidad	t	Elasticidad	t	Elasticidad	t	
Constante	9,000	1,203	2,038	0,841	4,936	2,926	***
POCU	-0,180	-1,143	-0,033	-0,518	-0,046	-1,254	
CAPP	-0,799	-0,904	0,016	0,067	-0,324	-2,426	**
ESTMS	-0,222	-1,793	-0,333	-2,496	-0,626	-3,321	***
(TRANSF-IMPD-CSOC)	0,251	0,846	-0,202	-0,894	-0,369	-2,215	**
AGR	-0,218	-0,744	-0,007	-0,084	-0,043	-0,637	
α	1,223	1,303	0,318	1,098	1,111	5,161	***
R ²	0,516		0,529		0,828		
<i>Variable dependiente α</i>	Elasticidad	t	Elasticidad	t	Elasticidad	t	
Constante	0,396	0,503	0,597	1,282	1,332	3,414	***
PURB	0,040	0,450	0,106	2,352	0,060	1,227	**
TP	-0,093	-2,747	-0,092	-2,421	-0,100	-3,351	***
PEAYP	-0,090	-2,444	-0,085	-3,245	-0,066	-3,427	***
ANALF	-0,060	-2,142	-0,085	-4,483	-0,038	-2,539	**
CEDU (ret)	-0,072	-0,971	0,000	0,003	0,089	1,271	
TRANSF	0,082	0,715	0,180	1,610	0,309	2,656	***
λ	0,147	2,185	0,175	5,571	0,161	5,009	***
R ²	0,657		0,789		0,840		
R ² (Sistema)	0,790		0,868		0,978		

Nota: ***: Coeficientes significativos al 1%; **: Coeficientes significativos al 5%; *: Coeficientes significativos al 10%.

5.4.4. Análisis de los resultados obtenidos y conclusiones

Debe señalarse, en primer lugar, que los mejores ajustes y las estimaciones de los coeficientes con mayor significatividad estadística se obtienen para la última encuesta de presupuestos de 1990/91. En cualquier caso, los resultados de los tres modelos, en general, son notablemente mejores que los proporcionados por los modelos habitualmente estimados en los trabajos de esta línea de investigación, tanto en la significatividad de los coeficientes como en las medidas de la bondad de los ajustes.

En cuanto a la ecuación del parámetro de escala, el factor más decisivo sobre el nivel de renta de cada provincia resulta ser el indicador de capital humano *ESTMS*, con un comportamiento estable, según el signo siempre negativo de los coeficientes estimados, y con una influencia creciente a lo largo del período de estudio repercutiendo en aumentos de la renta media a través de su influencia sobre λ . Este resultado coincide con las conclusiones obtenidas por Zamudio (2001), que comprueba cómo una mejora en los niveles educativos hace aumentar las rentas medias para el caso de Méjico. Alonso (2001) también concluye este mismo efecto del factor educativo.

Una variable cuyo coeficiente no resulta ser, sin embargo, estadísticamente significativo es la relacionada con el *stock* de factor trabajo (*POCU*), comprobándose así que es más influyente en la generación de renta la preparación de la mano de obra, con su consiguiente aumento de la productividad, que la cantidad utilizada de la misma. A pesar de esta conclusión, los signos de los coeficientes manifiestan una influencia positiva de esta variable sobre el nivel de renta.

La repercusión de la variable “*transferencias – impuestos directos – cotizaciones sociales*”, como responsable del aumento del nivel de renta disponible, sólo es perceptible en el año 1990, partiendo incluso de una influencia negativa aunque no significativa en el año 1973. En este sentido, los resultados no hacen sino apoyar las conclusiones obtenidas por Comín (1989), quien destaca que, hasta 1979, “*apenas habían existido las transferencias, y cuando existieron fueron financiadas a través de cotizaciones sociales*”, lo que restaba fuerza al efecto que esta variable podía ejercer.

El indicador de desarrollo sectorial *AGR* no presenta un efecto significativo sobre el nivel de renta, en ninguno de los cortes temporales, indicando una escasa influencia de este factor sobre el parámetro de escala de las distribuciones gamma estimadas para las provincias.

Por último, el coeficiente del parámetro α indica que una mayor igualdad genera menores niveles de renta en el caso español, mostrando un efecto significativo sobre el parámetro de escala en 1990. Este resultado coincide con las hipótesis de Todaro (1969), en el sentido de que una mayor desigualdad estimula el crecimiento, y se sitúa en contra de una amplia línea de trabajos empíricos⁶ que afirmaban lo contrario para conjuntos de países utilizando datos de sección cruzada. Esta situación también indica que los datos referentes al nivel de renta y la desigualdad de las provincias españolas están constituyendo un tramo ascendente de la curva de Kuznets, considerada de forma estática.

En cuanto a la ecuación del parámetro de igualdad α , se observan mejores ajustes y coeficientes más significativos que permiten obtener conclusiones tan enriquecedoras como las siguientes.

Según los resultados obtenidos en la estimación de los coeficientes de la mencionada ecuación, las tres variables con un papel preponderante en la generación de desigualdad a lo largo de todo el período han sido la tasa de paro, el porcentaje de empleos en el sector agrícola y un indicador del nivel educativo de la población como es la tasa de analfabetismo y personas sin estudios.

En el caso de la tasa de paro, ésta resulta ser una variable relevante por su asociación estable a altos niveles de desigualdad en los tres cortes temporales, con una mayor influencia en 1990, conclusión a la que se llega también en trabajos como el de Bakker y Creedy (2000), que señalaban el papel predominante del desempleo en la explicación de la desigualdad en Nueva Zelanda. En el caso español, los resultados aquí obtenidos contradicen afirmaciones como las de Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996), que atribuyen efectos difusos al desempleo sobre la desigualdad. En el presente estudio, se observa, por el contrario, una nítida influencia del paro como responsable de la desigualdad

⁶ Una revisión de los principales trabajos en esta línea de investigación puede encontrarse en Benabou (1996a).

en las distintas provincias, tal como era de esperar admitiendo que el desempleo castiga fundamentalmente a las capas bajas de la distribución. Estos resultados sí que están en consonancia con los obtenidos por Pena (1996), que advierte una influencia negativa del paro sobre el primer quintil de la distribución, basándose en las estimaciones de los coeficientes del modelo de Blinder y Esaki (1978).

La tasa de analfabetismo y el porcentaje de empleos en agricultura eran dos de las variables que tomaban un papel cada vez más discriminante entre provincias, puesto que la dispersión en torno a los niveles medios provinciales aumentaba. Este papel discriminante es, a la vez, decisivo en cuanto a sus efectos sobre la distribución de la renta, que presentará altos niveles de desigualdad ante presencia de altas tasas de analfabetismo y altos porcentajes de empleo en la agricultura. La influencia negativa sobre la igualdad de la tasa de analfabetismo no hace sino corroborar los resultados de numerosos estudios (Pscharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee y Wood 1995; Zamudio, 2001; Alonso, 2001), que concluyen que la mejora en los niveles educativos es una herramienta eficaz para reducir la desigualdad y la pobreza.

Asociado al indicador de nivel educativo, puede destacarse la no significatividad del coeficiente correspondiente al capital público en educación *per cápita* en la ecuación del parámetro de igualdad que, además, sólo toma el signo positivo esperado en 1980 y 1990. Esta conclusión parece avalar, en principio, las tesis de Comín (1989), que señalaba la escasa importancia cuantitativa de las políticas de gasto en educación en España. Otros trabajos (Jaén y Molina, 2001) han señalado también que el patrón de incidencia del gasto en educación va siendo cada vez menos redistributivo. En cualquier caso, las limitaciones del indicador utilizado del gasto en educación obliga a la cautela en la interpretación de estos resultados. Una primera explicación del resultado obtenido podría ser que el proceso de desarrollo sufrido por España provoca, como efecto, una mejora de los niveles educativos que quizá sea tan importante como la inversión dedicada a educación. Para profundizar más en los resultados obtenidos con respecto a los gastos en educación, se dedicará más adelante un epígrafe específico a su papel y a la problemática de su medición en diferentes modelos alternativos, estimados en el presente capítulo.

Como medida incluida en la política de gasto público, se observa también como las transferencias no tienen una influencia significativa en la reducción de la desigualdad hasta

el año 1990, en el que presenta una elasticidad significativa y positiva sobre los parámetros de igualdad. Es, por tanto, sólo al final del período de estudio cuando las transferencias empiezan a cumplir su función redistribuidora, lo que está en consonancia con las conclusiones de Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996), con respecto a la existencia de un importante efecto redistributivo de las transferencias en la década de los 80 a través de la extensión y revalorización de las pensiones, el aumento de la cobertura en la protección al desempleo y el impulso de las pensiones no contributivas. En el plano internacional, los resultados coinciden con los de trabajos recientes como el de Beblo y Knaus (2000) que constatan, para el conjunto de países de la Unión Europea en 1995, que el índice de Theil de las rentas disponibles antes de transferencias es muy superior al mismo índice calculado después de recibir dichos pagos.

La influencia negativa y estable del peso de la agricultura, en términos de empleo, muestra que aquellas provincias con bolsas de agricultores de mayor tamaño van a presentar una elevada desigualdad, que puede venir generada por las diferencias de renta del sector agrícola frente a los demás sectores, provocando una fuerte polarización de ingresos entre grupos. Esta misma conclusión se obtiene en otros trabajos recientes como el de De Janvry y Sadoulet (2000) y el de Cameron (2000). En relación con esta variable, y de una forma coherente con lo afirmado sobre el porcentaje de empleos en la agricultura, el porcentaje de población urbana se revela, en todos los periodos, como un factor asociado a una mayor igualdad, aunque su influencia sólo es estadísticamente significativa en 1980.

Para terminar, se observa una mayor influencia del parámetro de escala sobre el de desigualdad que viceversa. Mayores niveles de renta provocan en España mayores niveles de desigualdad, lo que indica que todavía estaríamos, como se ha señalado, en una fase creciente de la curva de Kuznets, si se considera ésta en un sentido transversal. Este efecto es también observado en estudios internacionales, como el de Stiglitz (1996) y el de Aghion y Howitt (1998).

5. 5. El modelo propuesto para la distribución de Dagum

El modelo propuesto para la distribución de Dagum constará de tres ecuaciones simultáneas correspondientes, respectivamente, al parámetro de escala λ y a los parámetros de igualdad β y δ . De este modo, antes de comenzar a presentar las ecuaciones del modelo, se justificará el descarte del parámetro α como elemento del modelo económico propuesto.

En primer lugar, la existencia de algunas estimaciones que daban valores nulos (Dagum de tipo I) y, en su mayor parte, los valores casi despreciables de las estimaciones del parámetro α advertían ya de la dificultad que presentaban estos resultados para la interpretación económica. Por otra parte, las reducciones de las sumas de cuadrados de los residuos en las estimaciones de la distribución de Dagum de tipo III sobre las de la distribución de Dagum de tipo I, eran por término medio del 0,05%, lo que no justificaba la inclusión de otro parámetro más, puesto que obviamente debería ajustarse mejor a los datos al conseguir una mayor flexibilidad de la función de densidad.

En cuanto al apoyo en trabajos precedentes, conviene recordar que no es fácil encontrar estudios que utilicen la distribución de Dagum de tipo III, siendo significativo el hecho de que el introductor de la misma siga publicando estimaciones, en su mayor parte, referentes al modelo Dagum de tipo I.

Además, considerando las estimaciones de la distribución de Dagum de tipo III, se realizaron estudios de regresión de los valores del parámetro α , así como de las rentas mínimas que se calcularon a partir del mismo, encontrándose que ni siquiera variables tales como las prestaciones sociales, las tasas de analfabetismo o los bajos niveles de PIB *per cápita*, habituales en las teorías sobre rentas mínimas, muestran una influencia significativa sobre el parámetro α .

Así pues, por todas las razones expuestas, los modelos que a continuación se estimarán utilizarán como variables independientes las estimaciones de los tres parámetros β , δ y λ de la distribución Dagum de tipo I, a la que nos referiremos simplemente como distribución de Dagum.

5.5.1 Ecuación para el parámetro de escala de la distribución de Dagum

Debido a que la naturaleza del parámetro de escala es idéntica en las dos distribuciones propuestas, las ecuaciones que se proponen responden a la misma base teórica, con la única diferencia de que la ecuación del parámetro de escala de la distribución de Dagum tendrá un regresor más, por contar con dos parámetros de igualdad. Esta variedad de parámetros de igualdad nos permitirá enriquecer las ideas sobre la contribución de la desigualdad al crecimiento y al nivel de renta de la distribución, mediante dos indicadores de igualdad que contienen significados muy diferentes por su forma de actuación, ya que:

- El parámetro β incide básicamente en la cola inferior de la distribución y aumentos del mismo suponen un mayor nivel de renta media.
- El parámetro δ incide principalmente sobre la cola superior y un aumento del mismo reduce la renta media al penalizar en exceso los percentiles superiores.

La ecuación del parámetro de escala que permitirá comprobar la incidencia de cada uno de estos parámetros sobre el nivel general de renta de la distribución, será la siguiente:

$$\lambda = \lambda_0 POCU^{\lambda_1} CAPP^{\lambda_2} ESTMS^{\lambda_3} (TRANSF - IMPD - CSOC)^{\lambda_4} AGR^{\lambda_5} \beta^{\lambda_6} \delta^{\lambda_7} \varepsilon_\lambda$$

La definición concreta de las variables referidas a cada una de las provincias españolas es la que, a continuación, se detalla:

POCU: Población ocupada, procedente del informe “*Capital Humano, Series Históricas, 1964-1997*”, elaborado a partir de la información de la Encuesta de Población Activa, por Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1998).

CAPP: Stock de capital privado per cápita, en millones de pesetas constantes de 1986, según la serie homogénea de “*El Stock de Capital en España y sus Comunidades Autónomas*”, realizada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

ESTMS: Porcentaje de la población activa con estudios terminados de nivel medio o superior, procedente también del informe de Más, Pérez, Uriel y Serrano (1998).

TRANSF: Transferencias estatales *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, según la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*” de la Fundación BBV.

IMPD: Impuestos directos *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, de las series de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”

CSOC: Cotizaciones sociales *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”.

AGR: Porcentaje que representa el valor añadido bruto del sector primario sobre el valor añadido bruto total de la provincia según los datos de la anterior publicación.

β : Parámetro de igualdad β de la distribución de Dagum.

δ : Parámetro de igualdad δ de la distribución de Dagum.

5.5.2. Ecuación para el parámetro de igualdad β

El hecho de que la distribución de Dagum cuente con dos parámetros de igualdad permite ampliar la gama de indicadores de factores que pueden incluirse en el modelo. Por otra parte, el significado económico de cada parámetro, analizado en el tercer capítulo, permitirá orientar la inclusión de las variables explicativas de las dos ecuaciones.

Como ya se ha comprobado, aumentos en el parámetro de igualdad β , *ceteris paribus*, generan aumentos en la renta de todos los percentiles de la distribución. La incidencia de este aumento se centra en los percentiles inferiores y, de forma progresivamente decreciente, también en los restantes. Este efecto indica que las variables que se introduzcan en esta ecuación deben representar factores determinantes cuya incidencia se centre en la cola izquierda de la distribución o políticas que produzcan, principalmente, un aumento de las rentas más bajas sin el riesgo de reducir la renta media de la distribución. En este sentido, este parámetro guarda gran similitud con el parámetro de igualdad α de la distribución gamma, por lo que compartirán la mayor parte de las variables que se incluyan en ambas ecuaciones.

Por esta razón, las justificaciones de la inclusión de las variables *tasa de paro*, *tasa de analfabetismo*, *transferencias per cápita* y *porcentaje de empleados en el sector primario* coinciden con las que se argumentaron en la construcción de la ecuación del

parámetro α de la distribución gamma. La disminución de indicadores como la tasa de paro y la tasa de analfabetismo provoca la mejora de la posición económica de los menos favorecidos, sin perjudicar al resto de los perceptores. La política de transferencias tenderá también a aumentar este tipo de rentas mediante prestaciones sociales, que aumentan la renta disponible. No se incluirán, sin embargo, en la ecuación, medidas asociadas a la redistribución a través del sistema impositivo que sí que puede generar una disminución de la renta media disponible, en el caso de que sea menor la ganancia de los menos favorecidos que la penalización aplicada sobre las rentas superiores.

Con el fin de no repetir los mismos argumentos, pasamos a comentar las modificaciones que se introducen en la ecuación del parámetro β , con respecto a la ecuación del parámetro α de la distribución gamma.

El controvertido efecto de la inflación sobre la desigualdad (Salem y Mount, 1974; Pena, 1996; Al-Marhubi, 2000) ha sido introducido en la ecuación tomando como regresor la tasa de inflación, calculada mediante las series de deflatores implícitos del PIB de cada una de las provincias (*INFL*).

Podría parecer que los gastos en sanidad deberían ser otra variable a considerar en esta ecuación, puesto que estas prestaciones en especie pueden tener efectos redistributivos, ya que evitan, a determinados sectores de individuos, gastos privados en este tipo de servicios. Sin embargo, la consideración del efecto redistributivo de los gastos en sanidad no podría apreciarse en una distribución de rentas disponibles compuestas por las retribuciones a los factores y las transferencias netas sobre las familias. En efecto, el poder redistributivo de estos gastos debería analizarse sobre distribuciones de beneficios de las unidades familiares (Ingresos – Gastos), donde se impute a cada familia la subvención en especie que supone la no realización de unos gastos en servicios que provee el sistema público (Gimeno, 1996).

Finalmente, se introduce el parámetro de escala en la ecuación como variable explicativa relacionada con el nivel de crecimiento económico y el desarrollo de cada provincia, teniendo en cuenta la conexión de este parámetro con la evolución de los procesos de desarrollo económico, en el sentido señalado por Dagum. El otro parámetro de igualdad δ se introduce también en la ecuación con el fin de considerar la fuerte correlación

existente entre ambos parámetros, lo que puede manifestar cierta causalidad entre las dos formas de procurar la igualdad representadas por cada uno de ellos.

Al igual que se hizo con el parámetro α , se realizaron diversos análisis empíricos para comprobar la adecuación de la inclusión de variables demográficas (tasa de natalidad, crecimiento vegetativo, saldos migratorios y tasa de mortalidad), variables propias de la distribución funcional de la renta (porcentajes de rentas salariales, de capital y mixtas), porcentaje de autónomos y asalariados y porcentajes por grupos de edades. Los resultados de dichos análisis y la estimación de numerosos modelos alternativos permiten concluir nítidamente la no significatividad de los efectos de las mencionadas variables sobre el parámetro de igualdad β , por lo que no se incluyeron en los modelos, puesto que, además, la adecuada configuración teórica de los mismos no hacía imprescindible la consideración de estos factores.

La ecuación propuesta para el parámetro β será, por tanto:

$$\beta = \beta_0 INFL^{\beta_1} PEAYP^{\beta_2} ANALF^{\beta_3} CEDU(ret)^{\beta_4} TRANSF^{\beta_5} TP^{\beta_6} \lambda^{\beta_7} \delta^{\beta_8} \varepsilon_{\beta}$$

INFL: Tasa de inflación, según las series de índices generales de los precios implícitos en el VAB, de la serie homogénea de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”, de la Fundación BBV.

PEAYP: Porcentaje de empleos en el sector primario, obtenido de la anterior publicación, que utiliza los datos de las Encuestas de Población Activa.

ANALF: Porcentaje de población analfabeta y sin estudios, del proyecto “*Capital Humano en España y su Distribución Provincial*”, de Más, Pérez, Serrano y Uriel (1998)

CEDU(ret): *Stock* retardado de capital público neto *per cápita* en educación, en millones de pesetas constantes de 1986, del estudio “*El Stock de Capital en España y su Distribución Territorial*”, editado por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

TRANSF: Transferencias estatales *per cápita*, procedentes de la serie homogénea de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”, de la Fundación BBV.

TP: Tasa de paro, según datos de la Encuesta de Población Activa y los Censos de Población del INE.

λ : Parámetro de escala de la distribución de Dagum.

δ : Parámetro de igualdad δ de la distribución de Dagum.

5.5.3. Ecuación para el parámetro de igualdad δ

En el análisis realizado en el tercer capítulo sobre el parámetro δ , se comprobaba que un aumento del mismo provoca mayor igualdad en la distribución mediante un proceso redistributivo, que beneficia a las rentas situadas en los percentiles más bajos frente a una disminución de las rentas más altas. Este proceso provocaba, además, como resultado una disminución en la renta media de la distribución, dado que era mayor la pérdida de renta en los percentiles superiores que la ganancia en los inferiores. Por tanto, las variables que se incluyan en esta ecuación deben representar tipos de políticas para procurar la igualdad, cuyo uso indiscriminado pueda provocar la disminución de la renta media (imposición excesiva, cotizaciones sociales muy altas, etc.).

Este significado abre la posibilidad de introducir variables explicativas relacionadas con instrumentos de políticas redistributivas orientadas a conseguir una mayor equidad detrayendo, con una imposición progresiva, rentas de las clases más altas para su posterior redistribución mediante transferencias, prestaciones sociales u otras medidas destinadas a mejorar la posición económica de los perceptores de rentas más bajas.

Se han analizado, por tanto, los efectos de diferentes variables relacionadas con políticas de transferencias, prestaciones sociales, cotizaciones sociales y *ratios* de impuestos directos o indirectos sobre el PIB o sobre la recaudación total, en los que pudiera apreciarse la importancia y la evolución de cada una de las figuras impositivas del sistema.

En primer lugar, para explicar el parámetro δ , se diseñó una ecuación en la que las variables explicativas eran los *ratios* sobre el PIB de impuestos indirectos, impuestos directos sobre empresas, impuestos directos sobre familias y transferencias, cuya evolución se analizó en el capítulo 4. Las estimaciones, no significativas en ninguno de los tres cortes temporales, de todos los coeficientes de la ecuación y los estudios individuales de la relación de cada *ratio* con el parámetro δ aconsejaron descartar la ecuación propuesta. Una de las razones por las que este modelo no resultó adecuado es la escasa variabilidad de los

ratios, en cuanto a las provincias españolas consideradas transversalmente. Probablemente, la estimación de esta ecuación habría tenido más sentido si hubiéramos dispuesto de datos de series temporales, que reflejan mejor los cambios sufridos por el sistema impositivo a lo largo del período 1973-1991, siendo éste el marco adecuado para distinguir el efecto del crecimiento de los *ratios* relacionados con la imposición directa sobre las familias con respecto a la distribución personal de la renta en España.

En cualquier caso, la estructura de la ecuación debe incluir los efectos de las cantidades detraídas por impuestos sobre la renta, cuya progresividad debería producir los mismos efectos que el parámetro δ ; es decir, afectación fuerte de los percentiles superiores con el peligro inherente de desestímulo de la actividad económica y la consiguiente disminución del nivel de renta, si todos los demás parámetros permanecen constantes. Para comprobar si, en realidad, el impuesto sobre la renta realizaba esta función asociada al parámetro δ , se incluyó como variable, en la ecuación, los impuestos directos sobre familias per cápita pagados en cada provincia. Mediante este indicador, se podrá realizar una comparación con los resultados de los trabajos de Herrera y Castañer (1990) y de Salas y Pérez (1993), dedicados a verificar el funcionamiento del impuesto sobre la renta y su diferenciación regional, tratada también por Lasheras, Rabadán y Salas (1993).

Otra variable, cuyo efecto tendrá el mismo sentido que la actuación del parámetro en los niveles altos de renta, serán las cotizaciones sociales, que también se han introducido como regresor de la ecuación para comprobar su influencia sobre el parámetro de igualdad δ . En cuanto a la variable *cotizaciones sociales*, será interesante contrastar los argumentos esgrimidos por Argimón y González Páramo (1987), que advierten un efecto regresivo por su traslación total a los asalariados, hipótesis contrastada según Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996).

La introducción de alguna variable relacionada con los impuestos indirectos en la ecuación fue también una cuestión que mereció una reflexión teórica y un análisis empírico posterior. En primer lugar, conviene señalar que los impuestos indirectos operan sobre el consumo, que es uno de los posibles usos de la renta disponible. Por tanto, las rentas disponibles, cuyas distribuciones son las analizadas en este capítulo, no incorporan el posible efecto distributivo (progresivo o regresivo) de los impuestos indirectos. Dicho efecto deberá determinarse a partir de un estudio de imputación del impuesto a los

diferentes tipos de consumidores, según su nivel de renta. En todo caso, se realizaron distintas regresiones y un análisis de correlación, donde no se observaron relaciones entre el parámetro δ y los indicadores (*ratios*, porcentajes y recaudaciones *per cápita*) relativos a impuestos indirectos.

Por último, se incluyeron las prestaciones sociales *per cápita* relacionadas con el incremento de las rentas de los percentiles inferiores que provocan los aumentos del parámetro δ . La introducción de la variable *prestaciones sociales*, dentro del conjunto total de transferencias del sector público, consideradas en la ecuación del parámetro β , se realiza con el fin de restringir más el rango de actuación del parámetro a las rentas más pequeñas, que son las que reciben este tipo de ayuda y las que quedan por debajo del *punto de redistribución de la distribución de Dagum*, deducido en el capítulo 3.

Finalmente, se estudió la inclusión como variables explicativas de distintos indicadores de otros factores determinantes de la distribución de la renta, preferiblemente no incluidos en la ecuación del otro parámetro de igualdad. De esta forma, se repitió el estudio con variables como los porcentajes sobre la población de distintos grupos de edades, las participaciones de distintos tipos de rentas, el peso de determinados sectores, el porcentaje de autónomos, etc., comprobándose la ausencia de relaciones empíricas significativas con el parámetro δ . Entre los factores incluidos ya en la ecuación de β , para los que se realizó también un análisis de correlación y de estimación de modelos, destacaba nítidamente la fuerte correlación con el indicador de la tasa de desempleo, cuya introducción en la ecuación viene, además, justificada por el efecto positivo que una disminución de esta tasa puede provocar sobre las rentas más bajas, tal como ocurre si aumenta δ .

Por todo ello, la ecuación que se propone para el parámetro de igualdad δ de la distribución de Dagum, será entonces:

$$\delta = \delta_0 IMPD^{\delta_1} TP^{\delta_2} PSOC^{\delta_3} CSOC^{\delta_4} \beta^{\delta_5} \lambda^{\delta_6} \varepsilon_{\delta}$$

IMPD: Impuestos directos *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”, de la Fundación BBV.

TP: Tasa de paro, según datos de la Encuesta de Población Activa y los Censos de Población del INE.

PSOC: Prestaciones sociales *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, de la publicación “*Renta Nacional de España y su distribución provincial*”, de la Fundación BBV.

CSOC: Cotizaciones sociales *per cápita*, en millones de pesetas constantes de 1986, de la anterior publicación.

β : Parámetro de igualdad β de la distribución de Dagum.

λ : Parámetro de escala de la distribución de Dagum.

5.5.4. Estimación del sistema de ecuaciones propuesto para los parámetros de la distribución de Dagum. Resultados para las provincias españolas en el periodo 1973-1991

El sistema de ecuaciones que finalmente se propone para la distribución de Dagum es capaz de introducir un número considerable de variables representativas de diferentes factores, gracias a contar con un parámetro más de igualdad que la distribución gamma. Esta característica da lugar a un análisis más completo y detallado de la igualdad de la distribución a través de dos componentes de la misma. Así, se incluyen finalmente factores de tipo macroeconómico, características del mercado de trabajo, el *stock* de capital privado, variables referentes al *stock* de capital humano de la población, indicadores sectoriales de la economía y variables relacionadas con la acción redistributiva del Estado a través de medidas de ingresos y gastos públicos.

El sistema considera las relaciones simultáneas entre parámetros y factores que se resumen de la siguiente forma:

$$\begin{cases} \lambda = \lambda_0 POCU^{\lambda_1} CAPP^{\lambda_2} ESTMS^{\lambda_3} (TRANSF - IMPD - CSOC)^{\lambda_4} AGR^{\lambda_5} \beta^{\lambda_6} \delta^{\lambda_7} \varepsilon_\lambda \\ \beta = \beta_0 INFL^{\beta_1} PEAYP^{\beta_2} ANALF^{\beta_3} CEDU(ret)^{\beta_4} TRANSF^{\beta_5} TP^{\beta_6} \lambda^{\beta_7} \delta^{\beta_8} \varepsilon_\beta \\ \delta = \delta_0 IMPD^{\delta_1} TP^{\delta_2} PSOC^{\delta_3} CSOC^{\delta_4} \beta^{\delta_5} \lambda^{\delta_6} \varepsilon_\delta \end{cases}$$

Las estimaciones obtenidas, utilizando el método de mínimos cuadrados trietápicos, son las siguientes.

Cuadro 5.1. Resultados de la estimación del modelo de tres ecuaciones para los parámetros de la distribución Dagum									
<i>Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos</i>									
	EBPF 1973			EBPF 1980			EBPF 1990		
<i>Variable dependiente λ</i>									
	Elasticidad	t		Elasticidad	t		Elasticidad	t	
Constante	-2,650	-1,682	*	-7,789	-2,463	**	-6,248	-2,219	**
POCU	-0,022	-0,420		0,029	0,336		-0,035	-0,408	
CAPP	0,177	1,046		-0,281	-0,906		0,494	2,210	**
ESTMS	0,330	2,244	**	0,718	2,333	**	1,342	3,496	***
TRANSF-IMPD-CSOC	-0,122	-0,482		0,739	1,095		1,305	2,686	***
AGR	-0,266	-2,697	***	-0,009	-0,077		-0,148	-1,202	
β	-1,709	-6,631	***	0,755	1,285		-1,304	-4,367	***
δ	-1,418	-2,081	**	6,178	4,922	***	-1,723	-2,054	**
R ²	0,704			0,373			0,700		
<i>Variable dependiente β</i>									
Constante	4,363	3,114	***	1,743	0,385		-0,999	-0,076	
INFLAC	-1,227	-2,845	***	-0,050	-0,045		0,501	0,210	
PEAYP	-0,160	-2,994	***	-0,095	-1,598		-0,111	-2,948	***
ANALF	-0,063	-1,704	*	-0,131	-2,691	***	-0,103	-2,081	**
CEDU(ret)	0,052	0,456		-0,044	-0,213		-0,240	-0,892	
TRANSF	-0,031	-0,217		-0,362	-1,263		0,601	2,379	**
TP	-0,003	-0,072		-0,062	-0,687		-0,064	-0,869	
λ	-0,454	-3,927	***	-0,102	-0,700		-0,349	-3,007	***
δ	-1,191	-2,749	***	-2,001	-3,136	***	-1,213	-2,480	**
R ²	0,730			0,797			0,769		
<i>Variable dependiente δ</i>									
Constante	0,896	3,176	***	1,288	6,734	***	2,214	12,960	***
IMPD	0,090	0,986		0,003	0,043		-0,058	-0,818	
TP	-0,015	-0,400		-0,038	-1,826	*	-0,062	-2,965	***
PSOC	-0,113	-0,746		-0,071	-0,707		0,441	5,115	***
CSOC	0,093	0,787		0,035	0,385		0,236	2,869	***
β	-0,463	-2,643	***	-0,205	-2,094	**	-0,454	-5,669	***
λ	-0,183	-1,260		0,075	1,103		-0,102	-1,708	*
R ²	0,517			0,668			0,770		
R ² (Sistema)	0,999			0,990			0,996		

Nota: ***: Coeficientes significativos al 1%; **: Coeficientes significativos al 5%; *: Coeficientes significativos al 10%

5.5.5. Análisis de los resultados obtenidos en la estimación y conclusiones

En cuanto a la ecuación del parámetro de escala, las conclusiones que se obtienen de los resultados son básicamente las mismas que en el caso de la distribución gamma. El *stock* de trabajo utilizado (*POCU*) no muestra una influencia significativa sobre el parámetro de escala; sin embargo, sí que lo hace el indicador de calidad del factor de trabajo dado por el porcentaje de individuos en la población activa con estudios superiores o medios (*ESTMS*). Las elasticidades del parámetro de escala con respecto a esta variable son muy significativas en todos los cortes temporales, de forma estable en cuanto al signo y creciente en cuanto al valor estimado de la elasticidad que pasa del 0,33 en 1973 al 1,342 en 1990. El *stock* de capital privado *per cápita* únicamente se manifiesta asociado a un incremento en el nivel de renta en 1990, mostrando previamente una influencia no significativa; no obstante, su elasticidad sobre el parámetro es menor ostensiblemente (0,494) que la de la variable *POCU* referente al *stock* de trabajo.

De la misma forma que en el modelo de la distribución gamma, el parámetro de escala de la distribución de Dagum no es capaz de registrar una influencia positiva sobre los niveles de renta disponible de las transferencias netas hasta el año 1990, donde presentan una elasticidad de 1,305, significativa al 1%. Por tanto, los comentarios realizados para la ecuación del modelo gamma son válidos también aquí a efectos de comparar estos resultados con los de otras investigaciones.

El peso del sector agrícola en el valor añadido bruto (*AGR*) resulta ser una variable asociada a rentas bajas a juzgar por el signo negativo de los coeficientes estimados para los tres cortes temporales; sin embargo, esta influencia es sólo estadísticamente significativa en 1973. Este resultado se muestra coherente con el proceso de pérdida de peso y transformación del sector agrícola que se ha desarrollado a lo largo del período, con especial intensidad en los años iniciales. La caída del peso porcentual del sector agrario en el valor añadido bruto provincial de una forma relativamente uniforme, es una razón que explica la disminución de su influencia sobre la generación de renta en los cortes temporales de 1980 y 1990, aunque sigue manteniendo el signo negativo.

El parámetro de igualdad β produce disminuciones del nivel de renta en los años 1973 y 1990 de una forma significativa, mientras que su coeficiente es positivo y no

significativo en 1980. Este mismo efecto, en cuanto al signo de los coeficientes, es observado para el parámetro δ , aunque es significativo en todos los casos. Por tanto, se concluye que los parámetros de igualdad provocan disminuciones en el nivel de renta en los años 1973 y 1990, mientras que en 1980 la igualdad se asocia a niveles medios de renta más altos. En este sentido, ya señalamos la existencia de numerosos trabajos donde se concluía mayoritariamente que la desigualdad es un mecanismo de impulso de la actividad económica. Para esta conclusión, son válidos los comentarios realizados en el análisis de las estimaciones del parámetro de escala de la distribución gamma en cuanto a la relación desigualdad-crecimiento.

En lo que se refiere a la ecuación del parámetro β , hay que destacar, en primer lugar, la presencia de coeficientes negativos significativos para el parámetro de escala, cuyos aumentos estarán asociados, por tanto, a una disminución del parámetro β . Es decir, por esta vía, se constata que un alto nivel de renta puede provocar disminuciones en los indicadores de igualdad de la distribución. Por otra parte, respecto al parámetro δ , muestra elasticidades negativas, representando la oposición entre los mecanismos de cada parámetro para procurar la igualdad. Es decir, las provincias cuyos indicadores señalan patrones redistributivos caracterizados por los efectos que provoca el parámetro β , centrados en beneficiar a la cola inferior de la distribución, no se caracterizan por presentar indicadores relacionados con la actuación del parámetro δ , que penaliza a las clases más altas. Ambos mecanismos, no contribuyen, por tanto, simultáneamente a la consecución de una mayor igualdad.

Por lo que respecta a las variables exógenas, la que presenta una elasticidad más significativa sobre el parámetro, que además es estable a lo largo del período, es el porcentaje de empleados en el sector primario. Se manifiesta así la influencia del peso de dicho sector como generador de desigualdad, centrando su acción en los percentiles más bajos. En este sentido, las conclusiones son también las mismas que en el modelo de la distribución gamma.

En lo que se refiere al capital público en educación, que está asociado al parámetro β por la interpretación económica del mismo, se comprueba que no tiene una influencia relevante en la reducción de la desigualdad. Frente a esta falta de progresividad del gasto público, al menos las transferencias aportan un efecto redistribuidor, extremo contrastado

también en el estudio de Estruch (1995), quien afirma que los gastos en efectivo – prestaciones sociales– tienen efectos muy destacados en la lucha contra la pobreza y la reducción de la desigualdad; por otra parte, los gastos en especie –bienes sociales– actúan únicamente como mecanismo de igualación de oportunidades en cuanto al acceso a determinados servicios, sin dejarse notar tanto sus efectos sobre la redistribución de rentas. Los resultados de este análisis también están en consonancia con lo afirmado por Jaén y Molina (2001), en cuanto a que el gasto en educación va respondiendo cada vez más a un patrón menos redistributivo; aunque estas conclusiones serán matizadas y completadas en el siguiente epígrafe.

El porcentaje de personas analfabetas y sin estudios de la población activa (*ANALF*) se manifiesta asociado de forma significativa a bajos valores del parámetro de igualdad β por lo que, en este aspecto, obtenemos las mismas conclusiones que con el modelo de la distribución gamma. La variable *ANALF* se relaciona con distribuciones menos equitativas, tal como se concluye en los trabajos de Pscharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee y Wood (1995) y Lustig y Deustch (1998).

Si tenemos en cuenta que la actuación del parámetro β se centra, sobre todo, en percentiles inferiores y medios, es coherente que en el modelo se manifieste una relación inversa de β con la variable *ANALF* ya que, según la teoría del capital humano, los bajos niveles de formación serán una característica básica de los perceptores de menores rentas en la distribución. Esta conclusión está en consonancia con el estudio de Oliver, Ramos y Raymond (2001) para el período 1985-1996, donde se comprueba que el nivel de educación es el factor que más proporción de desigualdad explica en España, utilizando como variable explicativa los años de escolaridad del cabeza de familia.

Las elasticidades estimadas del parámetro β con respecto a la inflación presentan distinto signo según el corte temporal considerado, pero sólo resulta significativo el coeficiente perteneciente a 1973, donde se aprecia que la inflación era un factor generador de desigualdad. En 1990, se produce un cambio de tendencia en la influencia de la inflación sobre el parámetro, registrándose un coeficiente positivo, si bien ni en 1980 ni en 1990 los coeficientes son significativos. No puede, por tanto, concluirse un efecto claro de la inflación sobre la desigualdad, aunque se apunte la posibilidad de ser un factor asociado a la misma, en el sentido que también señalan Datt y Ravallion (1998) y Al-Marhubi (2000).

Finalmente, la tasa de paro no resulta ser un factor determinante sobre el parámetro β , aunque los signos sean los esperados y confirmen el papel del desempleo como generador de desigualdad a través de β , al centrarse su efecto en los percentiles bajos.

El significado económico del parámetro δ , asociado a medidas de aumento de la progresividad, ha permitido formular la correspondiente ecuación que nos permite analizar el efecto de indicadores relacionados con políticas redistributivas a través de ingresos y gastos públicos. Dicha ecuación permite concluir que la influencia redistribuidora de los gastos de prestaciones sociales sólo es relevante en 1990. Previamente, mayores niveles de prestaciones sociales *per cápita*, estaban asociadas, sorprendentemente, a niveles de desigualdad más elevados, aunque los coeficientes no son significativos. Es en 1990 cuando las prestaciones sociales, las transferencias en general y las cotizaciones sociales producen efectos reductores de la desigualdad, rompiendo la tendencia previa señalada por Comín (1989) para años anteriores y que parece haber cambiado en 1990.

En cuanto al aumento de la progresividad del sistema impositivo introducido sobre todo a partir de las reformas iniciadas en 1977, se ha comprobado que ni los *ratios* de impuestos sobre el PIB o sobre la recaudación total, ni los impuestos directos *per cápita*, tienen una influencia perceptible y significativa sobre los parámetros de igualdad, siendo únicamente significativos los efectos de la política redistributiva debida a los gastos públicos de transferencias, en general, y en prestaciones sociales en particular. Esta idea de la escasa influencia que ha tenido el sistema impositivo sobre la desigualdad es también señalada por Calonge y Manresa (2001) que concluyen en un reciente estudio que el sistema impositivo español sólo era "*ligeramente progresivo y redistributivo en su conjunto*".

La tasa de desempleo se manifiesta en esta ecuación como elemento influyente, de forma significativa en 1980 y 1990, sobre el parámetro δ . En estos años, el problema del desempleo ya se ha manifestado con crudeza, a diferencia de 1973 en que los niveles de paro se mantenían en niveles medios inferiores al 5%. La elasticidad del parámetro, ante variaciones del 1% en la tasa de desempleo, es en 1980 de $-0,038\%$ y en 1990 de $-0,06\%$, siendo por tanto este parámetro la principal vía de actuación del desempleo sobre la distribución en 1991.

Respecto a la influencia de los parámetros β y λ sobre δ , puede concluirse, en primer lugar, que este parámetro presenta una elasticidad negativa respecto del parámetro β , como indicativo de la diferencia de las políticas relacionadas con cada uno de los parámetros de igualdad. En segundo lugar, la influencia del parámetro de escala sobre δ resulta menos significativa que sobre β y además presenta cambios de signo. Esta situación indica que variaciones en el nivel de renta generan sobre la distribución mayores efectos sobre el parámetro β que sobre δ . En términos económicos, significaría que las variaciones en el nivel de renta general afectarían más a las rentas bajas que a los tramos altos de la distribución donde centra su influencia δ .

5.6. Tratamientos alternativos de los indicadores de gasto en educación en los modelos estimados

Como se ha comprobado en el análisis de las estimaciones de los modelos para los parámetros de la distribución gamma y Dagum, en ambos casos, los indicadores de las políticas de gasto público en educación⁷ no presentan un efecto significativo sobre los parámetros de igualdad de los modelos e incluso, en algunos casos, los signos de los coeficientes tampoco indicaban el efecto de reducción de desigualdad, que es comprobado empíricamente en trabajos como el de Alonso (2001).

Estos, aparentemente, sorprendentes resultados y la problemática que plantea la determinación del período de realización de los gastos en inversión educativa que, en un momento dado, repercuten sobre la percepción de ingresos de la población ocupada, motivaron un análisis detallado de los distintos indicadores que pueden incluirse en los modelos y de las estimaciones de las correspondientes ecuaciones con cada uno ellos.

Tras la construcción y propuesta de diferentes indicadores del gasto en educación efectivo, realizadas en el capítulo 4, se concluía que las diferentes alternativas de medida necesitaban una gran cantidad de datos correspondientes a series retardadas en un periodo muy dilatado en el tiempo, que no existen en las diferentes estadísticas disponibles. Este

⁷ Los gastos en educación privada no pueden ser considerados en este estudio porque apenas se disponen de datos fiables sobre los mismos; no obstante, sus efectos sobre el nivel de formación de la población serán igualmente relevantes.

inconveniente obliga a realizar adaptaciones sobre los indicadores con el fin de recortar el período de observaciones necesario.

Para comenzar el proceso de adaptación de los indicadores, se debe partir de la consideración de las variables disponibles en la base de datos referentes al gasto en educación. Así, en la base de datos construida, existen tres posibilidades:

- Series de inversión pública en educación, disponibles para el período 1955-1992, con datos provinciales.
- Series de *stock* de capital público en educación, disponibles para el período 1955-1992, con datos provinciales.
- Series de gasto en educación (gastos corrientes más inversiones) por alumno, disponibles para el período 1980-1991, para comunidades autónomas.

Entre estas tres variables, la más adecuada para medir el efecto de los gastos públicos en educación, de acuerdo a la composición de los mismos, sería la suma de gastos de inversión y corrientes por alumno que revierten al sistema educativo. Sin embargo, esta variable sólo se encuentra disponible para el período 1980-1991 y en un nivel de desagregación autonómico.

Dada la adecuación de esta variable para medir el gasto total en educación, y al ser la única posibilidad de la que se disponía, se propone estudiar su influencia sobre la distribución atribuyendo el gasto medio por alumno de la comunidad a cada una de sus provincias integrantes. Con esta adaptación de la variable, se estimaron varios modelos según la disposición temporal de los datos. En primer lugar, se estimaron dos modelos correspondientes a 1980 y 1990, con datos de gastos en educación, sin introducir retardos (*GEDU*). También se estimaron cinco modelos distintos para 1990, utilizando como regresores las cantidades medias *per cápita* de los 10 años anteriores (*GEDU(10)*), las cantidades medias *per cápita* de los años que van desde 1980 a 1985, así como diferentes períodos de imputación con elevación progresiva del número de años considerados. Estos modelos se basan en el supuesto de que los gastos en educación de cualquier período influyen sobre las rentas actuales de los individuos que se están incorporando al mercado de trabajo en un proceso continuo.

Los resultados de la utilización de los modelos de 1980 y 1990 sin retardos y los correspondientes a la utilización de las cantidades medias de los 10 últimos años se presentan en los siguientes cuadros.

Cuadro 5.3. Resultados de la estimación del modelo de dos ecuaciones para los parámetros de la distribución gamma						
<i>Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos</i>						
MODELO CON GASTOS EN EDUCACIÓN SIN RETARDOS						
	EBPF 80		EBPF 90			
<i>Variable dependiente λ</i>						
	Elasticidad	t	Elasticidad	t		
Constante	1,284	0,860	2,137	2,367	**	
POCU	-0,028	-0,491	0,011	0,392		
CAPP	0,166	0,885	-0,114	-1,319		
ESTMS	-0,395	-2,350	**	-0,337	-2,677	***
(TRANSF-IMPD-CSOC)	-0,269	-1,229	-0,264	-1,542		
AGR	-0,014	-0,189	0,074	1,740	*	
α	0,008	0,020	0,876	4,215	***	
R ²	0,225		0,847			
<i>Variable dependiente α</i>						
Constante	8,397	1,552	1,272	0,348		
PURB	0,067	1,141	0,044	0,599		
TP	-0,082	-2,121	***	-0,118	-3,632	***
PEAYP	-0,060	-2,342	**	-0,042	-1,863	*
ANALF	-0,141	-3,659	**	-0,037	-1,589	
GEDU	-0,638	-1,463	0,001	0,006		
TRANSF	0,175	1,722	0,276	2,166	**	
λ	0,145	4,298	**	0,117	3,497	***
R ²	0,797		0,857			
R ² (Sistema)	0,848		0,975			

Nota: ***: Coeficientes significativos al 1%; **: Coeficientes significativos al 5%; *: Coeficientes significativos al 10%

Cuadro 5.4. Resultados de la estimación del modelo de dos ecuaciones para los parámetros de la distribución gamma			
<i>Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos</i>			
MODELO CON GASTOS EN EDUCACIÓN (MEDIA DE 10 AÑOS)			
EBPF 90			
<i>Variable dependiente λ</i>			
	Elasticidad	t	
Constante	2,115	2,355	**
POCU	0,012	0,438	
CAPP	-0,118	-1,299	
ESTMS	-0,335	-2,619	***
(TRANSF-IMPD-CSOC)	-0,274	-1,580	
AGR	0,073	1,690	*
α	0,890	4,106	***
R ²	0,849		
<i>Variable dependiente α</i>			
Constante	2,924	0,677	
PURB	0,032	0,424	
TP	-0,114	-3,326	***
PEAYP	-0,042	-2,093	**
ANALF	-0,046	-2,055	**
GEDU (10)	-0,132	-0,406	
TRANSF	0,280	2,103	**
λ	0,114	3,026	***
R ²	0,854		
R ² (Sistema)	0,972		

Nota: ***: Coeficientes significativos al 1%; **: Coeficientes significativos al 5%; *: Coeficientes significativos al 10%

Cuadro 5.5. Resultados de la estimación del modelo de tres ecuaciones para los parámetros de la distribución de Dagum						
<i>Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos</i>						
MODELO CON GASTOS EN EDUCACIÓN SIN RETARDOS						
	EBPF 80			EBPF 90		
<i>Variable dependiente λ</i>						
	Elasticidad	t		Elasticidad	t	
Constante	-7,166	-2,112	**	-3,416	-1,373	
POCU	0,033	0,350		-0,060	-0,785	
CAPP	-0,295	-0,920		0,427	2,111	**
ESTMS	0,934	2,734	***	1,251	3,535	***
(TRANSF-IMPD-CSOC)	0,649	0,950		1,701	3,613	***
AGR	0,000	-0,001		-0,159	-1,403	
β	0,078	0,146		-1,490	-5,503	***
δ	4,854	4,261	***	-2,689	-3,176	***
R ²	0,447			0,672		
<i>Variable dependiente β</i>						
Constante	19,216	2,052	**	3,873	0,403	
INFL	-0,625	-0,546		-0,350	-0,174	
PEAYP	-0,074	-1,252		-0,121	-3,551	***
ANALF	-0,257	-4,054	**	-0,085	-1,645	
GEDU	-1,297	-2,310	*	0,030	0,131	
TRANSF	-0,244	-0,922		0,683	2,844	***
TP	-0,049	-0,643		-0,084	-1,612	
λ	-0,223	-1,733		-0,391	-3,551	***
δ	-1,701	-2,622	**	-1,377	-2,699	***
R ²	0,807			0,758		
<i>Variable dependiente δ</i>						
Constante	1,391	6,402	***	2,201	12,767	***
IMPD	0,008	0,094		-0,025	-0,392	
TP	-0,058	-2,362	**	-0,046	-2,319	**
PSOC	-0,052	-0,461		0,469	5,434	***
CSOC	0,063	0,599		0,219	2,714	***
β	-0,182	-1,547		-0,454	-5,800	***
λ	0,045	0,583		-0,142	-2,584	**
R ²	0,683			0,804		
R ² (Sistema)	0,987			0,997		

Nota: ***: Coeficientes significativos al 1%; **: Coeficientes significativos al 5%; *: Coeficientes significativos al 10%

Cuadro 5.6. Resultados de la estimación del modelo de tres ecuaciones para los parámetros de la distribución Dagum			
<i>Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos</i>			
MODELO CON GASTOS EN EDUCACIÓN (MEDIA DE 10 AÑOS)			
EBPF 90			
<i>Variable dependiente λ</i>			
	Elasticidad	t	
Constante	-3,492	-1,401	
POCU	-0,062	-0,808	
CAPP	0,425	2,093	**
ESTMS	1,262	3,553	***
(TRANSF-IMPD-CSOC)	1,692	3,567	***
AGR	-0,161	-1,423	
β	-1,502	-5,504	***
δ	-2,648	-3,052	***
R ²	0,675		
<i>Variable dependiente β</i>			
Constante	3,352	0,338	
INFL	-0,156	-0,074	
PEAYP	-0,124	-3,784	***
ANALF	-0,092	-1,750	**
GEDU(10)	-0,016	-0,057	
TRANSF	0,671	2,804	***
TP	-0,080	-1,474	
λ	-0,402	-3,525	***
δ	-1,314	-2,573	**
R ²	0,761		
<i>Variable dependiente δ</i>			
Constante	2,205	12,827	***
IMPD	-0,030	-0,474	
TP	-0,047	-2,364	**
PSOC	0,467	5,439	***
CSOC	0,225	2,790	***
β	-0,453	-5,785	***
λ	-0,139	-2,536	**
R ²	0,798		
R ² (Sistema)	0,997		

Nota: ***: Coeficientes significativos al 1%; **: Coeficientes significativos al 5%; *: Coeficientes significativos al 10%

Como se comprueba en los cuadros anteriores (5.3 al 5.6), la influencia de la variable gasto en educación para las diferentes estimaciones resulta en general no significativa. Además, en el único caso que es significativa (sólo al 10%), tiene una incidencia negativa sobre la igualdad, lo que contradice la lógica teórica.

Dado que el período de disposición de la variable gastos totales en educación era la principal limitación, al no permitir ni la estimación de modelos en los tres cortes temporales, ni la introducción de retardos adecuados, consideramos a continuación las otras opciones de medición.

Los datos de inversión y de capital, que sólo responden a la parte del gasto público en educación dedicado a inversiones, presentan la ventaja de referirse a un período largo de años (1955-1992) y estar disponibles en el nivel de desagregación provincial. Por estas razones, se optó por considerar su utilización como variable de aproximación al gasto público en su faceta de inversión y como indicativo de la dotación provincial de capital para la prestación del servicio educativo.

La utilización de datos de inversión en los cortes transversales de la EBPF se descartó inicialmente, puesto que no tiene sentido asignar el efecto de una determinada inversión al ejercicio en que se produce, ya que su consumo o utilización redundaría en un período de tiempo más dilatado y difícil de determinar. La consideración de retardos para la inversión en educación era otra posibilidad, pero resultaba, en principio, bastante arbitrario elegir un período de retardo por el mencionado desconocimiento de su período de influencia.

En todo caso, la idoneidad de acumular inversiones en períodos retardados reconducía el proceso de selección de un indicador a la consideración de la variable *stock* de capital donde revertían las sucesivas inversiones. El stock de capital en educación será además una medida que, en cierto modo, considera la historia de los gastos sucesivos realizados sobre distintas generaciones de alumnos que, con fluidez y en un proceso continuo, van saliendo del sistema educativo. Por tanto, la consideración del *stock* de capital público en educación permite, en cierto modo, considerar un amplio período de realización de gastos en educación que, en alguna medida, estarán revirtiendo sobre los perceptores de rentas en la actualidad.

Por estas razones y ante la falta de datos sobre gastos totales en los tres cortes temporales en series suficientemente largas para aplicar los retardos por los procesos descritos en el capítulo 4, se utilizaron finalmente las cifras del *stock* de capital en educación *per cápita* existente en cada provincia. Como se ha señalado, esta variable, aunque no incluye los gastos corrientes en educación de cada ejercicio, ofrece una idea más fiel del equipamiento de cada provincia de cara a la provisión del servicio educativo en un instante dado, al que se llega mediante las inversiones de sucesivos ejercicios y eliminado el capital fijo consumido en cada año.

A partir de la variable *stock* de capital en educación, se han realizado diferentes estimaciones de los modelos con datos de la variable referidos a cada corte temporal y datos que incorporaban diferentes retardos menores que 18 años (el máximo que permitían los datos). También se realizaron pruebas con indicadores consistentes en incrementos absolutos y porcentuales de acuerdo a los períodos de observación disponibles⁸. En todos ellos, los coeficientes correspondientes no resultan significativos, siendo los restantes resultados muy similares a los comentados en los modelos del epígrafe anterior; dicha similitud nos lleva a no presentar aquí los resultados obtenidos.

Finalmente, se optó por presentar los resultados de los modelos que utilizaban como regresor la variable $CEDU(ret)$, cuyo proceso de construcción ya ha sido descrito en el epígrafe dedicado a la ecuación del parámetro de igualdad de la distribución gamma. Dicha variable se construía con el fin de respetar al máximo la filosofía de los diferentes indicadores de gasto y en consonancia con las limitaciones temporales de las series disponibles.

Después de todas las pruebas e intentos llevados a cabo para medir el efecto de la inversión y el gasto en educación sobre las distribuciones personales de la renta, hay que señalar que las estimaciones realizadas no revelan una influencia significativa de este factor sobre los parámetros de igualdad de los modelos gamma y Dagum. Esta conclusión no nos lleva a poner en tela de juicio el efecto igualador de las políticas de apoyo a la educación pública, apoyado por Oliver, Ramos y Raymond (2001), entre otros, sino que saca a la luz

⁸ Se estimó también un modelo para 1990 que tenía como regresor un indicador construido con datos del *stock* de capital fijo existente desde 1955, inicio de las series de capital; sin embargo, el coeficiente de dicha variable tampoco resultó significativo.

los siguientes aspectos sobre la compleja relación del gasto en educación y la desigualdad de la renta:

- Existe una gran dificultad en la construcción y selección de indicadores que midan el efecto de los gastos de educación, dado el desfase temporal entre la realización del gasto y el período de obtención del rendimiento del mismo. Un planteamiento completo del problema es prácticamente inabordable dada la variedad de formas de adquisición de formación y capacitación. Se dispone de datos referentes a los niveles académicos formales pero, por ejemplo, no están disponibles datos sobre reciclaje y formación en el puesto de trabajo que prolongan la fase de adquisición de capital humano.
- La consideración de estas medidas en estudios agregados de corte transversal hace todavía más dificultosa su medición puesto que, en un momento del tiempo, conviven individuos con diferente nivel de formación, diferentes edades y, por tanto, diferentes períodos de retardo en la imputación de la inversión destinada a su formación. La consideración de medias aritméticas o supuestos de independencia simplifica en exceso un problema bastante complicado y esconde la variabilidad de comportamientos. Por tanto, si se pudiera aplicar este enfoque a cualquier estudio habría que intentar refinar en lo posible los indicadores que se utilicen, considerando desagregaciones de la población por niveles de estudio y edades, y repartiendo también la inversión según diferentes niveles educativos. Esto sólo será posible si se dispone de estadísticas que proporcionen series largas de los conceptos adecuados, lo que no es habitual.
- De acuerdo a los diferentes modelos estimados, los porcentajes por niveles de educación de la población activa, en un momento dado, sí que resultan significativos en la reducción de la desigualdad, lo que corrobora este papel tradicionalmente atribuido a la educación. Estos niveles actuales son los que finalmente inciden en la obtención de rentas por los individuos. Uno de los factores que han contribuido a la consecución de los niveles educativos serán, sin duda, los gastos públicos y privados destinados a la educación. Los gastos privados no han podido ser tratados en este estudio por lo que el alcance del trabajo será, en este punto, parcial y centrado únicamente en los gastos públicos.

- Hay que advertir que, en la consecución de un determinado nivel educativo por parte de la población, no sólo inciden unos mayores gastos públicos en educación que redunden en conseguir la igualdad de oportunidades. La demanda de educación también está motivada por el nivel de desarrollo y de renta del país, lo que permite a las familias e individuos apostar e invertir en educación, al disponer de ingresos adicionales que permiten la posibilidad de demora en la incorporación al mercado laboral. Este factor abre un abanico de elementos que contribuyen, además del gasto en educación, a elevar la propensión a adquirir capital humano.
- La inversión en educación no es un proceso directo con resultados garantizados que vaya a producir directamente una mejora del nivel educativo del individuo. Para que la inversión tenga rendimientos, deberá ser eficiente el sistema educativo a la vez que intervendrán determinados factores relacionados con la capacidad y el entorno de los individuos. No existe, por tanto, una relación directa entre inversión educativa y consecución de resultados académicos.

Todos estos factores señalados, se combinan difuminando la posibilidad de una medición clara de los efectos directos de la inversión en educación sobre la desigualdad, por lo que los resultados no significativos en los modelos estimados no resultan tan sorprendentes.

5.7. Resumen y conclusiones

La consideración conjunta de los resultados de los modelos estimados para la distribución gamma y Dagum, permite obtener las siguientes conclusiones que se presentan a modo de resumen:

- El factor que tiene una mayor influencia sobre el parámetro de escala, y por tanto sobre el nivel medio de renta de las distribuciones, es el factor capital humano, representado por el porcentaje de personas con estudios medios y superiores en la población activa. Su influencia es apreciable en cada uno de los tres cortes temporales estudiados, si bien es netamente superior en 1980 y 1990, donde esta medida de la calidad del factor

trabajo consolida su papel preponderante frente a variables representativas de medidas de *stock* de capital y trabajo de la función de producción habitual.

- Las transferencias netas constituyen un factor cuyo efecto sobre el parámetro de escala es sólo estadísticamente significativo en 1990, donde se observa su repercusión en el aumento del nivel de renta disponible.
- El peso relativo del sector primario está asociado a menores niveles de renta, ya que presenta coeficientes negativos significativos en la ecuación correspondiente al parámetro de escala de la distribución de Dagum.
- En general, valores altos de las estimaciones de los parámetros de igualdad están asociados a niveles de renta bajos, indicados por los parámetros de escala. En el caso de la distribución gamma, la mutua interacción entre ambos tipos de parámetros se muestra de forma más clara en un sentido: el que atribuye al parámetro de escala el papel de causa y al parámetro de igualdad el papel de efecto.
- El peso, en términos de empleo, del sector primario es uno de los factores que más claramente repercuten en la reducción de los parámetros de igualdad; por tanto, un sector agrícola y ganadero importante en la economía sectorial provincial está asociado a mayores niveles de desigualdad. Por otra parte, provincias con características más urbanas están asociadas a mayores valores estimados de los parámetros de igualdad.
- La tasa de paro se revela como un factor fundamental por su destacada influencia sobre los parámetros de igualdad de la distribución, en especial en el caso del único parámetro de igualdad de la distribución gamma. En la distribución de Dagum, la influencia negativa se reparte entre sus dos parámetros de igualdad, siendo δ la principal vía de actuación del desempleo sobre la distribución.
- Porcentajes elevados de individuos con niveles educativos bajos repercuten en aumentos de la desigualdad, haciéndose notar este efecto claramente en todos los cortes temporales del período 1973-1990, en el que la estructura de la población por niveles educativos experimenta una transformación intensa. La influencia del factor educativo

se manifiesta sobre todo en indicadores generales de igualdad como el parámetro de igualdad de la distribución gamma.

- La inflación no tiene efectos estadísticamente significativos sobre los parámetros de la distribución en los años 1980 y 1990, aunque los signos de los coeficientes de esta variable en los modelos estimados apuntan una asociación a niveles altos de desigualdad, siendo este mismo efecto significativo en 1973.
- Según los diferentes modelos estimados específicamente para este propósito, los coeficientes de los indicadores de medidas de gasto público en educación no muestran una influencia significativa sobre los parámetros de igualdad. El alcance de este resultado se ve limitado por las dificultades de medición del efecto de este factor, debido a la inexistencia de series largas de las variables adecuadas.
- Las variables relacionadas con elementos y características básicas del sistema impositivo no contribuyen a reducir la desigualdad de la distribución, indicando que aún quedaba por completar, en 1990, la tarea de inyectar progresividad al sistema fiscal para que cumpliera de una forma más eficiente su función redistribuidora.
- Las políticas de gasto en transferencias en general, y de prestaciones sociales en particular, sí que tienen efectos en la reducción de la desigualdad de las distribuciones, aunque este efecto sólo es perceptible y estadísticamente significativo en el último corte temporal correspondiente a 1990.