Universidad de Alcalá

Factores, condiciones y modelos de la distribución personal de la renta en España

Carmelo García Pérez

Tesis de Doctorado

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Director: Dr. D. Francisco Javier Callealta Barroso
Dr. D. José Javier Núñez Velázquez

2003

Universidad de Alcalá

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Departamento de Estadística, Estructura Económica y Organización Económica Internacional

Factores Condicionantes y Modelos de la Distribución Personal de la Renta en España

TESIS DOCTORAL

Presentada por:
Carmelo García Pérez
Dirigida por:
Dr. Francisco Javier Callealta Barroso
Dr. José Javier Núñez Velázquez

Alcalá de Henares, 2003

Índice

Introducción general 1

Capítulo 1

1. Enfoques de estudio de la distribución personal de la renta 9

1.1. Introducción 9

1.2. La modelización probabilística de la distribución personal de la renta 11

1.2.1. Introducción 11

1.2.2. Propiedades deseables para los modelos probabilísticos de distribuciones de renta 12

1.2.3. Sistemas generadores de modelos probabilísticos de la distribución personal de la renta 14

1.2.4. Caracterización de los parámetros que habitualmente intervienen en los modelos probabilísticos de la distribución personal de la renta 17

1.3. El estudio de los factores determinantes de la distribución personal de la renta 31

1.3.1. Panorámica general y evolución histórica de la teoría económica sobre la distribución personal de la renta 31

1.3.2. La capacidad 37

1.3.3. Los factores estocásticos 41

1.3.4. La edad y el ciclo vital 46

1.3.5. La elección individual 48
1.3.6. El capital humano 50
1.3.7. La herencia 57
1.3.8. Los factores demográficos 62
1.3.9. Los factores macroeconómicos 65
1.3.10. Otros factores 68
1.3.11. La actuación conjunta de los distintos factores: teorías completas 70

1.4. Consideraciones sobre la relación del estudio económico de los factores determinantes con la modelización probabilística de la distribución personal de la renta 74

Capítulo 2

2. Modelización probabilística de la distribución personal de la renta y modelos económicos: Una propuesta de integración 77

2.1. Introducción 77

2.2. Los primeros intentos de integración 78

2.3. Aportaciones recientes a la construcción de modelos económicos que generan distribuciones estadísticas 82
2.3.1. Los modelos de Parker (1996, 1999) 82
2.3.1.1. Una formulación alternativa del modelo de Parker: La propuesta de García, Callealta y Núñez (1998) 87
2.3.2. Los modelos de elección de ocupaciones: El modelo de Sattinger (1996) 91
2.3.3. El modelo de Creedy, Lye y Martin (1996) 93

2.4. El estudio de las estimaciones paramétricas mediante modelos de regresión múltiple 99
2.4.1. El estudio pionero de Thurow (1970) 99
2.4.2. Aportaciones de Salem y Mount (1974) 102

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

2.4.3. Los trabajos de Black, Hayes y Slottje (1989) y Molina y Cobb (1992) 103

2.5. Algunas consideraciones críticas sobre los enfoques integradores 105

2.6. Propuesta metodológica para la construcción de un modelo integrado 107

Capítulo 3

3. Modelización probabilística de la distribución personal de la renta en España. Análisis paramétrico y estimación de modelos para las provincias españolas 119

3.1. Fuentes estadísticas para el estudio de la renta personal. El concepto de renta utilizado 119

3.2. Selección de modelos probabilísticos para la modelización paramétrica de la distribución personal de la renta en España 126

3.2.1. Criterios utilizados para la selección de modelos 126

3.3. Estudio teórico de las distribuciones seleccionadas 129

3.3.1. La distribución gamma 129

3.3.2. Los modelos de Dagum de tipos I, II y III 132

3.4. Análisis teórico de los parámetros de los modelos seleccionados 138

3.4.1. Análisis de los parámetros de la distribución gamma 138

3.4.1.1. Análisis del parámetro λ 138

3.4.1.2. Análisis del parámetro α 143

3.4.1.3. Conclusiones sobre el significado económico de los parámetros de la distribución gamma 148

3.4.2. Análisis de los parámetros de los modelos de Dagum 150

3.4.2.1. Análisis del parámetro α 150

3.4.2.2. Análisis del parámetro λ 160

3.4.2.3. Análisis del parámetro δ 165

3.4.2.4. Análisis del parámetro β 172

3.4.2.5. Conclusiones sobre el significado económico de los parámetros 179

3.5. Estimación de los parámetros de los modelos seleccionados 182

3.5.1. Métodos aplicados para la estimación de los parámetros 182

3.5.2. Resultados de los ajustes de las distribuciones provinciales en España durante el período 1973-1991 183

3.6. Análisis de la estimaciones de los parámetros obtenidas para el total nacional y las provincias españolas 188

3.6.1. Análisis de las estimaciones de los parámetros de la distribución gamma 188

3.6.1.1. Evolución de las estimaciones de los parámetros 188

3.6.1.2. Estudio de las relaciones entre las estimaciones de los parámetros..... 192

3.6.2. Análisis de las estimaciones de los parámetros de los modelos de Dagum..... 194

3.6.2.1. Evolución de las estimaciones de los parámetros 194

3.6.2.2. Estudio de las relaciones entre las estimaciones de los parámetros..... 199

Capítulo 4

4. Factores determinantes de la distribución personal de la renta. Selección y análisis de indicadores agregados para las provincias españolas 207

4.1. Introducción 207

4.2. Delimitación y tratamiento de los factores determinantes de la distribución personal de la renta en el nivel agregado 208

4.2.1. Los factores determinantes de la distribución personal de la renta en los estudios de tipo agregado. Revisión teórica y aportaciones recientes 209

4.2.2. La consideración de indicadores agregados sobre factores cuyo desarrollo teórico ha tenido lugar bajo un enfoque microeconómico 214

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

4.2.3. Indicadores del efecto del gasto público en educación y la problemática de la imputación temporal de los gastos efectivos 224

4.3. Fuentes estadísticas disponibles para el estudio de los factores determinantes de la distribución personal de la renta en un nivel agregado. Base de datos para las provincias españolas en el período 1973-1991 232

4.4. Evolución de los principales factores económicos determinantes de la distribución de la renta en el caso español (1973-1991)..... 238

4.4.1. Indicadores macroeconómicos 238

4.4.2. Indicadores demográficos 249

4.4.3. Indicadores referentes al capital humano 255

4.4.4. Indicadores referentes a ingresos y gastos públicos 256

4.4.5. Otros indicadores 261

4.4.6. Consideraciones finales 261

Capítulo 5

5. Modelos explicativos de la distribución personal de la renta en España (1973-1991) 265

5.1. Introducción 265

5.2. Los datos y la estructura de los modelos a estimar 266

5.3. Métodos utilizados en la estimación de los sistemas de ecuaciones simultáneas.... 269

5.4. El modelo propuesto para la distribución gamma 272

5.4.1. Ecuación para el parámetro de escala de la distribución gamma..... 272

5.4.2. Ecuación para el parámetro de igualdad α de la distribución gamma..... 278

5.4.3. Estimación del sistema de ecuaciones propuesto para los parámetros de la distribución gamma. Resultados para las provincias españolas en el período 1973-1991 283

5.4.4. Análisis de los resultados obtenidos y conclusiones 285

5.5. El modelo propuesto para la distribución de Dagum 289

5.5.1. Ecuación para el parámetro de escala de la distribución de Dagum 290

5.5.2. Ecuación para el parámetro de igualdad β 291

5.5.3. Ecuación para el parámetro de igualdad δ 294

5.5.4. Estimación del sistema de ecuaciones propuesto para los parámetros de la distribución de Dagum. Resultados para las provincias españolas en el período 1973-1991 297

5.5.5. Análisis de los resultados obtenidos y conclusiones 299

5.6. Tratamientos alternativos de los indicadores de gasto en educación en los modelos estimados 303

5.7. Resumen y conclusiones 312

Conclusiones y líneas futuras de investigación 315

Bibliografía 331

Anexo 355

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Introducción general

Desde el origen del pensamiento económico, la problemática relativa a la distribución personal de la renta ha centrado la atención de economistas de las más diversas corrientes. La explicación de las divergencias de renta existentes entre los individuos ha sido tratada desde diferentes perspectivas, algunas de ellas parciales y, en general, polémicas por el fuerte contenido ideológico del tema.

A pesar de este interés inicial, ya patente en las obras de Adam Smith (1776), no parece existir en la actualidad una teoría económica consensuada que incluya todos los aspectos referentes a la distribución personal de la renta, a diferencia del análisis de la distribución funcional, desarrollado ampliamente a partir de los trabajos de David Ricardo (1817).

Los estudios sobre la distribución personal de la renta adquieren un desarrollo propio cuando, a finales del siglo XIX, la publicación de los primeros trabajos de Pareto supone el inicio de la denominada por Dagum (1980b, p. 878) "*era cuantitativa*" del análisis de la distribución personal de la renta. Esta línea de investigación, que recibe numerosas contribuciones de un gran número de economistas, matemáticos y estadísticos, en opinión de autores como Dagum (1996), Baró (1982) o Sahota (1976), todavía no ha encontrado su lugar en el seno de la teoría económica.

El estudio cuantitativo de la distribución personal de la renta se ha centrado en diferentes áreas de interés. El mayor número de aportaciones se ha recibido en temas tales

como la medición del nivel de desigualdad[1], la medición del nivel de pobreza (Sen, 1976), la introducción de aspectos distributivos en las funciones e indicadores de bienestar (Atkinson, 1970) o el análisis de la repercusión de determinadas políticas del Estado sobre la redistribución (Jacobson, 1976 y Kakwani, 1977).

Además de estos centros de interés, dentro de los estudios cuantitativos de la distribución personal de la renta, se ha desarrollado una fructífera línea de investigación consistente en la propuesta de modelos probabilísticos destinados a resumir con un pequeño conjunto de parámetros la compleja realidad de la distribución global. Los numerosos trabajos[2] de esta línea se centran, básicamente, en la especificación de nuevas formas funcionales y en la mejora de los métodos de estimación de sus parámetros, prescindiendo, en ocasiones, de fundamentos de tipo económico, que son sustituidos por la superación de exigencias de bondad de ajuste, para elegir entre modelos alternativos.

Esta patente falta de complementariedad entre la modelización probabilística y su fundamentación económica es un peligro constante en el desarrollo de los estudios sobre la distribución personal de la renta. En este sentido, Creedy (1996, p. 5), en la introducción de un volumen de la revista *Journal of Income Distribution* dedicado monográficamente al tema *"Modelos y formas funcionales de la distribución de la renta"*, señala la necesidad que existe de crear *"vínculos entre modelos económicos y estadísticos"* para evitar *"los usos y comparaciones arbitrarias entre formas funcionales alternativas de la distribución de la renta"*. El citado volumen, compuesto por siete artículos que combinan la modelización económica y la estadística, pretendía estimular la realización de trabajos en este área presentando las aportaciones más recientes desarrolladas entre los años 1993 y 1994.

Bajo la influencia de planteamientos similares a los de Creedy, se inició la elaboración de esta tesis doctoral enmarcada en el objetivo amplio de conciliar dos líneas paralelas de investigación: el estudio de los factores determinantes de la distribución personal de la renta, desarrollado fundamentalmente mediante modelos econométricos referentes a rentas individuales, y la modelización probabilística de la distribución,

[1] Entre otros muchos trabajos pueden destacarse los de Lorenz (1905), Dalton (1920), Gini (1936), Atkinson (1970), Sen (1973), Cowell (1980) y Shorrocks (1980, 1983).
[2] Amoroso (1925), Gibrat (1931), Thurow (1970), Salem y Mount (1974), Singh y Maddala (1976), Dagum (1977a) y McDonald (1984), entre otros.

edificada sobre la base de un sólido conjunto de métodos y técnicas estadísticas desarrolladas rigurosamente. Así, en este trabajo, se trata de elaborar una propuesta metodológica concreta que permita abordar el análisis del efecto de los factores determinantes sobre la distribución personal de la renta, representada ésta por los parámetros de un modelo probabilístico adecuado. Esta propuesta teórica y su posterior aplicación en un estudio del caso español constituyen el objetivo central de la investigación.

La estructura del plan desarrollado para lograr este objetivo se reproduce fielmente en el índice de contenidos presentado. En dicho índice se desglosan las sucesivas tareas acometidas en este estudio del que se desgajan otras líneas abiertas de investigación que podrán abordarse en el futuro.

Así, en el primer capítulo, se lleva a cabo la revisión y actualización de los dos enfoques de estudio que se pretende integrar (modelización probabilística y estudio de los factores determinantes de la distribución) con el fin de situar el tema, actualizar los conocimientos acerca del desarrollo de ambas líneas de investigación y detectar, si existieran, sus conexiones.

El estudio de los factores determinantes de la distribución personal de la renta se ha desarrollado, básicamente, mediante la propuesta y estimación de modelos econométricos que intentan medir el efecto de factores como el capital humano, la herencia, la capacidad, la edad o el azar, sobre las rentas individuales. En este área de estudio, destacan por su abundancia y repercusión las aportaciones de los autores pertenecientes a la *Escuela del Capital Humano*, liderada principalmente por Mincer y Becker, y las de los autores defensores de la denominada *Teoría de la Herencia*, entre los que destacan Meade y Stiglitz. Los modelos propuestos en ambas líneas teóricas, en un principio claramente enfrentadas, van evolucionando en el sentido de considerar una amplia gama de factores de diferente procedencia; sin embargo, en general, no incorporan la modelización probabilística de la distribución como herramienta de análisis de los efectos de las medidas de política económica.

Hay que referirse a trabajos y autores concretos para encontrar elementos de unión entre la modelización probabilística de la distribución de la renta y su aplicación económica

en estudios causales. Así, en el capítulo 2, se acomete la identificación y el análisis de los vínculos existentes entre los dos enfoques, establecidos en un conjunto de trabajos previos pertenecientes a dos líneas diferenciadas de investigación: los modelos económicos generadores de distribuciones estadísticas (Parker, 1996 y 1999; Sattinger, 1996; Creedy, Lye y Martin, 1996) y el análisis de las estimaciones de los parámetros mediante modelos de regresión (Thurow, 1970; Salem y Mount, 1974; Black, Hayes y Slottje, 1989; Molina y Cobb, 1992). La primera línea reúne trabajos en los que se presenta un modelo económico, generalmente de oferta y demanda del mercado de trabajo, cuyo desarrollo permite obtener una función estadística para una distribución final de equilibrio de los ingresos salariales. Los autores de la segunda línea tratan de atribuir un significado económico a los parámetros de las distribuciones estadísticas mediante regresiones múltiples de éstos sobre un conjunto de indicadores de los factores, de tipo macroeconómico fundamentalmente.

La elección de la segunda de estas líneas, como sustrato de la propuesta que se formula en esta tesis, se apoya en su mayor flexibilidad y aplicabilidad frente a las estructuras teóricas, limitadas y sujetas a estrictos supuestos, de los modelos económicos generadores de distribuciones estadísticas; además, estos modelos proponen formas funcionales que no se ajustan a las distribuciones empíricas observadas y que se refieren exclusivamente a los ingresos salariales. La decisión de situar el trabajo en el enfoque basado en modelos de regresión no será obstáculo para la realización de una revisión crítica de los trabajos pertenecientes a esta línea de investigación, con el fin de detectar los elementos susceptibles de mejora, en el marco de una nueva propuesta alternativa de integración.

La presentación y el desarrollo del esquema de investigación de una metodología alternativa de integración de la modelización probabilística y el análisis económico de los determinantes de la distribución, objetivo central de este trabajo, cierra el segundo capítulo.

El esquema metodológico propuesto irá, pues, encaminado a la construcción de sistemas de ecuaciones simultáneas que permitan reproducir los efectos cruzados de los factores, representados por indicadores agregados, sobre los distintos aspectos de la distribución, reflejados en los parámetros de los modelos probabilísticos que actuarán como variables endógenas.

En consecuencia, para formular correctamente estos modelos, la metodología incluye dos tipos de análisis previos de los elementos que integran los modelos. Así, con la introducción de dichos análisis de parámetros e indicadores agregados de factores, se trata de evitar cualquier arbitrariedad en la formulación de las ecuaciones del modelo, mejorando el enfoque de Thurow (1970) y Molina y Cobb (1992), entre otros, quienes presentaban modelos en los que todas las ecuaciones de los parámetros eran independientes e idénticas en su estructura y en cuanto al conjunto de variables explicativas consideradas. El estudio realizado de los efectos de las variaciones de cada parámetro y de su relación con los factores dota de fundamento económico y funcionalidad a cada una de las ecuaciones, que además estarán ligadas según la estructura de correlaciones existente entre los parámetros.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Esta metodología se aplica al caso español utilizando, como variables a explicar, las estimaciones de los parámetros de las distribuciones provinciales de rentas personales y, como variables explicativas, los indicadores agregados de los factores determinantes calculados para cada una de las provincias.

Así pues, los siguientes capítulos contienen los análisis teóricos previos de parámetros e indicadores agregados, necesarios para el estudio aplicado a las provincias españolas. Para ello, se adopta el enfoque de la renta como aproximación de la posición económica de los individuos. La elección de la renta frente al gasto y la posterior delimitación precisa del concepto de renta adoptado son el resultado de un proceso de toma de decisiones que será convenientemente razonado y justificado, antes de proceder a la elección de las fuentes estadísticas adecuadas para formar las distribuciones de renta provinciales.

El análisis de los parámetros de los modelos seleccionados para las provincias españolas se aborda en el capítulo 3. La primera decisión que condicionará dicho análisis es la selección de los modelos estadísticos que mejor se ajustan a las distribuciones empíricas y que presentan el mayor número de ventajas (fundamento económico de generación, facilidad de manipulación analítica, etc.) para el análisis causal. Tras seleccionar la distribución gamma biparamétrica y los distintos modelos de Dagum, con base a estos criterios y otros adicionales que se detallarán en el epígrafe correspondiente, se realiza un estudio teórico de las distribuciones elegidas, con especial profundidad en los aspectos que puedan ser determinantes en el análisis del significado económico de sus parámetros. Para clarificar dicho significado, se

utilizan herramientas que permiten determinar con precisión la forma en que la variación de un parámetro afecta a aspectos fundamentales de la distribución.

Estas herramientas se desarrollan a partir de la obtención de las expresiones de las derivadas parciales y las elasticidades de la renta media y de indicadores de desigualdad, con respecto a cada uno de los parámetros. Adicionalmente, el análisis de la repercusión de las variaciones de los parámetros sobre todos los percentiles de la distribución será un instrumento adecuado para determinar los intervalos de rentas en los que se centra la influencia de cada parámetro. Las conclusiones obtenidas en este estudio de sensibilidad permiten valorar la importancia y la forma del efecto de los parámetros sobre las características más relevantes de la distribución, circunstancia que facilitará la interpretación económica.

Una vez realizada esta aproximación teórica al significado de los parámetros, se obtienen sus estimaciones en las distribuciones seleccionadas, por el método de máxima verosimilitud, a partir de los datos de rentas brutas familiares disponibles, corregidas por ocultación, procedentes de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares.

Para concluir el capítulo 3, se realiza un análisis de estas estimaciones, en cuanto a su evolución y estructura de correlaciones, que revela interesantes conclusiones sobre los cambios experimentados por la distribución personal de la renta en España durante el período 1973-1991, una vez determinado el significado de cada parámetro. El estudio de las relaciones entre los parámetros se completará con la construcción de un indicador, basado en el Análisis de Componentes Principales de las estimaciones de los parámetros de los modelos de Dagum. La interpretación de este indicador permitirá diferenciar los patrones distributivos seguidos por cada una de las provincias.

En el capítulo 4, se lleva a cabo el análisis previo de los restantes elementos del modelo integrado: los indicadores agregados de los factores. Con este fin, se realiza, en primer lugar, una revisión de la literatura reciente sobre los indicadores agregados utilizados en los estudios sobre distribución personal de la renta, así como una adaptación para el nivel agregado de las variables utilizadas en el enfoque econométrico del estudio de los factores determinantes.

En este marco, se estudia la problemática referente a la construcción de los

indicadores agregados de determinados factores que no tienen una repercusión inmediata sino diferida sobre la distribución. Este es el caso de los indicadores de gasto en educación cuya influencia sobre las rentas de los individuos se produce cuando éstos comienzan a obtener una rentabilidad económica de los conocimientos adquiridos. A partir de diferentes posibilidades de disposición de fuentes de datos, referentes a la estructura de edades y los niveles de formación de la población, se proponen varios indicadores del gasto en educación que es efectivo en un momento dado del tiempo.

Con el objetivo de obtener el valor de los indicadores agregados para cada una de las provincias españolas, se ha confeccionado una amplia base de datos integrada por variables relacionadas con cada uno de los factores determinantes acotados previamente. Esta base de datos, cuya descripción pormenorizada figura en el Anexo, supone un exhaustivo intento de recopilación de datos de carácter regional que permite realizar un análisis individualizado de la evolución de los resultados proporcionados por los indicadores agregados para el caso español.

Una vez analizados los elementos integrantes, el último capítulo de la tesis se dedica a la construcción, estimación e interpretación de los modelos finales que ligan indicadores de factores con parámetros de distribuciones. Cada una de las ecuaciones de dichos modelos se justifica de acuerdo con el significado económico del parámetro que actúa como variable endógena. Dicho significado determina qué indicadores agregados deben formar parte de la ecuación y el modo de interacción entre los mismos. Por otra parte, se introduce, en los sistemas de ecuaciones, el esquema de relaciones existente entre los distintos parámetros, según las características de la distribución que cada uno representa y las correlaciones empíricas observadas en la práctica.

Una vez definidas las estructuras de los sistemas de ecuaciones simultáneas, se procede a la estimación de sus coeficientes, por el método de mínimos cuadrados trietápicos, y al cálculo de los estadísticos que permiten realizar un diagnóstico del modelo estimado. Las estimaciones de los modelos permiten detectar qué factores han sido los más influyentes sobre la distribución personal de la renta en España en el período de interés y cómo ha sido su actuación. De esta forma, se realiza un análisis económico del proceso de formación de la distribución personal de la renta, utilizando la potente herramienta de la modelización probabilística, disponible para este fin y poco utilizada hasta el momento.

Finalmente, se presentan las conclusiones obtenidas en la tesis, de forma general y estructuradas por capítulos, y se sugieren las líneas futuras de investigación que quedan abiertas a lo largo del desarrollo de este trabajo.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Capítulo 1

Enfoques de estudio de la distribución personal de la renta

1.1. Introducción

Con los trabajos de Pareto (1897) y Gini (1909), dedicados al problema de la distribución personal del ingreso y la medida de la desigualdad, se inicia una vertiente de estudio que, como señala Dagum (1977a, p.838), se caracteriza por un marcado carácter *"esencialmente estadístico y probabilista sin haberse plenamente integrado en el contexto de la teoría económica"*.

Este tipo de estudios es continuado por un amplio grupo de autores que abundan en el estudio cuantitativo de la distribución de la renta. En esta línea de investigación, intervienen economistas, matemáticos y estadísticos que proporcionan rigurosas especificaciones de modelos probabilísticos para la distribución personal de la renta, desarrollan y aplican técnicas avanzadas de estimación o proponen y analizan axiomáticas y medidas de desigualdad de la distribución. La modelización paramétrica[1] se constituye, en este ámbito, como uno de los núcleos del estudio estadístico de la distribución personal de la renta.

[1] Se ha desarrollado también, en menor medida, un enfoque no paramétrico para la modelización de la distribución personal de la renta que no asume ninguna forma funcional especificada previamente como modelo. Una panorámica de este enfoque y de los problemas estadísticos que afrontan los diferentes autores del mismo se presenta, en un nivel general, en Silverman (1986) y con aplicaciones al estudio de las distribuciones de renta en el capítulo 5 y apéndice del libro de Cowell (1995) y en el artículo de Pudney (1993).

Los desarrollos de la modelización probabilística de la distribución personal de la renta van constituyendo un conjunto de herramientas en torno a las numerosas funciones estadísticas propuestas para la descripción y análisis de las distribuciones observadas. Estas distribuciones teóricas presentan, entre otras, las siguientes ventajas señaladas por Prieto Alaiz (1998):

- Simplifican cualquier estudio sobre el análisis de la distribución.
- Permiten comparar entre distribuciones, a través del tiempo y el espacio, analizando la evolución de los parámetros estimados.
- Permiten expresar los índices de desigualdad y pobreza a partir de los parámetros de la función de densidad, simplificando la estimación y el análisis de sus propiedades estadísticas.
- Son instrumentos de análisis del impacto que tienen ciertas acciones de política económica sobre la distribución personal de la renta, a través del estudio de la variación de las estimaciones de los parámetros.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Sin embargo, estas ventajas se quedan habitualmente sin explotar y los trabajos no llegan más allá de la propuesta y estimación de distribuciones probabilísticas, a falta de que las estimaciones de parámetros obtenidas puedan ser utilizadas en el análisis económico de los mecanismos causales de la distribución personal de la renta.

El objetivo genérico de este trabajo será el desarrollo de nuevas aportaciones al establecimiento de vínculos de unión entre la modelización paramétrica y los estudios económico-causales de los factores determinantes de la distribución personal de la renta, con el fin último de aplicar las herramientas estadísticas de modelización en el análisis económico del fenómeno distributivo en el caso español.

Para abordar la consecución de este objetivo, se requiere, previamente, un conocimiento del desarrollo paralelo de los dos enfoques de estudio. Así, el primer capítulo se dedicará al estudio independiente de estas dos ramas, lo que permitirá:

- Realizar una valoración del desarrollo y estado actual de los trabajos en ambos enfoques.
- Incidir especialmente y realizar algunas aportaciones sobre aquellos aspectos que pueden ser básicos para establecer relaciones entre ambos tipos de estudios.

En posteriores capítulos, se propondrá una metodología, para llevar a cabo este objetivo, que será materializada finalmente para el caso español.

1.2. La modelización probabilística de la distribución personal de la renta

1.2.1. Introducción

La teoría de la modelización probabilística de la distribución personal de la renta, desarrollada sobre la base de los trabajos de Pareto (1897), parte de la formalización de una serie de conceptos a partir de la consideración de la renta personal como una variable aleatoria *X*, siendo x_i la renta personal que percibe un individuo genérico *i*.

La distribución personal de la renta en una población de tamaño *N* puede representarse por el vector de dimensión finita $(x_1, x_2, ..., x_N)$. Al tratarse de poblaciones grandes, aunque finitas, en las que la variable renta toma numerosos valores, modelizaremos *X* como una variable aleatoria continua. En este contexto, la modelización paramétrica tiene como objetivo la propuesta a priori y posterior estimación de un modelo probabilístico para la distribución personal de la renta definido por una familia de funciones de distribución, $\{F(x;\theta);\theta \in \Theta\}$, o de densidad, $\{f(x;\theta);\theta \in \Theta\}$, perfectamente especificadas salvo un vector θ de parámetros desconocidos pertenecientes al espacio paramétrico Θ.

El método de trabajo en este campo de estudio consistirá por tanto, en primer lugar, en la especificación de una forma funcional adecuada para la modelización de la distribución empírica que se obtiene de los datos disponibles y, posteriormente, la estimación de los parámetros de la forma funcional seleccionada de acuerdo a criterios estadísticos adecuados.

Entre los autores continuadores de esta línea de investigación iniciada por Pareto, a finales del siglo XIX, se encuentra Gibrat (1931), que utilizó la distribución lognormal; Amoroso (1925), que especificó y estimó los parámetros de la distribución gamma generalizada; Salem y Mount (1974), que emplearon una gamma biparamétrica (tipo III del sistema de Pearson, que es un caso particular del modelo de Amoroso); Bartels y Van Metelen (1975), que aplicaron los modelos gamma, lognormal y la distribución de Weibull; Thurow

(1970) y Kakwani y Podder (1976) que utilizaron la distribución beta; y Singh y Maddala (1976) y Dagum (1977a) que proponen sus propios modelos. Estos mismos autores realizan estudios comparativos de las distintas funciones propuestas, entre los que destaca el trabajo de Dagum (1977a), que compara los ajustes realizados para las distribuciones que llevan su nombre con otros modelos alternativos, verificando una mejora en las medidas de bondad de ajuste, o el de McDonald y Ransom (1979) en el que aportan resultados comparativos para el caso de Estados Unidos.

A continuación, se presenta una breve exposición de la teoría existente sobre la modelización paramétrica de las distribuciones de renta, que se completa con una caracterización de los parámetros pertenecientes a los modelos probabilísticos más utilizados en este campo.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

1.2.2. Propiedades deseables para los modelos probabilísticos de las distribuciones de renta

Se han presentado diferentes relaciones de propiedades exigibles a las familias de funciones propuestas para modelizar la distribución personal de la renta. Así, pueden encontrarse enumeraciones de propiedades deseables en los trabajos de Aitchinson y Brown (1957), Dagum (1977a), Dagum (1990a), Callealta, Casas, y Núñez (1996) y Prieto Alaiz (1998), entre otros. Entre ellas, la más detallada y exhaustiva es la que proponen Callealta, Casas, y Núñez (1996) que clasifican las propiedades según cada uno de los aspectos de la distribución a los que se refieren; sin embargo, dado que este trabajo no trata de profundizar tanto en este enfoque estadístico de la distribución personal de la renta, como en su conexión con los estudios de tipo económico, señalamos a continuación las que consideramos más relevantes para nuestros fines:

1. *Las distribuciones estadísticas propuestas deben reflejar las características más representativas de las distribuciones de renta observadas* a lo largo del tiempo y del

espacio: rango de cero a infinito, asimetría a la derecha y pequeño número de momentos finitos para que su cola derecha sea pesada[2], entre otras.

En relación con esta propiedad es generalmente aceptado exigir el cumplimiento de la ley débil de Pareto; es decir, la convergencia estocástica al modelo de Pareto para niveles altos de rentas, lo que significa que la función que expresa la probabilidad de que un individuo tenga una renta superior a una dada, a niveles altos de renta, tiende a presentar una elasticidad negativa y constante.

2. *Los modelos estadísticos deben estar dotados de un fundamento económico*. Se admite el cumplimiento de esta propiedad si la distribución se genera a partir de un modelo económico de generación de ingresos (Parker, 1996), si modeliza una característica regularmente observada en las distribuciones de renta (Pareto, 1897; Dagum, 1977a) o si se puede deducir la interpretación económica de los parámetros de la función propuesta (Thurow, 1970).

3. *Conviene que las funciones propuestas reúnan un requisito de simplicidad en cuanto a su número de parámetros y su manejabilidad analítica.* Aunque los modelos con pocos parámetros presentan, en general, un peor comportamiento en cuanto a la descripción del rango completo de la renta, siempre serán preferibles, una vez superados determinados requisitos de bondad de ajuste, puesto que permiten expresar de forma más sencilla determinadas características de la distribución como, por ejemplo, los índices de desigualdad. Además, los modelos sencillos permiten interpretaciones menos complejas y son más fáciles de integrar en modelos de simulación y previsión.

4. *Los modelos propuestos deben proporcionar un buen ajuste* a los datos observados, lo que significará la obtención de una buena aproximación al fenómeno económico real objeto de estudio. Así, se debe buscar un buen ajuste para la totalidad del rango de la variable renta, no sólo de la parte central de la distribución sino también de las colas, tan influyentes sobre la desigualdad. Con este fin, no se deben tampoco descuidar los diferentes aspectos que pueden influir en la comprobación de la bondad del ajuste y en la especificación del

[2] Es decir, la función tiende asintóticamente a anularse pero no su derivada. Véase, por ejemplo, Dagum (1990a).

modelo: proceso adecuado de estimación, selección del test estadístico de bondad de ajuste, etc.

1.2.3. Sistemas generadores de modelos probabilísticos de la distribución personal de la renta

Desde que Pareto introdujera su modelo de tipo I, él y autores posteriores ampliaron sistemáticamente la propuesta de numerosos modelos alternativos. Esta multiplicidad de distribuciones, provoca la necesidad de estructurar y clasificar las mismas según sus propiedades y la estructura básica que las genera. La clasificación puede llevarse a cabo mediante las denominadas familias o sistemas de distribuciones que agrupan los diferentes modelos propuestos para la distribución personal de la renta. Dichos sistemas son los siguientes:

1. Sistema de Pearson.

   Las funciones de distribución de probabilidad pertenecientes a este sistema constituyen la solución de una ecuación diferencial que es capaz de representar diferentes características de un gran número de funciones de probabilidad, entre ellas la anulación de la primera derivada para algunos valores de la variable. La ecuación diferencial mencionada es la siguiente:

$$\frac{df(x)}{dx} = \frac{(x-a)\cdot f(x)}{(b_0 + b_1 x + b_2 x^2)}$$

   siendo *f(x)* una función de densidad definida sobre un intervalo real [*u* , *v*).

   Este sistema es amplio e incluye, directamente o a través de transformaciones, funciones propuestas como modelos de distribuciones de renta[3], entre las que pueden citarse: Pareto I y II, beta biparamétrica, gamma biparamétrica, beta generalizada, normal,

[3] Una tabla resumen de las propiedades de cada una de las distribuciones que se citan y otras que modelizan distribuciones personales de la renta puede verse en Callealta, Casas y Núñez (1996).

gamma generalizada, logarítmico normal y la transformación logarítmica hacia la t de Student (Log-Student).

2. Sistema de D'Addario.

D'Addario (1949) especifica un nuevo sistema generador mediante la generalización de enfoques ya planteados en trabajos anteriores[4], en los que se utilizaba el concepto de función generadora de probabilidad y de función de transformación. Así, al igual que Edgeworth planteaba la distribución normal como generadora de probabilidad para llegar, mediante una transformación logarítmica, a la distribución logarítmico normal, D'Addario especifica su sistema mediante un par de funciones que le permiten englobar los enfoques anteriores.

Las distribuciones se generan a partir de una variable aleatoria X con función de densidad:

$$g(x) = \frac{A}{b + e^{x^{\frac{1}{p}}}}, \quad x > 0, \quad p > 0, \quad A > 0, \quad b > -1$$

mediante la transformación $Y = h^{-1}(x)$, solución de la ecuación diferencial:

$$x^q . \frac{dx}{dy} = \frac{a}{y - c}, \quad c < y_0 \leq y < +\infty, \quad a \neq 0, \quad q \in \Re$$

De este sistema se derivan muchas distribuciones bien conocidas, entre ellas la exponencial, Ji-2, Ji, gamma estándar, gamma generalizada (3 parámetros), gamma generalizada (4 parámetros), mitad derecha de la distribución normal, Vinci, March, Weibull, Rayleigh y Maxwell.

3. Sistema de Dagum

Este sistema se basa en la formalización de una característica observada regularmente en las distribuciones de renta de una gran variedad de países. Dagum (1977a, p.421) comprueba que estas distribuciones "*presentan sistemáticamente un comportamiento*

[4] Véase Edgeworth (1898).

decreciente, y en general cóncavo, de la elasticidad-ingreso de la distribución acumulada F(x). Comienza a partir de un valor finito de la elasticidad (...) y decrece hasta tomar el valor cero cuando F(x) tiende a uno". Mediante la especificación matemática de esta característica empírica a través de una ecuación diferencial, Dagum presenta su sistema generador de la siguiente forma

$$\varepsilon\left(F(x)-\alpha, x\right)=\frac{d\,log\left[F(x)-\alpha\right]}{d\,log(x)}=\psi(x)\phi(F)\leq k$$

siendo $k>0$, $0\leq x_0<x<+\infty$, $\alpha<1$, $\psi(x)>0$, $\phi(F)>0$ y $\varepsilon(\cdot)$ la función de elasticidad-ingreso.

y donde $\dfrac{d\left[\psi(x)\phi(F)\right]}{dF}<0$, $\dfrac{d\left[\psi(x)\phi(F)\right]}{dx}<0$

Son distribuciones pertenecientes a esta familia las siguientes: Pareto tipo I, II y III, Benini, log-Gompertz, Weibull, Singh-Maddala, logística, loglogística biparamétrica, loglogística triparamétrica y Dagum tipo I, II y III, entre otras.

Además de estos sistemas, deben citarse también otros dos adicionales: el de Perk y el de Burr. El primero de ellos permite incluir, mediante una transformación, la distribución de Champernowne (1953) que quedaba fuera de los anteriores sistemas; además, también permite obtener la distribución logística, su transformada logarítmica o distribución de Fisk y derivadas de la distribución de Champernowne. La familia de Burr se formula a partir de la especificación matemática de la convergencia débil a la ley de Pareto e incluye las distribuciones de Pareto I y II y la citada distribución de Fisk o loglogística.

Los sistemas generadores permiten así clasificar y sistematizar el conjunto de distribuciones propuestas como modelos de distribuciones de la renta personal. Sin embargo, algunos de ellos no están diseñados para este fin específico de naturaleza económica y son más generalistas como ocurre con el sistema de Pearson que permite generar distribuciones de características muy diversas; otros sistemas, como el de D'Addario, están originalmente relacionados con otros campos de conocimiento como la estadística cuántica y, como señala Dagum (1980b), llevan a la identificación de moléculas y energía con individuos y renta, conceptos no sujetos a leyes exclusivamente físicas. El

sistema de Dagum parte de una característica observada de las distribuciones de renta y tiene por tanto un punto de partida ubicado en el campo económico; además, todas sus distribuciones miembros, con excepción de la Weibull y la log-Gompertz, convergen a la ley de Pareto, característica consensuada por una amplia mayoría de autores dada la contundencia de la evidencia empírica constatada en numerosos casos reales.

En cualquier caso, los sistemas generadores, incluyendo también al "más económico" de Dagum, no se sustentan en ningún modelo económico que permita asignar a cada parámetro un significado propio de la influencia de algún factor genuinamente económico; llegan, en el mejor de los casos, a reflejar unas características observadas de las distribuciones, pero no introducen un mecanismo económico generador de la distribución personal de la renta que permita analizar las causas del estado final del reparto. Sin embargo, su poder de síntesis y generalización de distribuciones, con las consiguientes ventajas de manipulación analítica de las mismas, proporciona una excelente herramienta para el posterior estudio del efecto de los factores determinantes sobre las funciones que modelizan el fenómeno distributivo.

1.2.4. Caracterización de los parámetros que habitualmente intervienen en los modelos probabilísticos de la distribución personal de la renta

Uno de los exponentes de la débil conexión de la modelización probabilística de la distribución personal de la renta con el estudio de sus factores determinantes es la inexistencia de una caracterización completa de los parámetros que intervienen en este tipo de modelos de acuerdo con su significado económico y su repercusión sobre determinados aspectos de interés de la distribución: renta media, nivel de desigualdad, renta mínima, orden de los percentiles donde se centra su actuación, etc. En el presente epígrafe, se propone una caracterización de los parámetros tomando como punto de partida las categorías de escala y desigualdad, propuestas por Dagum, y las clasificaciones existentes en el análisis general de las distribuciones probabilísticas.

En la obra *"Enciclopedia de las Ciencias Estadísticas"* de Johnson y Kotz (1982), se alude al vocablo parámetro de la siguiente forma: *"en la teoría estadística y en la probabilidad, el término parámetro tiene un significado preciso referido a una cantidad*

que forma parte de la distribución de un estadístico o de una variable aleatoria (...) Los valores de los parámetros definen la distribución particular que resulta apropiada"; a continuación, se pone de manifiesto que el término parámetro puede referirse *"a un escalar o a un vector de cantidades, aunque, en la práctica, la dimensión del vector es finita y habitualmente bastante pequeña"*.

A partir de esta definición de parámetro, generalmente aceptada, se concluye que los valores de los parámetros permiten caracterizar, en cada caso concreto, las diferentes distribuciones estadísticas definidas por una función de distribución $F(x;\theta)$ o de densidad o cuantía $f(x;\theta)$, donde las formas funcionales F y f son conocidas, constituyéndose en familias paramétricas en las que θ, sea escalar o vector, se conoce como índice de la familia, según la terminología utilizada también por Johnson y Kotz (1982).

Los parámetros θ pueden caracterizarse de acuerdo con los aspectos donde manifiestan más contundentemente su influencia sobre las diferentes características de la función de distribución o densidad a la que están asociadas. Sin entrar todavía en el campo de la distribución de la renta, en los estudios más representativos sobre distribuciones continuas univariantes[5], que son las de mayor interés para la modelización que pretendemos, los parámetros se clasifican en las categorías de localización, escala y forma, atendiendo al aspecto con el que estén más relacionados, sin excluir que sus variaciones puedan influir sobre características relacionadas con las otras dos categorías.

Según Johnson, Kotz y Balakrishnan (1994), los parámetros de escala y localización se definen inicialmente como aquellas constantes que intervendrían en un habitual cambio de origen y escala sobre la variable. Así si θ_1 es un parámetro de localización y θ_2 un parámetro de escala, la función de distribución podría expresarse como:

$$F(x) = P(X \leq x) = G\left(\frac{x-\theta_1}{\theta_2}\right), \qquad \theta_2 > 0$$

siendo G la función de distribución de la variable transformada $\dfrac{X-\theta_1}{\theta_2}$.

[5] Por ejemplo Johnson, Kotz y Balakrishnan (1994).

El parámetro de localización produce desplazamientos horizontales de la función de densidad o distribución, alterando de forma inmediata las medidas de posición de la distribución. Variaciones en el parámetro de escala afectarían a la dimensión de medida de la variable *X*, manteniéndose inalterados los coeficientes adimensionales de dispersión, asimetría o curtosis.

Al contrario que ocurre con los parámetros de localización y escala que tienen un claro significado, bajo la denominación de parámetros de forma (*shape parameters*) suelen incluirse los parámetros determinantes, principalmente, de las medidas relativas de asimetría, dispersión, curtosis y desigualdad de la distribución estadística.

Además de esta tipología general y ya centrándonos en las formas funcionales que modelizan la distribución de la renta personal, Dagum (1977a, p.417) distingue dos categorías de parámetros, los parámetros de escala y los parámetros de desigualdad, clasificación que delimita de la siguiente forma: *"Los dos tipos de parámetros más habituales encontrados son el parámetro de escala y el de desigualdad. El primero está relacionado con la unidad de medida de la renta y el segundo es de dimensión cero y está relacionado con la desigualdad de la distribución de la renta"*.

Esta doble clasificación, que en líneas generales se ha mantenido en el tiempo, resulta insuficiente y poco detallada si tenemos en cuenta el interesante desarrollo de la modelización probabilística de la distribución de la renta personal en los últimos treinta años. Así, con el aumento en el número de modelos continuos utilizados para describir la distribución de la renta, existe una amplia variedad de parámetros con numerosos matices que caracterizan su actuación concreta sobre la distribución.

Considerando esta variedad, proponemos una caracterización más completa de los parámetros frecuentes en las funciones probabilísticas que modelizan la distribución personal de la renta, con la pretensión de ampliar las categorías señaladas por Dagum, sin abandonar las coordenadas económicas en que este autor desarrolla su estudio y que sirven para interpretar, en cada caso, el contenido económico de cada parámetro. La relación que se presenta no será, por tanto, una enumeración exhaustiva de los parámetros que pudieran aparecer en cualquier función de distribución o densidad de una variable aleatoria, sino que tendrá las siguientes características:

- Se ciñe al campo de los modelos más utilizados en el estudio de la distribución personal de la renta. La propuesta de caracterización estará, por tanto, abierta a la incorporación de nuevas distribuciones estadísticas al acervo de la modelización probabilística, que podrían introducir nuevos tipos de parámetros.

- Atiende básicamente a la función del parámetro desde el punto de vista de los efectos que su variación puede ocasionar sobre la unidad de medida de la variable renta o sobre medidas de interés económico tales como la renta media, los percentiles de renta o la desigualdad de la distribución. Esta caracterización permite determinar qué parámetros deberán ser el objetivo de políticas económicas al constituirse como ***indicadores*** de determinadas características de la distribución.

De acuerdo con estas dos ideas básicas, los parámetros habituales de las funciones probabilísticas propuestas para modelizar la distribución de la renta pueden pertenecer a las siguientes categorías:

A. Parámetros de posición

Un parámetro de posición es el que informa de la situación, sobre la escala de rentas, de los valores relevantes de la distribución (promedios, valores extremos, etc.).

Ejemplos de este tipo de parámetro son la mediana en la distribución log-Student, la renta mínima en la distribución de Pareto, Benini o gamma generalizada; la renta media en la distribución logarítmico-normal, etc.

B. Parámetros que reproducen cambios de origen y escala

B.1. Parámetros de traslación

Sea θ el vector paramétrico de orden (s x 1), perteneciente al espacio paramétrico Θ, que define una familia de funciones de distribución $\{F(x;\theta);\theta \in \Theta\}$ o de densidad $\{f(x;\theta);\theta \in \Theta\}$. Definimos una partición del vector paramétrico $\theta = [\theta_1, \theta_2]$, donde θ_1 es un escalar y θ_2 el vector de los restantes s – 1 parámetros. Por tanto, podrá expresarse:

$$X \sim F(x;\theta_1,\theta_2)$$

Entonces, el parámetro θ_1 será un parámetro de traslación si, definida la nueva variable $Z = X - c$, ésta presenta una función de distribución $G(z)$ tal que, evaluada en $z = x - c$, se tiene:

$$G(z) = F(x;\theta_1,\theta_2) = F(z;\theta_1 - c,\theta_2)$$

Los parámetros de traslación son, por tanto, una subclase de los parámetros de *localización* en la terminología utilizada, entre otros, por Johnson, Kotz y Balakrishnan (1994), que en la modelización probabilística de la renta adquieren un significado especial al ser, habitualmente, cantidades que desplazan horizontalmente las distribuciones de renta desde el origen hasta la renta mínima de la distribución.

Los parámetros de traslación se corresponden con constantes que definen un cambio de origen de la distribución y su variaciones tendrán como consecuencia inmediata cambios de la misma magnitud en las medidas de posición, quedando inalteradas las medidas adimensionales de forma.

Habitualmente, estos parámetros de traslación pueden ser a su vez parámetros de posición, tal como se definieron anteriormente. Así, el parámetro que más frecuentemente desempeña esta función de traslación en los modelos de distribuciones de ingresos es la renta mínima (x_0) que, sobre todo en las distribuciones generalizadas, aparece de forma frecuente en la expresión de la función de densidad o de distribución de la variable. También puede considerarse como parámetro de traslación, por ejemplo, la renta media (μ) en la distribución normal.

B.2. Parámetros de escala

Sea θ el vector paramétrico de orden (s x 1), perteneciente al espacio paramétrico Θ, que define una familia de funciones de distribución $\{F(x;\theta);\theta \in \Theta\}$ o de densidad

$\{f(x;\theta);\theta \in \Theta\}$. Definimos una partición del vector paramétrico $\theta = [\theta_1, \theta_2]$, donde θ_1 es un escalar y θ_2 el vector de los restantes $s - 1$ parámetros. Por tanto, podrá expresarse:

$$X \sim F(x;\theta_1,\theta_2)$$

Entonces, el parámetro θ_1 será un parámetro de escala, si al definir el cambio de escala $Z = \frac{X}{c}$ sobre la variable X, donde $c > 0$, la variable Z presenta una función de distribución $G(z)$, tal que, evaluada en $z = \frac{x}{c}$, es:

$$G(z) = F(x;\theta_1,\theta_2) = F\left(z;\frac{\theta_1}{c},\theta_2\right)$$

Es decir, los parámetros de escala acusan los cambios de las unidades de medida de la variable renta, a diferencia de otros parámetros que se mantienen inalterados en la nueva expresión de la función de densidad o de distribución.

De la definición, puede deducirse fácilmente que:

$$E(Z^r) = \frac{1}{c^r} E(X^r)$$

$$E\left[(Z-\mu)^r\right] = \frac{1}{c^r} E\left[(X-\mu)^r\right]$$

Por tanto, los parámetros de escala no intervienen en las medidas adimensionales de desigualdad, forma y dispersión relativa, pues desaparecen al simplificar los desarrollos de los cocientes que permiten obtener los diferentes coeficientes e índices.

Los parámetros de escala pueden tener diferentes relaciones con la unidad de medida de la renta: directas, inversas o establecidas a través de otros parámetros. Una vez detectada esta relación, una utilidad interesante de la manipulación de los parámetros de escala es la posibilidad de transformar distribuciones de rentas en unidades monetarias corrientes en distribuciones de rentas expresadas en unidades monetarias constantes. Para llevar a cabo este proceso, no habrá más que aplicar únicamente sobre las estimaciones de los parámetros de escala las correcciones adecuadas mediante los índices de precios pertinentes. Así mismo, facilitan la conversión en monedas alternativas para las comparaciones internacionales.

Ejemplos de parámetros de escala pueden encontrarse en las distribuciones gamma, Singh-Maddala o en los tres modelos de Dagum. En la distribución de Pareto, el parámetro de escala es la renta mínima que es además una medida de posición de la distribución, considerada también en la categoría de parámetros presentada anteriormente.

C. Parámetros de igualdad/desigualdad

Un parámetro θ que define una familia de funciones de distribución $F(x;\theta)$ o de densidad $f(x;\theta)$, será un parámetro de igualdad si se cumple que $\frac{\partial I}{\partial \theta} < 0$, donde I es un indicador adimensional de desigualdad[6].

La definición de parámetro de desigualdad será idéntica aunque el signo de la derivada parcial $\frac{\partial I}{\partial \theta}$ deberá ser positivo.

Por tanto, los parámetros de igualdad/desigualdad suelen ser invariantes frente a cambios de origen y escala y estarán relacionados con la forma intrínseca de la función de densidad. Se corresponden con la idea de algunos de los *parámetros de forma* de la terminología de Johnson, Kotz y Balakrishnan (1994)

Estos parámetros determinan las expresiones de las medidas adimensionales de desigualdad, en un sentido amplio, entendiendo también como tales indicadores los coeficientes de asimetría, curtosis y otros de dispersión relativa. La gran variedad de parámetros que entran a formar parte de esta categoría nos lleva a proponer clasificaciones según las peculiaridades más importantes de cada uno de ellos.

Un primer criterio de clasificación que se propone dentro de la categoría de los parámetros de igualdad/desigualdad sería el de su influencia sobre la renta media como consecuencia de su actuación sobre la desigualdad de la distribución. En este sentido, encontramos los siguientes tipos de parámetros, que se ilustran en el gráfico 1.1:

[6] Se suponen las restricciones necesarias para que las derivadas parciales existan y tengan pleno sentido.

1. Parámetros cuyos aumentos producen mayor igualdad y disminución de la renta media de la distribución (Cuadrante A del gráfico 1.1), si:

$$\frac{\partial I}{\partial \theta} < 0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial \mu}{\partial \theta} < 0$$

   siendo I un indicador adimensional de desigualdad y μ la renta media.

   Ejemplos: Parámetros δ de las distribuciones de Dagum I, II y III y δ de la distribución log-logística.

2. Parámetros cuyos aumentos producen mayor igualdad y aumento de la renta media de la distribución (Cuadrante B del gráfico 1.1), si:

$$\frac{\partial I}{\partial \theta} < 0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial \mu}{\partial \theta} > 0$$

   Ejemplos: parámetros β de las distribuciones de Dagum I, II y III y parámetro α de la distribución gamma biparamétrica y gamma generalizada.

3. Parámetros cuyos aumentos producen mayor desigualdad y disminución de la renta media (Cuadrante C del gráfico 1.1), si:

$$\frac{\partial I}{\partial \theta} > 0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial \mu}{\partial \theta} < 0$$

   Ejemplos: Parámetros α de los modelos I, II y III de Pareto.

4. Parámetros cuyos aumentos producen mayor desigualdad y aumento de la renta media (Cuadrante D del gráfico 1.1), si:

$$\frac{\partial I}{\partial \theta} > 0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial \mu}{\partial \theta} > 0$$

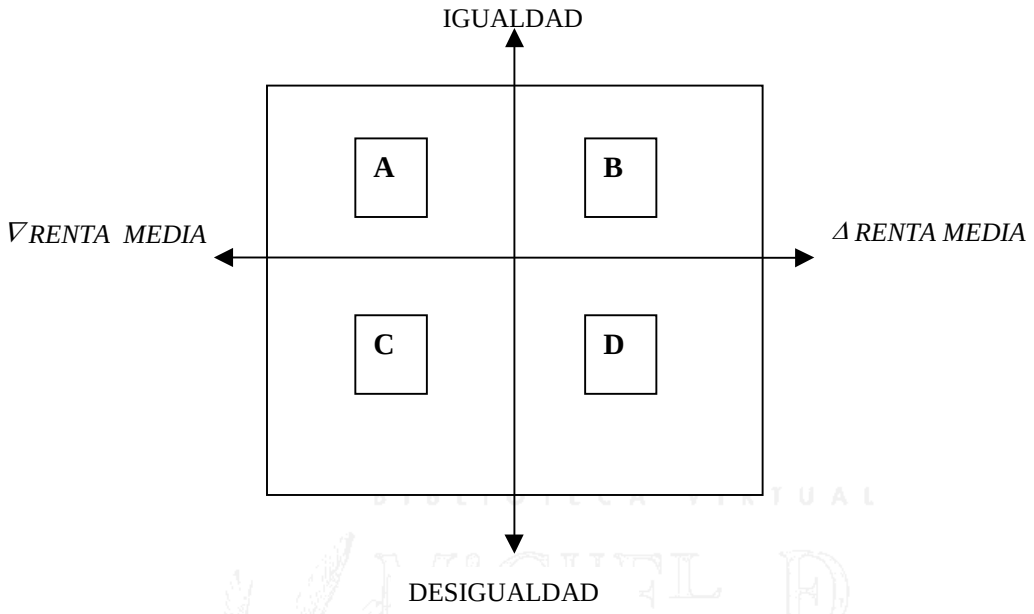


Gráfico 1.1. Clasificación de los parámetros de igualdad/desigualdad según su influencia sobre la renta media.

Dentro de los parámetros de igualdad podrían también distinguirse dos nuevas categorías según la incidencia de las variaciones del parámetro sobre determinados percentiles de la distribución:

1. Parámetros redistribuidores puros, cuyos aumentos provocan reducción de las rentas correspondientes a los percentiles superiores y aumento de las rentas correspondientes a los percentiles inferiores. Es decir, θ será un parámetro redistribuidor puro si es un parámetro de igualdad y además:

$$\exists\, p_0, p_1 \in (0,1) \quad : \quad p_0 \leq p_1 \quad \text{y :}$$

$$\frac{\partial x_p}{\partial \theta} > 0 \quad , \qquad x_p < x_{p_0}$$

$$\frac{\partial x_p}{\partial \theta} < 0 \quad , \qquad x_p > x_{p_1}$$

siendo x_p el percentil de orden *p* de la distribución de rentas.

Ejemplos: Parámetros δ de las distribuciones de Dagum de tipo I, II y III.

2. Parámetros redistribuidores moderados, que repercuten sobre la distribución aumentando o disminuyendo todos los percentiles, siendo la mayor o menor incidencia sobre determinados tramos de la distribución lo que provoca una reducción o aumento de la desigualdad.

   θ será un parámetro redistribuidor moderado si es un parámetro de igualdad y:

   $$\frac{\partial x_p}{\partial \theta} > 0\,,\ \forall\, x_p,\quad 0 < p < 1\,,\quad \text{ó}\quad \frac{\partial x_p}{\partial \theta} < 0\,,\ \forall\, x_p,\quad 0 < p < 1$$

   Ejemplos: Parámetros β de las distribuciones de Dagum de tipo I, II y III; parámetros α de la distribución gamma biparamétrica y gamma generalizada; parámetro α de las distribuciones de Pareto de tipo I, II y III.

La misma clasificación podría realizarse considerando los parámetros de desigualdad que actuarían en sentido contrario a la redistribución.

D. Parámetros de mixtura

En ocasiones estos parámetros se utilizan como indicadores de la magnitud de rentas nulas o negativas relacionadas con bolsas de desempleo o marginalidad. Como ejemplo de esta situación, podemos señalar el parámetro α de la distribución de Dagum de tipo II, en la que se realiza la mixtura de dos distribuciones diferentes: una distribución de Dagum de tipo I con peso $(1-\alpha)$ y una distribución degenerada en el cero con peso α.

La propuesta de clasificación presentada establece diferenciaciones sobre la naturaleza principal de cada parámetro, aunque hay que señalar que, en algunos casos, pueden derivarse ciertas influencias sobre otros aspectos de la distribución que tendrán que ser matizados en cada caso. A modo de ejemplo de caracterización de los parámetros de una distribución, se presenta a continuación un análisis de los parámetros del primer modelo propuesto por Pareto.

Caracterización de los parámetros de la distribución de tipo I de Pareto

La distribución de Pareto de tipo I tiene las siguientes funciones de distribución y de densidad, respectivamente:

$$F(x) = 1 - \left(\frac{x_0}{x}\right)^{\alpha}, \qquad x \geq x_0 > 0, \alpha > 1$$

$$f(x) = \begin{cases} \alpha \dfrac{x_0^{\alpha}}{x^{\alpha+1}}, & x \geq x_0 > 0 \\ 0 & x < x_0 \end{cases}$$

Dos parámetros forman parte de ambas funciones: la renta mínima, x_0 , y el parámetro α.

En primer lugar, el parámetro x_0 informa de la situación del valor mínimo de la renta por lo que será un parámetro de posición. Por otro lado, si establecemos un cambio de escala sobre la variable renta consistente en $Z = \frac{X}{c}$ con $c > 0$, tendremos que la función de distribución en z será:

$$G(z) = P[Z \leq z] = P\left[\frac{X}{c} \leq z\right] = F(c\,z; x_0, \alpha) = 1 - \left(\frac{x_0}{c\,z}\right)^{\alpha} = 1 - \left(\frac{z_0}{z}\right)^{\alpha} = F(z; \frac{x_0}{c}, \alpha)$$

donde $z_0 = \frac{x_0}{c}$

La nueva variable Z seguirá una distribución de Pareto con el mismo parámetro α y con una nueva renta mínima que será el resultado de aplicar el cambio de escala sobre la antigua. Por tanto, un cambio en la unidad de medida altera el valor del parámetro x_0 y deja invariable el parámetro α . La renta mínima será pues una medida de posición que actúa también como parámetro de escala.

Por otra parte, es fácil comprobar que x_0 no será un parámetro de traslación. En efecto, si establecemos un cambio de origen sobre la variable renta consistente en $Z = X - c$, tendremos que la función de distribución en z sería:

$$G(z) = P[Z \leq z] = P[X - c \leq z] = P[X \leq z + c] = 1 - \left(\frac{x_0}{z + c}\right)^{\alpha} \neq F(z; x_0 - c, \alpha)$$

A continuación, se analizan los efectos de este parámetro para conseguir una caracterización más detallada según las matizaciones expuestas en el epígrafe anterior.

Para estudiar si es un parámetro de igualdad o desigualdad, puede calcularse la derivada parcial del índice de Gini[7] con respecto a este parámetro y estudiar la variación experimentada por las curvas de Lorenz generadas para diferentes valores de α.

La expresión del índice de Gini, deducida por Dagum (1980a), para la Pareto I resulta ser:

$$I_G = \frac{1}{2\alpha - 1}$$

y la derivada parcial con respecto a α será:

$$\frac{\partial I_G}{\partial \alpha} = -\frac{2}{(2\alpha - 1)^2} < 0$$

expresión que es siempre negativa, por lo que se deduce que α es un parámetro de igualdad ya que aumentos del mismo provocarán disminuciones en el índice de Gini.

La expresión de la curva de Lorenz correspondiente, deducida también por Dagum (1980a), resulta:

$$L(F(x)) = 1 - \left(\frac{x_0}{x}\right)^{-\alpha+1}$$

y su representación gráfica para diferentes valores de α confirma el significado de igualdad atribuido al parámetro.

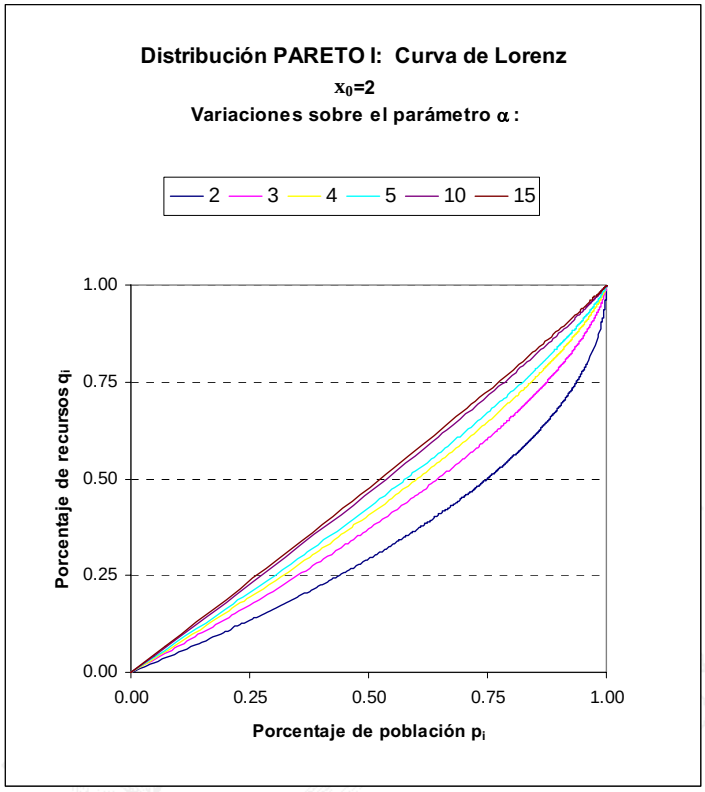


Gráfico 1.2. Curvas de Lorenz para distintos valores del parámetro α del modelo I de Pareto.

Para analizar la repercusión específica de las variaciones del parámetro sobre los diferentes intervalos de rentas, se propone el estudio de la derivada parcial de los percentiles con respecto al parámetro. Dicha derivada parcial se obtendrá a partir de la expresión del percentil de orden *p* de la distribución de Pareto, que es:

$$x_p = x_0(1-p)^{-\frac{1}{\alpha}}$$

siendo, por tanto, la derivada parcial de x_p con respecto al parámetro α:

$$\frac{\partial x_p}{\partial \alpha} = \frac{x_0(1-p)^{-\frac{1}{\alpha}}\ln(1-p)}{\alpha^2} < 0, \qquad \forall p \in (0,1)$$

que indica que incrementos del parámetro producen una reducción en el valor de todos los percentiles de la distribución, cuya variación relativa queda definida por la elasticidad del

[7] Tradicionalmente, se trabaja con el índice de Gini (Dagum, 1980a). Sin embargo, otros indicadores

percentil de orden p con respecto a α, que no depende ya de la renta mínima de la distribución:

$$\varepsilon_\alpha(x_p) = \frac{\partial x_p}{\partial \alpha}\frac{\alpha}{x_p} = \frac{\ln(1-p)}{\alpha} < 0, \qquad \forall p \in (0,1)$$

El signo negativo y el decrecimiento con respecto a p de la función de elasticidad obtenida indican que un incremento del parámetro producirá una reducción cada vez mayor de los percentiles según aumenta el orden del percentil, lo que provoca que las reducciones más fuertes de renta se centren sobre el valor de los percentiles superiores.

Este extremo se puede comprobar obteniendo el signo de la derivada parcial con respecto a p de la elasticidad del percentil de orden p con respecto a α:

$$\frac{\partial \varepsilon_\alpha(x_p)}{\partial p} = -\frac{1}{\alpha(1-p)} < 0, \qquad \forall p \in (0,1)$$

La actuación por tramos y general de este parámetro tiene la lógica repercusión de reducir la renta media de la distribución y así se comprueba que:

$$\frac{\partial \mu}{\partial \alpha} = -\frac{x_0}{(\alpha-1)^2} < 0$$

Siendo la elasticidad de la media respecto al parámetro α independiente de la renta mínima.

$$\varepsilon_\alpha(\mu) = \frac{\partial \mu}{\partial \alpha}\frac{\alpha}{\mu} = -\frac{1}{\alpha-1}$$

Por tanto, el parámetro α puede clasificarse como parámetro de igualdad reductor de la renta media y redistribuidor moderado, es decir, actúa de igual forma, mediante una reducción generalizada, sobre todos los percentiles de la distribución. Su efecto sobre la desigualdad se produce al incidir especialmente sobre los percentiles superiores, situación que provoca una distribución más equitativa.

se podrían considerar también, teniendo en cuenta sus matizaciones conceptuales.

1.3. El estudio de los factores determinantes de la distribución personal de la renta

El estudio de los determinantes de la distribución personal de la renta se desarrolló, inicialmente, a partir de las aportaciones de los economistas clásicos referentes, principalmente, a la influencia de la educación sobre los ingresos o a la conexión de la distribución personal con la distribución funcional de la renta. Posteriormente, se realizaron distintas aportaciones desde perspectivas muy diferentes e incluso desde teorías enfrentadas sobre la actuación de cada uno de los factores determinantes de la distribución personal de la renta.

BIBLIOTECA VIRTUAL

A continuación, tras presentar una panorámica general de la teoría económica existente sobre el tema, se revisarán las aportaciones de los diferentes autores agrupados por teorías, desarrolladas, generalmente, en torno a un único factor determinante, que sitúan como centro y referencia de construcciones teóricas y comprobaciones empíricas.

1.3.1. Panorámica general y evolución histórica de la teoría económica sobre la distribución personal de la renta

Las primeras aproximaciones al estudio de la distribución personal de la renta pueden encontrarse en la obra de los economistas clásicos. Smith, Ricardo, Cairnes y Mill, entre otros, siembran la semilla de las diferentes teorías sobre la formación de la renta a partir del último cuarto del siglo XVIII.

Adam Smith (1776), al referirse al libre juego de las fuerzas competitivas del mercado de trabajo, concluía que la movilidad laboral produce diferenciales de ingresos que tienden a igualar las "ventajas netas" y las desventajas del trabajo. Las diferencias salariales compensarían el diferente esfuerzo o los costes de un proceso educativo que permite aumentar la productividad y, en condiciones de competencia perfecta, el salario del trabajador. Adam Smith establecía así las bases del principal edificio teórico que acoge al desarrollo del estudio de la distribución personal de la renta: la teoría del capital humano.

El enfoque ricardiano de la distribución funcional sirve como marco para el nacimiento de algunas teorías sobre la distribución personal de la renta. La participación de los factores

productivos en el reparto final es la primera referencia importante al tema, al relacionar los tres factores de producción con las distintas clases sociales compuestas por perceptores de ingresos de distinto tipo; sin embargo, debido a la complejidad creciente de la sociedad, esta asociación se difumina y pierde consistencia el estudio de la distribución personal a través de la participación de los factores. Además, la desigualdad que existe entre determinados perceptores de ingresos de un mismo tipo hace poco recomendable el acercamiento a la renta personal desde esta perspectiva factorial.

En las obras de Mill y Cairnes encontramos los fundamentos de la doctrina de los "grupos no competitivos", cuya idea básica reside en que las diferencias de renta pueden surgir por la ausencia de movilidad laboral, originada y perpetuada por barreras sociales, culturales, legales o relativas a diferentes tipos de herencia material o genética. Los economistas que compartían estas ideas no produjeron desarrollos teóricos sólidos e integrados que explicaran la distribución de la renta. Su contribución principal se limitó al ensanchamiento de la perspectiva en el estudio de la formación de la renta, al considerar la influencia de una variedad de factores ambientales de entorno: factores institucionales, sexo, edad, ocupación, localización, riqueza de los padres, etc.

Pigou (1932) reflexionó en su obra sobre la discrepancia paradójica entre la distribución de la capacidad de los individuos y la distribución de la renta, dando lugar a un debate en el que surgen diferentes explicaciones a su célebre paradoja que constituyeron los primeros avances en las teorías de la capacidad y estocástica. En este marco, se sitúan aportaciones tales como la "Ley del Efecto Proporcional" de Gibrat (1931) o el modelo de Champernowne (1953). Sobre estas bases teóricas, también trabajaron Rutherford (1955) y Mandelbrot (1960), entre otros.

Aunque podamos encontrar la génesis del estudio del tema en los trabajos anteriormente señalados, hay que destacar que el verdadero impulso en el estudio de los factores y teorías de la distribución personal de la renta se produce a mediados de los 70 con la publicación de los trabajos de Tinbergen, Atkinson, Meade, Becker y Mincer. Es en este período cuando empiezan a consolidarse las dos escuelas que marcan la evolución moderna de los estudios sobre este tema: por una parte, la *Escuela de Cambridge,* defensora de teorías que sitúan como factor principal la riqueza heredada y, por otra parte, la *Escuela de Chicago,* a la que se asocia fundamentalmente con la teoría del capital humano.

Hasta la década de los 80, las dos teorías se desarrollaron de manera divergente sin aparentes puntos de conexión. Los estudios que se realizaban eran incompletos y parciales, centrados en uno o varios factores sobre los que gravitaba el esquema teórico, relegando a otros a un segundo plano o simplemente ignorándolos. Es en este contexto, cuando Sahota (1978) propone su clasificación de las teorías sobre la distribución personal de la renta, que no es más que un reflejo de la oposición entre las diferentes escuelas. Así, desde una perspectiva basada en la posibilidad de modificar la distribución a través de medidas de política económica o de la libertad de elección del individuo, Sahota (1978) presenta la siguiente clasificación:

a) Teorías conservadoras, que defienden la posibilidad de elección del individuo entre varias alternativas que configuran su posición económica en la sociedad.

Se incluirían aquí las teorías de la elección individual basadas en la posibilidad de elegir una alternativa que maximice la utilidad individual a través de la consideración de expectativas futuras, como postula también la teoría del capital humano. Según estas teorías, las medidas públicas, por ejemplo en materia de políticas educativas destinadas a determinadas capas sociales, podrían provocar un reparto más equitativo de la renta y modificar la distribución inicial.

b) Teorías fatalistas, que consideran que la posición de los individuos es determinada por factores genéticos o estocásticos que terminan con su margen de maniobra o posibilidad de elección.

En este segundo grupo, podemos incluir las teorías de la capacidad heredada genéticamente, las teorías estocásticas y las del ciclo vital. En ellas, se pone en tela de juicio la eficacia de las políticas redistributivas, ya que el resultado final de la distribución se debe exclusivamente a factores incontrolables.

Por los matices comentados, Sahota se refiere a ambos grupos de teorías con los adjetivos de “optimistas” (teorías conservadoras) y “pesimistas” (teorías fatalistas), como reflejo de los postulados antagónicos de la *Escuela de Chicago* (capital humano) y de la *Escuela de Cambridge* (herencia material).

Sin embargo, en los 80, los autores de una y otra escuela van desplegando el abanico de factores influyentes introduciendo variables nuevas, que suponen un reconocimiento de nuevas causas y una reconciliación entre ambas ramas teóricas.

La obra de Becker es un claro ejemplo de esta aproximación de posturas, hecho apreciable en la evolución desde sus trabajos iniciales de 1960, con escaso tratamiento de factores tales como la herencia material, hasta los realizados en 1972, año en el que publica un estudio basado en un modelo intergeneracional donde se introduce el efecto de la riqueza material heredada. Esta misma evolución puede observarse en los autores de la *Escuela de Cambridge*, que en las últimas versiones de sus modelos consideran la influencia de los aspectos educativos.

Los estudios que se presentan, a partir de este período de aproximación de enfoques, tienden a considerar los más diversos factores en modelos de simulación multiecuacionales. El modelo de Sahota y Rocca (1980) es el primero de una serie de propuestas teóricas para encontrar una teoría general satisfactoria, objetivo retomado por Von Weizsäcker (1993) y Harding (1993).

Una reciente línea de trabajos se centra exclusivamente en el mercado de trabajo, mediante el análisis de las distribuciones de salarios generadas a partir de modelos de oferta y demanda con la introducción de componentes aleatorios (Creedy, Lye y Martin, 1996; Parker, 1996, 1999). Sin embargo, la línea de investigación que en la actualidad recibe el mayor número de aportaciones es la del análisis de la relación entre desigualdad, crecimiento económico y otros factores de tipo macroeconómico. Entre los trabajos, en su mayor parte empíricos, más significativos de este enfoque pueden citarse los de Psacharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee y Wood (1995), Ravallion y Chen (1997), Aghion y Volton (1996), Aghion, Caroli y García-Peñalosa (1999) y Thorton (2001).

En la actualidad, aunque sigue sin configurarse una teoría económica completa y generalmente aceptada sobre el tema, las discusiones de tipo ideológico han sido sustituidas por la publicación de un gran número de estudios empíricos centrados en gran parte en el análisis de la relación entre crecimiento económico y desigualdad y en el efecto de la educación sobre la distribución (Zamudio, 2001; Alonso, 2001). Las conclusiones de estos trabajos son, en muchos casos, contradictorias según el conjunto de datos utilizado.

El desarrollo de los estudios causales de la distribución de la renta ha hecho algún uso puntual de la modelización probabilística de la distribución personal de la renta, a lo que aludiremos en los siguientes epígrafes. No obstante, el desarrollo de este enfoque utiliza básicamente, como herramientas de análisis, los modelos econométricos.

Finalmente, conviene señalar que, examinando el conjunto de investigaciones sobre la distribución personal de la renta, pueden identificarse los diferentes factores explicativos. Algunos de estos factores definen, individualmente, una teoría diferente. Basándonos en el estudio de Pena (1996), se presenta la siguiente relación de factores:

a) *La suerte,* es decir, la pura aleatoriedad de las situaciones que se pueden presentar a los individuos a lo largo de su existencia. A partir de esta influencia del azar, se desarrolla la teoría estocástica.

b) *La capacidad* de las personas, es decir, las habilidades y destrezas que los individuos pueden heredar o desarrollar y que influyen en el mayor o menor rendimiento de las actividades que realizan.

c) *La herencia de riqueza material*, a la que los economistas pioneros del tema, como Pigou, atribuían indirectamente la asimetría de la distribución de la renta.

d) *La herencia genética y cultural,* recibida de los padres y del entorno social en el que éstos se desenvuelven, que puede originar diferencias de oportunidades entre los individuos.

e) *El transcurso del tiempo,* que marca etapas diferenciadas a lo largo del ciclo vital, con características específicas en cuanto a la percepción o no de determinados tipos de ingresos.

f) *La elección racional* del individuo que maximiza su función de utilidad eligiendo entre diferentes alternativas.

g) *La inversión realizada en la formación* del propio individuo a través de la escuela y otras instituciones educativas, la familia, la formación profesional, etc. La educación es la base de la teoría del capital humano.

h) *Diferentes características personales* origen de discriminación: sexo, raza, nacionalidad, etc.

i) Las diferentes medidas de política económica adoptadas por *el sector público*, con efecto directo o indirecto sobre la distribución.

j) *Factores de tipo geográfico y de localización*, referidos fundamentalmente a la diferenciación entre áreas rurales o urbanas, industriales o agrícolas, etc.

k) *Factores macroeconómicos*, en especial, el desempleo, la inflación, el desarrollo y el crecimiento económico en sus diferentes etapas.

l) *Factores demográficos*, tales como la estructura de la población, la natalidad, la mortalidad y los fenómenos migratorios.

ll) *Factores referidos a influencias de carácter global o internacional*, integración en ciertas áreas económicas, influencia de estados vecinos, etc.

m) *Otros factores de tipo institucional*: emparejamiento selectivo, dificultad de acceso a determinados grupos por razones de status o costumbres, etc.

El estudio específico de la influencia de estos factores sobre la distribución personal de la renta es el objeto de los siguientes epígrafes, que contendrán referencias a los modelos estimados para contrastar empíricamente dicha influencia.

1.3.2. La capacidad

La teoría de la capacidad, que podría considerarse como una extensión de las teorías sobre los "grupos no competitivos" de Mill y Cairnes, gira en torno a la idea de que las diferencias en la productividad de los trabajadores, y por tanto en sus ingresos, son debidas a las diferentes capacidades o habilidades de los individuos.

Aplicando esta causalidad, al suponer una distribución normal de la capacidad, según la forma de las distribuciones de medidas objetivas de diferentes características físicas y

mentales del hombre, cabría esperar que la distribución poblacional de la renta también fuese normal ya que es el resultado de una suma de factores distribuidos normalmente.

Los teóricos de la capacidad trataron de encontrar una respuesta a la paradoja de Pigou. Así, en el intento de explicar la discrepancia entre la supuesta distribución simétrica de la capacidad y la distribución asimétrica de la renta observada, van surgiendo numerosas teorías que se agrupan en torno a tres vías de solución:

1. Ampliación del concepto de capacidad general al resultado de la interacción de un conjunto de factores independientes, distribuidos normalmente, que actúan unos sobre otros.
2. Crítica de las medidas "objetivas" de la capacidad que suponen, en su diseño, una normalidad inicial de las características humanas físicas y mentales.
3. Introducción de otros factores distintos que modificaban la distribución inicial generada por la capacidad.

Una de las primeras versiones de las teorías de la capacidad fue la de Moore (1911). En su modelo, los trabajadores más eficientes dentro de un grupo recibían el salario mínimo del grupo más un suplemento proporcional al exceso de su eficiencia sobre la de los trabajadores menos capaces del mismo grupo.

Hans Staehle (1943) ofreció una explicación alternativa al situar como causantes de la desigualdad el mayor esfuerzo del trabajador, en respuesta a tasas de salario más altas, y la alta incidencia del desempleo entre los trabajadores menos capacitados o menos hábiles.

Otros escritores como Boissevain (1939), Haldane (1942), Roy (1950) y Lydall (1968) ampliaron la teoría aportando explicaciones sobre los diferentes componentes de la capacidad, que afectarían a la productividad del trabajador de forma multiplicativa con un efecto acumulativo. A partir de esta idea de acumulación multiplicativa, justificaban la obtención de una distribución logarítmico-normal: la agregación de las distribuciones simétricas de los componentes de la capacidad produce una distribución final asimétrica que se transmite a los ingresos. La justificación de esta afirmación es el Teorema Central del Límite aplicado a una suma de un gran número de factores independientes que se combinan multiplicativamente en un momento dado.

En el marco de las teorías referentes al carácter multidimensional de la capacidad, Roy (1950) destacaba la importancia de componentes tales como la velocidad, exactitud, edad, educación y salud, que determinan la capacidad efectiva y que están además relacionados con otras variables económicas y sociales tales como el estado de la técnica.

Lydall (1968), además de la capacidad cognitiva reflejada estrictamente en el llamado cociente intelectual, advertía de la existencia de otras capacidades, entre ellas la que denominó "*factor D*". En este factor, se integrarían características tales como fuerza y energía (*drive*), dinamismo (*dynamism*), tenacidad (*doggedness*) o determinación (*determination*), que podrían ser más importantes que el cociente intelectual para la consecución del éxito económico.

En su artículo de 1960 (p.75), Mandelbrot presenta una interpretación alternativa: "*las capacidades pueden ser el factor analíticamente representado por la suma ponderada de componentes incorrelacionadas. La distribución de las ponderaciones determina la función específica matemática dentro de la familia general de las funciones de distribución. Las distribuciones efectivas están producidas por un proceso de selección, en el cual las capacidades componentes, requeridas para trabajos particulares, están mezcladas con las capacidades que los diferentes individuos ofertarán en diferentes combinaciones, reflejando su ventaja comparativa para realizar unos u otros trabajos*".

Una perspectiva distinta fue la adoptada por Reder (1969, p.285) que afirmaba que la distribución de las capacidades no es la misma que la distribución de las productividades marginales: "*la transformación de las primeras en las últimas depende de factores cooperantes y de la forma de la función de producción de servicios que son producidos por las capacidades*".

Los *modelos jerárquicos* ocupan un espacio importante dentro de la teoría de la capacidad. Mayer (1960) y Lydall (1968) son dos de los representantes más conocidos de esta corriente teórica. Sus modelos se basan en la premisa de que un trabajador más competente es más probable que reciba ingresos superiores a los que le corresponden por su capacidad, debido a su poder para supervisar a otros. El valor económico del servicio prestado al empleador se relaciona con el lugar que ocupa en la escala jerárquica de la empresa. Cuanto más alta es la posición de un empleado, en términos del valor de los recursos que administra o del número de

subordinados que supervisa, más grande es el valor monetario de su capacidad. Esto implica que cualquiera que sea la distribución de la capacidad, a no ser que fuera fuertemente asimétrica a la izquierda, la distribución de los ingresos tendrá una asimetría positiva por la correlación entre la capacidad del trabajador y su posición en la jerarquía. Formalizando estas ideas, Lydall deduce una distribución de Pareto como resultado final de su modelo teórico.

Tras un período de predominio de las interpretaciones basadas en los modelos de tipo jerárquico, se consolida un debate teórico centrado en los determinantes de la capacidad, su impacto en la escolarización y sus efectos directos e indirectos sobre los ingresos, difíciles de identificar y claramente relacionados con los procedentes de la inversión en capital humano.

Arleen Leibowitz (1974), en un marco generalista, presenta un modelo económico del proceso de formación de la capacidad. En este modelo, las dotaciones genéticas de los padres pasan a los hijos por la vía de la herencia. La capacidad de los padres y sus niveles de educación determinan conjuntamente el nivel de renta familiar y la cantidad y calidad de *inputs* de tiempo o bienes (inversiones de la familia en el hogar) que los padres destinan a sus hijos. Sus propuestas, que conectan entorno, educación y capacidad, se resumen en las siguientes ecuaciones, donde f_1, f_2 y f_3 denotan funciones en general:

- Capacidad de los niños = f_1 *(factores genéticos, inversión familiar en el hogar)*

- Éxito escolar de los niños = f_2 *(capacidad de los niños, inversión familiar en el hogar, renta familiar)*

- Renta futura de los niños = f_3 *(inversión familiar en el hogar, escolarización, inversión post-escolar, capacidad de los niños, renta familiar)*

Haveman y Wolfe (1995), mediante una comparación de un conjunto amplio de estudios sobre los determinantes del éxito y la capacidad de los niños, comprueban la preeminencia de los factores de entorno en la configuración de la capacidad. Para medir el "éxito" logrado por los niños, las variables respuesta utilizadas en este tipo de estudios son: el nivel escolar y post-escolar alcanzado, la renta obtenida y la elección de ciertos comportamientos en diferentes situaciones de su vida. Otras conclusiones se refieren a la

influencia de hechos psicológicos de difícil medición empírica: pertenencia a familias con madre trabajadora, madres solteras o padres divorciados, factores raciales, etc.

La teoría de la capacidad, a pesar de contener explicaciones de cierto atractivo intuitivo sobre la distribución de la renta, no ofrece muchas posibilidades de actuación sobre las causas de la desigualdad ni tampoco permite una fácil comprobación empírica sobre las distribuciones de renta representadas funcionalmente, tanto por la dificultad de formular medidas fiables de la capacidad como por la inexistencia de datos de muestras con tamaños aceptables, que permitan comprobar la relación con variables de rentas o ingresos.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

1.3.3. Los factores estocásticos

Las teorías estocásticas que explican la distribución personal consideran la renta de un individuo, en un punto del tiempo, como el resultado de una suma de *shocks* aleatorios; por consiguiente, las medidas de política económica destinadas a promover la igualdad tendrán un efecto muy limitado, supuesta la actuación continua de factores estocásticos incontrolados.

El principal inconveniente de esta aproximación es que se atribuye al efecto de la suerte cualquier desigualdad observada y, aunque la influencia del factor aleatorio en la renta debe estar presente en los modelos, tampoco resulta conveniente reducir todo el sistema distributivo a un puro proceso estocástico.

Este conjunto de teorías suele caracterizarse por tres rasgos diferenciales señalados por Von Weizsäcker (1993):

- Los cambios en la renta son puramente aleatorios.
- El proceso estocástico que los genera permite la obtención de una distribución de probabilidad de la renta futura.
- Si este proceso se aplica a un gran número de individuos independientes, puede utilizarse para realizar predicciones referentes a la distribución de la renta.

La similitud observada en las distintas distribuciones de la renta ha fomentado la utilización de distribuciones probabilísticas como límites de equilibrio de supuestos procesos estocásticos. Este equilibrio sería el resultado de la acción de un gran número de pequeños movimientos, de una forma similar a la explicación física del calor y la presión a partir de movimientos aleatorios de moléculas.

Entre las aportaciones pioneras de esta teoría, destaca la contribución de McAlister (1879), que derivó la distribución logarítmico-normal a partir de una ley multiplicativa de perturbaciones aleatorias. Gibrat (1931), a través de un modelo más elaborado, llegó a ésta misma forma funcional para la distribución de la renta, mediante un proceso estocástico consistente en una cadena de Markov de primer orden. Posteriormente, Kalecki, Champernowne, Aitchison y Brown, Rutherford y Mandelbrot, usando postulados similares, desarrollaron otros modelos. La esencia de estos modelos es el supuesto de que las rentas de los individuos siguen un proceso de Markov, siendo los cambios de rentas, en cada intervalo de tiempo, una variable aleatoria.

Como aportación más significativa por su posterior influencia sobre los diferentes modelos de la teoría estocástica, consideraremos a continuación la estructura básica de la conocida "Ley del Efecto Proporcional" propuesta por Robert Gibrat en 1931. Dicho autor formuló una teoría basada en el desarrollo de una cadena de Markov de primer orden que modeliza la situación de los individuos que, partiendo de una distribución inicial y sujetos al juego de la suerte, podrían experimentar aumentos o disminuciones de su renta no relacionados con los niveles iniciales de rentas. La utilización del Teorema Central del Límite, considerando cambios absolutos, garantizaba que, en algún momento, la distribución de ingresos, sea cual fuere la distribución inicial, tendería a la normalidad. Si los "*shocks aleatorios*" se aplican a cambios relativos, el proceso converge hacia una distribución logarítmico normal.

Formalizando estas ideas, el proceso podría explicarse de la siguiente manera.

Sean:

Y_t^j : Renta del individuo *j* en el período *t*.

$\{\varepsilon_t^j\}$: Un conjunto de variables aleatorias independientes entre sí y de las variables $\{Y_t^j\}$.

Y_0^j: Renta inicial del individuo *j*.

$y_t^j = \text{Ln}\,(Y_t^j)$

e_t^j = Ln $(1 + \varepsilon_t^j)$
y_0^j = Ln (Y_0^j)

La renta inicial de un individuo, Y_0 , puede sufrir cambios proporcionales independientes y aleatorios, favorables o no, que aumentan o disminuyen la renta en tasas expresadas en tanto por uno $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3,...,\varepsilon_t$, que, por tanto, pueden ser positivas o negativas. En el período $(t + 1)$, tras operar estos cambios sobre la renta inicial, el ingreso se convierte en:

$$Y_{t+1}^j = Y_t^j(1+\varepsilon_t^j) = Y_0^j(1+\varepsilon_0^j)(1+\varepsilon_1^j)...(1+\varepsilon_t^j) = Y_0^j \prod_{i=0}^{t}(1+\varepsilon_i^j)$$

Si suponemos que Y_0^j y $\{(1+\varepsilon_t^j)\}$ son positivos, tomando logaritmos resulta:

$$y_{t+1}^j = y_t^j + e_t^j = y_0^j + \sum_{i=0}^{t} e_i^j$$

En el caso de que los e_t^j sean variables aleatorias independientes distribuidas idénticamente con media $E(e_t^j) = \mu_e$ y varianza $Var(e_t^j) = \sigma^2_e$, ambas finitas y constantes para cualquier t, tenemos que la indefinida repetición del proceso (cuando $t \to \infty$) generará una distribución asintóticamente normal. Aplicando el Teorema Central del Límite:

$$y_t^j \to N(y_0^j + t\mu_e, \sqrt{t}\ \sigma_e)$$

entonces, como y_t^j = Ln (Y_t^j), la distribución que sigue la variable Y_t^j será la logarítmico-normal.

Las críticas a este sencillo modelo se centran, por un lado, en la difícil validación empírica de los siguientes supuestos de la ley del efecto proporcional:

1. La independencia de e_t^j con respecto a y_t^j.
2. El supuesto de independencia serial de las variables e_t^j, e_{t+1}^j,...
3. La homogeneidad con respecto del tiempo de e_t^j.

Por otra parte, la generación de una distribución para un grupo de individuos requiere supuestos adicionales como la independencia de los e_t^j entre individuos.

El problema básico de estos modelos es que implican un crecimiento de la varianza de la renta a lo largo del tiempo. Varios autores definen determinados "estabilizadores" que contrarrestan este proceso.

Kalecki (1945) sugirió una modificación de este proceso, introduciendo una correlación negativa entre Y_t y e_t, lo cual es ya suficiente para evitar que el valor de $\log Y_t$ crezca fuertemente.

Rutherford (1955) desarrolló otro enfoque estabilizador basado en la influencia de las variables demográficas relativas a la llegada de nuevos perceptores y a la salida de viejos perceptores, mediante un proceso de nacimiento y muerte. Rutherford llegó a la conclusión de que la dispersión de renta dentro de determinados grupos de edades crecía monótonamente con respecto la edad media del grupo, pero a la vez se producía un fuerte descenso del número de componentes dentro de los grupos de mayor edad y un aumento en el número de los perceptores más jóvenes. Por esta razón, la creciente dispersión dentro de los grupos de mayor edad tiene un efecto cada vez menor sobre la distribución general. Los parámetros demográficos del modelo garantizan así la estabilidad de la varianza.

Además del modelo de Gibrat, que recibió un gran número de interesantes aportaciones y mejoras, existen otros similares; entre ellos, puede citarse un modelo de proceso estocástico, propuesto por Champernowne (1953), según el cual la distribución de ingresos de los individuos converge a una distribución de Pareto.

La utilización de procesos estocásticos para generar una distribución estadística de los ingresos ha tenido cierta continuidad en la actualidad, pero siempre con un papel complementario de un modelo económico de base. Este es el caso de trabajos como el de Creedy, Lye y Martin (1996) donde se incorpora un efecto aleatorio a la ecuación de equilibrio de oferta y demanda del mercado de trabajo.

Para completar la exposición de esta teoría, es importante destacar que las teorías estocásticas surgieron en un período en el que no podían manejarse grandes cantidades de información ni, por tanto, incorporarla a modelos econométricos complejos. Con la mejora en la cantidad y calidad de los datos y la posibilidad de manejarlos con medios informáticos, los

modelos han ido introduciendo progresivamente un mayor número de variables explicativas representativas de diferentes teorías, además de otros factores económicos y sociales. Los elementos aleatorios imprevisibles se han quedado reducidos a las perturbaciones aleatorias residuales que se incluyen en cada modelo econométrico y que podrían representar las causas que permanecen inexplicadas. Lo único que perdura, pues, de estos planteamientos es la división de un modelo en una parte sistemática y otra aleatoria, conveniente para el tratamiento econométrico.

Una teoría estocástica pura, sin ser adaptada a las nuevas aportaciones de las demás teorías socioeconómicas, no es aplicable en la actualidad, a pesar de sus planteamientos instructivos y la flexibilidad de sus construcciones matemáticas para modelizar las distribuciones de rentas.

Una línea reciente de investigación, que aborda el estudio de la influencia del componente aleatorio y de otros factores no observables, es la iniciada por Hirschberg y Slottje (1996) que, en su intento de delimitar la naturaleza de los elementos aleatorios, descomponen la distribución de ingresos en dos componentes, uno observable y otro latente. El componente observable es el explicado por aquellas características individuales medibles (educación, experiencia, etc.) que son interpretadas como indicadores de productividad por el empleador. El componente latente se genera, entre otras causas, por la ausencia de información perfecta, las prácticas discriminatorias y la ignorancia de los empleadores. Como aproximación a la distribución del componente latente, Hirschberg y Slottje utilizan las distribuciones de residuos obtenidos en un modelo econométrico que explique la renta a partir de diferentes indicadores de productividad del individuo. Los valores predichos por la ecuación serán una estimación de la parte observada de la renta, y la diferencia entre estos valores y el observado será la estimación del componente aleatorio. Como no se dispone de una información exhaustiva del individuo, una parte de este efecto aleatorio estará asociada a la falta de especificación del modelo. Analizando diferentes distribuciones de residuos, resultantes de aplicar el mismo modelo a una variedad de ocupaciones, comprueban si las distribuciones de residuos son similares o si varían de acuerdo a los distintos atributos del trabajador.

Tres de las razones que esgrimen estos autores para atribuir mayor importancia al componente latente son las siguientes:

- Los bajos resultados obtenidos, habitualmente, para los coeficientes de determinación de modelos estimados a partir de datos de sección cruzada.
- La ausencia de normalidad en las distribuciones de residuos.
- Las diferencias entre las distribuciones de residuos de los mismos modelos, aplicados a diferentes grupos de individuos con características homogéneas, lo que puede significar la existencia de pautas de comportamiento definidas para el componente latente o aleatorio.

Estas tres circunstancias sugieren la necesidad de seleccionar con más rigor los métodos de estimación y de extremar el cuidado en la interpretación de los resultados empíricos, algo que se tendrá muy en cuenta en la parte empírica de esta tesis.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

1.3.4. La edad y el ciclo vital

Numerosos análisis empíricos sobre desigualdad se basan en datos de renta de corte transversal. En estos estudios, un índice "objetivo" de desigualdad entre individuos, calculado en una perspectiva estática, puede llevarnos a conclusiones engañosas si ignoramos los problemas referentes al ciclo vital de los individuos: las inversiones en capital humano y su rendimiento, la sustitución de capital humano por capital material, los procesos de ahorro y endeudamiento, etc. [8]

El transcurso del tiempo produce un efecto desequilibrante sobre la distribución de la renta. La percepción de ingresos a lo largo del ciclo vital sufre variaciones que implican períodos de crecimiento, disminución de lo acumulado, préstamo o nula percepción de ingresos. En este sentido, la representación gráfica más aceptada para la evolución de los ingresos a lo largo del ciclo vital es la conocida "*U*" invertida.

La teoría del ciclo vital, más que haber experimentado un desarrollo propio, se ha convertido en un marco común para estudiar los efectos de los diferentes factores condicionantes de la distribución de la renta. La renta relevante será entonces la que se percibe en el ciclo vital completo ya que una sociedad totalmente igualitaria, en cuanto a las rentas percibidas a lo largo del ciclo vital, puede presentar una elevada desigualdad en un punto cualquiera del tiempo. Esta es la idea subyacente en los trabajos de Harding (1993) o

Von Weizsäcker (1993) que estudian los impactos de las políticas redistributivas sobre las rentas percibidas a lo largo del ciclo vital de los individuos.

La realización de estudios de desigualdad sobre rentas referentes al ciclo vital de los individuos se enfrenta al serio obstáculo de la relativa escasez de datos de carácter longitudinal. La reciente implantación y desarrollo de las encuestas de tipo panel ha contribuido a mejorar la situación, pero todavía no se dispone de series largas de observaciones y, en cualquier caso, tampoco facilitarán los perfiles completos de percepción de rentas en ciclos vitales. Esta deficiencia ha sido paliada en parte con la introducción, en los estudios sobre distribución, de mecanismos de simulación, como es el caso del citado estudio de Harding (1993).

A pesar de las dificultades señaladas, los intentos de comprobación empírica de la teoría son muy numerosos. Para el caso español, Pena (1996) realiza un interesante estudio de los perfiles de renta por cohortes ampliadas. En el citado trabajo, se estima un sencillo modelo que reproduce la curvatura de la parábola de los perfiles transversales, correspondientes a las medias de logaritmos de las rentas primarias por cohorte y edad. Siguiendo las ideas de Creedy, Hart, Jonhnson y Klevmarken (1981) y las posteriores aportaciones de Creedy (1992), se estiman los coeficientes de la ecuación:

$$\mu_{xt} = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + b_1 t + b_2 t^2 + \varepsilon_{xt}$$

donde:

μ_{xt}: media de los logaritmos de las rentas primarias.

x: edad de los perceptores – 20 años.

t: tiempo, tomando como origen 1985 = 1.

ε_{xt}: término de error.

Una de las conclusiones de los resultados obtenidos de la estimación es que "*el tiempo necesario para el ingreso máximo es tanto menor cuanto más cercanas a nuestros días sean las cohortes*". Finalmente, Pena (1996, p.899) concluye que "*aunque de los resultados que se derivan del análisis no se puede afirmar, como hacía Bronfenbrenner, que*

[8] Los ejemplos de Johnson (1973), comentados por García (1997), pueden ilustrar estas ideas.

la edad sea el factor más importante de la desigualdad de la distribución de la renta, sí se puede asegurar que influye de forma significativa en la misma".

1.3.5. La elección individual

El comportamiento económico y racional del individuo le lleva a elegir una combinación de ingresos y otras ventajas no monetarias que maximizan su utilidad a lo largo del ciclo vital. A partir de esta idea, se construye la teoría de la elección individual de la distribución personal de la renta, cuya diferencia fundamental con respecto a las teorías estocástica y de la capacidad radica en que el factor más influyente en la distribución final de la renta se determina endógenamente en el modelo planteado y no de forma exógena e incontrolada.

Para el estudio de la elección individual, necesitamos situarnos en el contexto de las teorías de la decisión y de la optimización. El individuo escoge la alternativa de percepción de renta más ventajosa, considerando posibles rendimientos, costes de oportunidad y otros elementos influyentes. Se considera que el objetivo de las personas es la búsqueda de la máxima utilidad; por tanto, la renta ya no es el indicador del mayor o menor bienestar del individuo sino que, al igual que el ocio, es simplemente un componente que influye en el grado de utilidad conseguido. Así, alguien con menos recursos puede estar situado en una curva de indiferencia superior a la de otro perceptor de más renta.

Los modelos de la teoría de la elección individual se han desarrollado en el marco formal de la teoría de decisión. En el contexto de la decisión bajo riesgo, Friedman (1953) presenta su conocido modelo en el que las alternativas, entre las que elegir, llevan asociado un riesgo y las decisiones están basadas en la expectativa actual de utilidad de elecciones alternativas. Cada individuo tiene una determinada actitud hacia el riesgo que le diferencia de los otros. Esta aversión o atracción por el riesgo podría provocar una desigualdad en los ingresos. Los amantes del riesgo suelen abanderar iniciativas que reportan grandes rendimientos pero que pueden también derivar en fracasos espectaculares.

Una porción de este grupo triunfaría y se ubicaría en un rango de rentas elevadas, prolongando la cola superior de la distribución hacia la derecha. En torno a la renta modal, se colocarían la mayoría de los individuos que no asumen riesgos inclinándose por una mayor estabilidad y seguridad de sus ingresos, a cambio de rentas más bajas. Ambos comportamientos provocan una distribución asimétrica a la derecha. El modelo deja abierto el resultado final de la forma de la distribución en función de su composición por grupos mayoritarios de amantes del riesgo o de individuos que huyen de él.

Friedman insiste en el efecto del sistema impositivo sobre ciertas elecciones individuales. Algunas medidas fiscales pueden incentivar ocupaciones arriesgadas, como por ejemplo la empresarial, y penalizar otras. Así, mediante estas políticas, se producen efectos redistributivos como resultado de la alteración de las decisiones individuales iniciales.

Los modelos basados en la elección entre ocupaciones se desarrollan también a partir de los trabajos de Roy (1951), que son la base de las aportaciones posteriores de Houthakker (1974) o las más recientes de Sattinger (1996). Estos modelos introducen factores referentes a la capacidad y la formación de los individuos, pero las herramientas analíticas se desarrollan sobre supuestos muy restrictivos en cuanto al número de elementos considerados en el marco económico, de forma que las conclusiones a las que se llega no son fáciles de contrastar en la práctica.

Como conclusión de lo expuesto, se deduce que los modelos de elección individual resultan insuficientes para explicar la distribución personal de la renta dadas las limitaciones que impone el entorno social y económico del individuo. En este sentido, Sahota (1978) sugiere varias causas adicionales de desigualdad que limitan el alcance de los modelos puros de elección individual:

- La existencia en la sociedad de “grupos no competitivos” que provocan una falta de movilidad en la que juegan un papel importante factores como la capacidad.
- Una serie de factores, como la mejor o peor contabilidad en el cálculo de las diferentes combinaciones de beneficios monetarios o de otro tipo en la renta de los individuos, rendimientos de la renta en el ciclo vital, etc.
- El azar y la fortuna.

La influencia de la teoría de la elección individual, no obstante, continúa hasta nuestros días, sobre todo a través de la teoría del capital humano, donde actúa como herramienta de análisis de las elecciones de inversión en formación.

1.3.6. El capital humano

La idea de que la inversión en capital humano produce aumentos de ingresos, a través de la mejora en la productividad, se recoge ya en la obra de los economistas clásicos. Así, algunos autores sitúan los orígenes de la teoría del capital humano en afirmaciones de Adam Smith (1776) como la siguiente:

"se puede esperar que un hombre educado a costa de mucho trabajo o mucho tiempo (...) obtendrá un salario mayor que el normal, por todos los gastos que ha supuesto su educación, y al menos los beneficios normales de un capital igualmente valioso".[9]

Sin embargo, el desarrollo moderno de la teoría del capital humano se asocia con la Escuela de Chicago de los años 50, cuyos autores crean un marco teórico que sirve para analizar diversos fenómenos económicos y sociales de variado contenido, tales como el crecimiento, la productividad y, por supuesto, la distribución personal de la renta.

Se ha comprobado que los modelos de la teoría estocástica o de la capacidad no consideran la elección individual como factor determinante de la distribución de los ingresos, atribuyendo su generación a variables exógenas que no pertenecen al comportamiento económico individual. Por el contrario, en los modelos del capital humano, las decisiones del individuo sobre su inversión en formación son el factor básico para explicar la desigualdad de los ingresos del trabajo; en este sentido, Sahota (1978, p. 11) afirma que *"la inversión en sí misma es el resultado de decisiones de optimización racional (de los individuos o de sus padres), tomadas a partir de la consideración de estimaciones del valor presente descontado de corrientes alternativas de ingresos en el ciclo vital"*.

Aunque los estudios de la teoría del capital humano se centran, en su mayor parte, en el efecto de la educación, conviene no olvidar que la "inversión humana" incluye otros elementos

[9] Extraído de Atkinson (1981, p.109).

como la salud, la emigración, la movilidad laboral, la evaluación de la información, las técnicas de búsqueda de empleo, etc.

Una de las conclusiones de los postulados de estas teorías es que los principales instrumentos de política económica para reducir las disparidades son las medidas referentes a políticas educativas en distintos ámbitos: la escolarización obligatoria y otros tipos de programas educativos, tanto de formación general o específica, como de reciclaje en el puesto de trabajo**.**

Las figuras más relevantes de la teoría del capital humano son, sin lugar a dudas, Jacob Mincer y Gary S. Becker. En la evolución de sus modelos se aprecia el progreso de este enfoque de estudio. Los modelos iniciales planteados por Mincer (1958) sientan las principales ideas de la teoría. Posteriormente, Becker (1967) enriquece este enfoque introduciendo factores exógenos, distintos al comportamiento optimizador del individuo, propios de otras teorías. Es en los años 80 cuando las teorías del capital humano incorporan definitivamente factores relacionados con la herencia material, fuente de controversias con los teóricos de Cambridge que situaban a este factor en el centro de sus teorías.

El *modelo de la escolarización formal* de Mincer (1958) es uno de los primeros modelos pertenecientes a la teoría del capital humano. En él se pretende explicar la distribución de los ingresos del trabajo en términos del comportamiento optimizador de los individuos; así, la elección racional será la responsable de las diferencias en la renta, que aparecen como compensación de las diferencias en la duración de la formación y, en consecuencia, del retraso en la percepción de ingresos.

El interés de este modelo, a diferencia de la mayoría de los pertenecientes a esta teoría, es la propuesta final de una función estadística para modelizar la distribución de los ingresos del trabajo. A partir de dicha función, se obtienen conclusiones sobre las medidas de asimetría de esta distribución, ligando así el estudio causal de la distribución con la modelización estadística de la misma.

Los supuestos del modelo son, de forma resumida:

1. Ausencia completa de desigualdades de entorno.
2. La formación aumenta la productividad.

3. El tiempo de formación provoca la posposición de los ingresos.
4. El individuo espera que los ingresos futuros compensen los costes de formación.
5. El flujo anual de ingresos procede únicamente del trabajo y es constante a lo largo de la vida laboral.

El equilibrio se define a través de la igualdad (situación de indiferencia) entre el valor presente de los ingresos futuros, descontados a la tasa de interés del mercado, y los ingresos que pueden obtenerse, sin ninguna formación, en el momento en que empieza el proceso formativo.

Si se utiliza la siguiente notación:

s_1 : años de formación del individuo 1.

s_2 : años de formación del individuo 2.

n_1 : años de la vida laboral del individuo 1.

n_2 : años de la vida laboral del individuo 2.

r : interés de mercado y tasa interna de rendimiento.

E_s : ingresos anuales de una persona con s años de formación.

mediante un descuento continuo, el valor actual para s y n es:

Individuo 1 $$V_{s_1} = E_{s_1} \int_{s_1}^{s_1+n_1} e^{-rt} dt = \frac{1}{r} E_{s_1} (1 - e^{-r n_1}) e^{-r s_1}$$

Individuo 2 $$V_{s_2} = E_{s_2} \int_{s_2}^{s_2+n_2} e^{-rt} dt = \frac{1}{r} E_{s_2} (1 - e^{-r n_2}) e^{-r s_2}$$

En equilibrio, se produce la igualdad de ambos valores, $V_{s_1} = V_{s_2}$ y, por tanto:

$$k_{21} = \frac{E_{s_2}}{E_{s_1}} = \frac{e^{-r s_1}(1 - e^{-r n_1})}{e^{-r s_2}(1 - e^{-r n_2})}$$

de manera que este cociente es una relación de sustitución entre la preferencia de estudiar s_1 años o s_2 años, en términos de las diferencias de ingresos percibidos por los individuos 1 y 2.

A continuación, analicemos los casos particulares más interesantes.

a) Si n_1 y n_2 son suficientemente grandes, se tiene:

$$k_{21} \rightarrow \frac{e^{-r\,s_1}}{e^{-r\,s_2}} = e^{r\,(s_2 - s_1)}$$

y, si además, $s_2 = s$ y $s_1 = 0$ (sin formación), entonces:

$$k_{s0} \rightarrow e^{rs}$$

b) Si $n_1 = n_2 = n$ y $s_2 = s$ $s_1 = 0$, se tiene:

$$k_{s0} = e^{rs}$$

Como conclusión de los resultados que se presentan en los anteriores supuestos, se deduce que, en la decisión del individuo, es más relevante el período que vaya a destinar a la formación (s) que el período de vida laboral (n). El factor determinante de la diferencia de ingresos, representada por el ratio k_{s0}, es precisamente s. Esta idea está respaldada por los estudios empíricos en los cuales las vidas laborales no suelen ser muy diferentes.

Por tanto, concluimos que en los casos a) y b) anteriores:

$$k_{s0} = \frac{E_S}{E_0} = e^{rs} \Rightarrow E_s = E_0 e^{rs}$$

y, por tanto:

$$logE_s = logE_0 + rs$$

Esta relación considera las diferencias porcentuales o relativas como una función lineal del tiempo de formación en la escuela. A partir de ella, puede generarse una distribución de ingresos asimétrica a la derecha (distribución logarítmico-normal) partiendo de una distribución simétrica de s (años de escolarización). Por otra parte, se comprueba también que la dispersión relativa y la asimetría en la distribución de ingresos serán más grandes cuanto mayor sea la dispersión absoluta en la distribución del período de escolarización.

Chiswick (1967) y Lydall (1968) contrastaron empíricamente los resultados de este modelo. Las conclusiones de ambos autores fueron, básicamente, que el modelo funcionaba aceptablemente cuando se intentaban explicar las diferencias de ingresos entre grupos que han tenido un período de escolarización parecido, sin embargo, los resultados no eran satisfactorios cuando se estudiaba la distribución general de ingresos.

Para incorporar al modelo otros elementos como la inversión post-escolar o la experiencia, Becker (1964) introduce la función de ingresos generales en el contexto de una teoría más amplia de la inversión en capital humano. Los ingresos del individuo *i* en el periodo *j* se expresan como el total de los rendimientos derivados de todas sus inversiones y de los ingresos originales procedentes de factores hereditarios. Los ingresos serán netos si deducimos el coste de la inversión correspondiente al período *j*. La función de ingresos brutos será entonces:

$$E_{ji} = X_{ji} + \sum_{t=0}^{j-1} r_{ti} C_{ti}$$

y la función de ingresos netos:

$$Y_{ji} = X_{ji} + \sum_{t=0}^{j-1} r_{ti} C_{ti} - C_{ji}$$

donde:

C_{ji} : costes de la inversión neta de la persona *i* en el período *j*.

X_{ji} : ingresos brutos obtenidos por la persona *i* en el período *j*, que no proceden de las inversiones en capital humano.

r_{ti} : tasa de rendimiento de la inversión del individuo *i* en el período *t*.

Añadiendo un subíndice podríamos distinguir entre diferentes formas de inversión (formación en el trabajo, viajes, salud, etc.). Del mismo modo, la tasa media de rendimiento podría ser diferente entre personas, períodos e inversiones. El modelo original de Mincer puede ser presentado como un caso especial de este último.

Becker (1967), en un modelo de oferta y demanda, incorpora el efecto sobre la distribución de la renta de factores institucionales, la herencia de propiedad, la distribución de las capacidades, la desigualdad de oportunidades y las interconexiones entre todos estos factores.

La decisión sobre las cantidades destinadas a la inversión en formación por cada individuo proviene de dos relaciones simultáneas:

- Funciones de demanda, que relacionan la inversión del individuo *i* con la tasa de rendimiento de su inversión.

- Funciones de oferta, que relacionan los fondos que se pueden obtener para financiar la inversión con el coste que supone el tipo de interés marginal.

El modelo básico se desarrolla, en el marco de la optimización de las elecciones individuales, a través del análisis de la demanda y la oferta de capital humano y de los rendimientos percibidos por los individuos. Así, Becker presenta una explicación de las desigualdades de la renta en términos de oferta y demanda. Los precios (tasas de rendimiento y tipo de interés de los préstamos) y cantidades (inversiones y rentas percibidas) se determinan endógenamente. Los individuos optimizan sus decisiones de inversión y posiciones de renta, sujetos a factores determinados por capacidades heredadas, oportunidades y una correlación positiva entre los dos conjuntos de atributos.

A partir de este enfoque, las teorías del capital humano van integrando sucesivamente en sus esquemas teóricos otros factores propios de otras teorías. Este sendero de integración provoca el acercamiento con los teóricos de Cambridge, que también incorporan la influencia de la educación a sus modelos, anteriormente centrados en la herencia material.

Esta breve descripción, que resume el desarrollo teórico del enfoque del capital humano, establece claramente las conexiones de esta teoría de formación de la renta con los efectos distributivos de la misma. La teoría del capital humano ha ido enriqueciéndose con diferentes aportaciones (Rosen, 1976), sin embargo, no se han propuesto modelos ni desarrollos teóricos que complementen significativamente los postulados básicos de la teoría, sintetizados por Atkinson (1981, p.113) de la siguiente forma:

"La teoría del capital humano conduce a la conclusión de que las diferencias de ingresos dependen del grado de formación necesario, tanto en términos de educación formal como de formación en el propio trabajo, y son exactamente las suficientes para compensar los costes de esta formación, teniendo en cuenta la duración de la vida activa, la incertidumbre de los ingresos, el desempleo y los beneficios no monetarios".

La explicación de la distribución personal de la renta a partir de la inversión en capital humano sigue reclamando el interés de numerosos economistas que desarrollan trabajos empíricos para comprobar esta influencia y estimar los rendimientos de la educación.

Contribuyen, a esta abundancia de trabajos, la mayor disponibilidad de información sobre niveles educativos, contenida en diferentes encuestas, además del interés y la actualidad del tema. En esta línea, en el caso de España, encontramos los trabajos de Pena (1996), San Segundo (1993), Lassibille (1994) y García (1997) que estudian, mediante modelos econométricos, los rendimientos de las inversiones educativas y la influencia de determinadas características personales sobre los mismos.

Frente a esta abundancia de trabajos de tipo econométrico, que utilizan como variable dependiente la renta personal, no encontramos, para el caso español, trabajos que intenten ligar el factor capital humano con la forma de la distribución de la renta personal en la línea de los de Parker (1996, 1999) o Creedy, Lye y Martin (1996).

Finalmente, es importante recoger las siguientes líneas críticas que, en algunos casos, se han constituido en verdaderas teorías construidas sobre la vulneración de los estrictos supuestos y limitaciones del enfoque de la teoría del capital humano:

1. La teoría del capital humano se sitúa en el marco del comportamiento racional del individuo que maximiza un valor descontado con un horizonte temporal lejano e incierto, lo que supone aceptar el supuesto de que los trabajadores serán capaces de realizar previsiones comparando valores futuros de ingresos que se percibirán, a lo largo de su ciclo vital, descontados a una tasa de rendimiento.

2. La teoría no da la suficiente importancia a determinados factores que pueden ser causa de la inversión en capital humano: el entorno familiar, la inversión preescolar en la infancia, los factores institucionales o la influencia del azar, entre otros.

3. Las primeras versiones de la teoría consideran únicamente el lado de la oferta del mercado de trabajo y, aunque Becker formula ya un modelo de demanda y oferta, en general el lado de la demanda no ha recibido la misma atención que el de la oferta en los distintos modelos.
4. Es evidente que esta teoría se centra exclusivamente en los ingresos del trabajo, aún cuando existen ingresos de otras fuentes también responsables de la desigualdad.

5. Existe una falta de integración de los diferentes tipos de inversión en educación. Aunque algunos estudios han contemplado la educación preescolar, la superior o el reciclaje, la educación escolar es la más tratada analíticamente, siendo necesaria una profundización mayor en el resto de niveles.

El efecto causal directo de la educación en la obtención de ingresos, a través del aumento de la productividad, ha sido puesto en tela de juicio por un conjunto de teorías que atribuyen a la educación un papel de filtro o pantalla, o las basadas en la segmentación del mercado de trabajo.

Las conocidas como *teorías del filtro* concluyen que las instituciones educativas actúan como un mecanismo filtrante, que únicamente selecciona a los trabajadores y les concede una etiqueta de calidad. Por otra parte, los empleadores recurren a este mecanismo clasificador que les suministra información sobre sus "productos" bajo criterios muy discutibles. En este sentido, Sahota (1978, p. 17) resume la esencia de estas teorías de la siguiente forma: "*las escuelas son agencias de selección y certificación para legitimar desigualdades. De esta forma, la educación tiene un importante papel de fortalecimiento de la estructura de clases y la desigual distribución de la renta*".

Las teorías de la segmentación del mercado de trabajo, atribuyen mayor importancia al lado de la demanda, centrándose en el análisis de las barreras que encuentran determinados grupos para acceder a un puesto de trabajo: falta de experiencia previa, comportamientos corporativos excluyentes, etc.

1.3.7. La herencia

La herencia material ha sido referente central de las teorías de los economistas de la Universidad de Cambridge, enfrentados a los postulados de la teoría del capital humano asociada a la *Escuela de Chicago*.

Edwin Cannan, uno de los pioneros en formular las ideas básicas de la teoría de la herencia, sostenía, en 1912, que la desigualdad en las propiedades que los individuos han recibido como la herencia es claramente la más potente causa de desigualdad. Fisher, en el mismo año, se refería a la herencia al destacar que la distribución de la riqueza era el

resultado de *"la herencia constantemente modificada por la economía, la capacidad, la industria, la suerte y el fraude"*.

La teoría de la herencia aporta la mejor conexión de la distribución personal de la renta con la distribución funcional trazada desde Ricardo, Marx, Pigou y Keynes. Otro logro de la teoría es la explicación de la distribución de la renta a través del mecanismo multiplicador keynesiano del producto real y los procesos de inversión y ahorro, más frecuentemente utilizados para explicar el empleo y el crecimiento.

Con el término *herencia* se alude fundamentalmente a la herencia material, excluyendo habitualmente otros aspectos referentes al legado inmaterial de padres a hijos, incorporado en los genes o en la cultura transmitida por la educación y el entorno.

La exposición más conocida de esta teoría fue realizada por Kaldor (1955), quien se refería a la espiral que alimentaba el ahorro y la inversión de los capitalistas, mientras se detectaban las actitudes contrarias en los trabajadores.

Meade (1964) presentó un primer modelo de la teoría que posteriormente reelaboró. Según este modelo, dada la dificultad de considerar las comparaciones interpersonales de bienestar entre individuos en la política redistributiva, las autoridades deben admitir ponderaciones en las utilidades marginales de diferentes grupos de individuos y buscar un estado de la distribución deseable, un óptimo como el que se puede obtener por el criterio de Pareto. Meade se plantea las cuestiones de por qué se producen en la sociedad desigualdades tan grandes en el dominio de la propiedad y qué reformas del sistema impositivo, fundamentalmente, serían necesarias para equilibrar la tenencia de propiedades así como su efecto en la eficiencia económica.

Analiza estos problemas en tres etapas:

1. Supone una sociedad con un número de ciudadanos adultos que no se casan, ni tienen hijos, ni mueren ni envejecen. El Estado no interfiere en el proceso de acumulación del capital privado.

2. Introduce factores demográficos (nacimientos, muertes, matrimonios) y analiza los efectos que producen sobre la estructura de la propiedad.
3. Introduce el Estado y las políticas económicas destinadas a conseguir una distribución más equitativa de la propiedad.

Meade hace uso de un método simplificador, utilizado por Pasinetti (1962), consistente en suponer únicamente la existencia de dos tipos de individuos: obreros, que ahorran una proporción baja de sus rentas, y capitalistas, que no trabajan y ahorran un porcentaje elevado de lo que ganan. Pasinetti explicaba el proceso de acumulación y lo aplicaba a la teoría del desarrollo; Meade se centra en este proceso como herramienta de análisis de la distribución de la propiedad, introduciendo en su modelo factores demográficos y estudiando su influencia sobre la distribución de la propiedad. Así, al referirse a las muertes, analizaba los efectos del reparto de la herencia del fallecido sobre el patrimonio de los herederos.

En este contexto, los matrimonios suponían una fusión de las propiedades de los cónyuges que permitían generar las siguientes reflexiones. Si cualquier hombre se pudiera casar, con la misma probabilidad, con cualquier mujer, habría una tendencia a la igualación de fortunas heredadas. Sería muy probable que herencias extremadamente grandes o pequeñas se mezclaran con otras diferentes y se produjera un efecto igualador. Sin embargo, Meade observaba que los matrimonios en la realidad eran muy selectivos. De esta forma, la igualación es mucho menos intensa y habría una clara tendencia a la perpetuación de desigualdades.

Otro factor considerado era la diferente fertilidad entre ricos y pobres. Si los ricos son poco prolíficos, las fortunas grandes, que se consolidan con el matrimonio entre ricos, irían pasando cada vez a menos manos. Si los pobres tienen más hijos, las pequeñas herencias se dividirían en muchas partes. Estas dos situaciones provocarían una peor distribución de la renta. De todas formas, si suponemos que la fertilidad o su control no está relacionada con ninguna característica de nivel económico, su efecto podría manifestarse en direcciones diferentes. En un supuesto extremo, al tener la fertilidad un componente hereditario, las fortunas de los infértiles se irían concentrando y éstos serían, finalmente, los más ricos.

Tras considerar estos factores, se incide en otros que modifican la distribución de la propiedad. Meade admite que la capacidad de obtener ingresos puede ser transmitida a los hijos y se refiere a la inversión en educación como uno de los mecanismos transmisores. Por tanto, al considerar la herencia de riqueza no material, el autor abre una vía de reconciliación con la Escuela de Chicago defensora a ultranza de la teoría del capital humano.

El análisis de las políticas del gobierno es realizado por Meade de forma concisa para proponer las siguientes medidas:

- Reforma radical de los impuestos sobre sucesiones y donaciones para introducir una mayor progresividad.
- Programas de promoción que estimulen la unión de las pequeñas propiedades.
- Medidas de política educativa para conseguir una igualdad de oportunidades.
- Medidas de reducción de la fertilidad sobre los individuos situados en el extremo inferior de la distribución personal de la propiedad, mediante programas de salud pública que faciliten el acceso a medios anticonceptivos.
- Modificaciones de los impuestos para implantar ventajas, en el tramo alto de rentas, por tenencia de hijos.

Las ideas de Meade integran diferentes teorías de la distribución personal de la renta; sin embargo, se aprecia claramente el destacado papel de las fortunas heredadas, definidas por este autor como *"un haz de las cuatro dotaciones más importantes: componentes genéticos, influencia de los padres y formación, contactos sociales y propiedad heredada"*.

El modelo de Stiglitz (1969) considera una renta dividida entre salarios y beneficios y explica el origen y la acumulación del ahorro y la propiedad. Stiglitz estudia el efecto de funciones no lineales de ahorro, la heterogeneidad de las cualificaciones laborales, las políticas sobre la herencia del capital material y la naturaleza de los elementos estocásticos en el proceso de acumulación.

En sus primeros modelos Stiglitz hacía muy pocas concesiones a la influencia de la educación sobre la distribución. Posteriormente, se suma a las teorías críticas del capital humano que relegan el papel de la educación a un mecanismo de filtrado. Si ya Meade,

aunque con alguna referencia al efecto de la formación, apenas explicaba las causas de la dispersión en los ingresos del trabajo, Stiglitz se olvida aún más de este aspecto.

Las comprobaciones empíricas[10] de los modelos de esta teoría, generalmente realizadas con datos de Estados Unidos y Reino Unido, no ofrecieron, desde el principio, buenos resultados. En algunos casos, estos resultados se debían a las excesivas simplificaciones de los modelos; por ejemplo, algunos modelos no consideraban que las propensiones al ahorro difieren en el tiempo y que dependen de más factores que la clase social a la que se pertenezca. Por otra parte, en realidad, la participación de los factores no se corresponde necesariamente con las clases ricas o pobres; no se puede asignar papeles tan restrictivos a los individuos pues la inversión no es financiada sólo con los ahorros de los capitalistas sino también de los pequeños inversores que pueden participar, por ejemplo, en fondos de inversiones. Por otra parte, la estratificación social es cada vez más compleja y la identificación de clases más difusa. Sin embargo, es también cierto que la riqueza heredada permanece como un factor importante de desigualdades de renta especialmente en el extremo superior de la distribución.

Otra crítica a estos modelos es su escaso contenido interno. Las fortunas heredadas resultan del accidente del nacimiento y las propensiones al ahorro se determinan exógenamente, según el tamaño de la riqueza, más que por causas endógenas como pueden ser los movimientos de los tipos de interés. No existe, por tanto, ningún mecanismo orientador de precios que se genere en el seno del modelo y, por otra parte, las políticas gubernamentales autónomas o los procesos demográficos, también están fuera del control de los individuos.

Por todas estas razones, y al restar importancia al papel de la elección del individuo en su comportamiento optimizador, son escasas las referencias a la educación, debilidad que provoca las críticas de los teóricos del capital humano. Sin embargo, la ampliación del horizonte de factores influyentes en la distribución relacionados con otros tipos de rentas distintas a las del trabajo (propensiones al ahorro, tasas de interés, etc.), la introducción de mecanismos demográficos y la conexión con el enfoque de la distribución funcional de la renta, justifican sobradamente la importancia y repercusión de esta teoría.

1.3.8. Los factores demográficos

El crecimiento de la población y otros muchos factores demográficos influyen y son influidos por la distribución personal de la renta. Esta mutua relación ha sido origen de una línea de estudios que se centran en las características, comportamientos y evolución de la población que se reparte la cantidad total de recursos y que suministra, por tanto, las unidades de reparto en el proceso de distribución personal de la renta.

El complicado entramado de relaciones, directas o indirectas, unidireccionales o bidireccionales, entre factores demográficos y rentas es el objeto de estudios como los de Repetto (1979) y Rodgers (1979), donde se demuestra que una mayor igualdad provoca disminuciones de la mortalidad y la fertilidad de una población, y de otros trabajos centrados en el efecto del peso relativo de determinadas categorías de la estructura poblacional sobre la distribución (Paglin, 1975; Kuznets, 1976; Schultz, 1981). En estos estudios y otros posteriores (Ngwane, Ydavalli y Steffens, 2001) se han planteado diferentes vías para explicar los mecanismos de mutua influencia entre factores demográficos y distribución de la renta, pero el estado de la cuestión dista mucho de ofrecer soluciones constatadas.

Sobre la relación de la fertilidad con la distribución personal de la renta se ha desarrollado una amplia línea de investigación que incluye trabajos como los de Reppeto (1974), Yotopoulos (1977), Morawetz (1978), Winegarden (1985) y Heerink (1994). Excepto Winegarden, los demás autores llegan a la conclusión de que la desigualdad de la renta tiene una influencia positiva sobre la fertilidad, para los diferentes conjuntos de datos utilizados en cada estudio.

Los estudios dedicados a la influencia mutua de la distribución de la renta sobre la mortalidad son también numerosos y, en ocasiones, se realizan de forma conjunta con el estudio de la fertilidad. Preston (1985), Flegg (1979) y Moreland (1984) concluyen que una mayor igualdad de los ingresos reduce la mortalidad. Sin embargo, otras investigaciones, como la realizada para la Organización de Naciones Unidas en 1982, no encuentran un efecto significativo de la desigualdad de ingresos sobre la mortalidad.

[10] Véase Harbury (1962) y Harbury y McMahon (1973).

El tamaño de la unidad familiar ha sido también objeto de estudio por las características peculiares, en cuanto a la distribución del ingreso, que tiene cada hogar según el número de componentes del mismo. Paglin (1975) y Kuznets (1976) encontraron, en sus estudios empíricos, una relación directa entre renta y tamaño de la familia. Esta línea ha sido continuada por Haddad y Kanbur (1990) abordando el estudio de la desigualdad intrafamiliar.

Existen otros estudios (Rodgers, 1979) sobre la repercusión de las diferencias en las tasas de crecimiento de la población rica y pobre, que confirman que mayores tasas de fertilidad están asociadas a niveles elevados de desigualdad. Otros autores (Cassen, 1976) argumentan que un fuerte crecimiento vegetativo provoca un aumento relativo de la oferta de trabajo superior al de los demás factores de producción, por lo que las remuneraciones se verán afectadas por una reestructuración que perjudica a la mano de obra y, por tanto, la distribución de la renta será más desigual. Son teorías que parten de supuestos anclados en la falta de movilidad entre grupos de rentas y, en cierto modo, en la identificación de la distribución funcional y la personal, característica de la teoría de la herencia.

El estudio de Heerink (1994) titulado *Population Growth, Income Distribution and Economic Development* contiene un interesante y detallado análisis integrado de los mecanismos microeconómicos y macroeconómicos que producen impactos directos e indirectos de tipo bidireccional entre factores demográficos y distribución de la renta. Este esquema de relaciones es la base de un modelo de ecuaciones simultáneas que introduce indicadores demográficos, medidas de desigualdad, medidas de nivel de renta y factores tales como la educación, el empleo de la mujer, la distribución de la tierra, la salud y otros aspectos del desarrollo socioeconómico. Heerink resume de la siguiente forma las conclusiones más relevantes a las que llega: *"Una mejor distribución de la renta tiene un impacto significativo sobre varias variables macroeconómicas y demográficas. Los resultados indican que un aumento en la igualdad en el reparto de la renta puede provocar menores niveles de mortalidad y fertilidad, mejores niveles de nutrición, salud y educación, y una menor tasa de actividad de jóvenes, ancianos y mujeres"*. Estas conclusiones deben entenderse en el contexto del estudio concreto, en el que se utilizan técnicas de regresión en una muestra compuesta por un 50% de países subdesarrollados.

Además de estas relaciones, hay otras en las que situaríamos la desigualdad como variable dependiente mientras que los factores explicativos serían tales como los propios de la estructura de edades de la población o la estructura de sexos. En cuanto a la estructura de edades de la población, ya se ha analizado su influencia al considerar la teoría del ciclo vital, si bien queremos constatar el carácter demográfico de este factor así como de otras categorías poblacionales definidas por los tipos de hábitat de residencia o las categorías socioeconómicas, consideradas, por ejemplo, en Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996). Sobre el reparto por sexos en la población, se han realizado numerosas comprobaciones (San Segundo, 1993 y García, 1997) que demuestran, para el caso español, que las mujeres perciben, en general, menores salarios en cada una de las categorías profesionales analizadas en estos estudios.

La emigración ha sido tradicionalmente estudiada como factor relacionado con la distribución de la renta personal. El modelo de Todaro (1969) explica la emigración campo-ciudad en los países menos desarrollados en función de las diferencias salariales esperadas por los individuos en ambas zonas. Otra línea de estudio está integrada por diferentes análisis de tipo agregado que relacionan los movimientos migratorios con variables referentes a la estructura salarial, la tasa de desempleo, el nivel de educación, etc. (Goerlich, 1999). En el caso español, hay una interesante línea de investigación en la que se integran los trabajos de De Santiago (1994) y Fernández y Ramos (2000), que comprueban que las decisiones de localización de los individuos no son independientes de la posición relativa que ocupan en la escala de rentas de su comunidad, y que los individuos tratan de evitar sufrir situaciones de desigualdad, para lo que se desplazan de una comunidad a otra.

Finalmente, debemos referirnos brevemente a otros factores que añaden un matiz socioeconómico a los componentes puramente demográficos y que están relacionados con ellos. Entre este conjunto de causas, pueden citarse la estructura de la población por niveles de educación y ocupación sectorial o la participación relativa de hombres y mujeres en la fuerza de trabajo, factores que son tratados en trabajos como el realizado por Cameron (2000).

1.3.9. Los factores macroeconómicos

La distribución de la renta acusa lógicamente la influencia de los factores de tipo macroeconómico. Sobre la importancia y la forma de dicha influencia afirma Pena (1996, p.872) que *"es evidente que el cuadro macroeconómico es un determinante básico del monto total de la renta a distribuir, aunque ya no está tan claro cómo las magnitudes macroeconómicas puedan influir en la distribución personal"*.

La influencia de las condiciones macroeconómicas sobre la distribución de la renta puede estudiarse a partir de los siguientes canales señalados por Nolan (1989):

1. Cambios en la participación de los factores en el producto nacional.

   Si los salarios ganan participación frente a los beneficios empresariales y a otros tipos de rentas, se producirá una mejora en la situación de los perceptores de menores niveles de renta, que suelen ser los que viven únicamente de un salario; en tal caso, podría reducirse la desigualdad.

2. Cambios en el nivel de desempleo.

   Parece claro que un aumento del desempleo puede influir directamente sobre aquéllos que perciben únicamente ingresos salariales que son, generalmente, los que ocupan la parte inferior y media de la distribución. Por tanto, un cambio en este sentido podría modificar la distribución aumentando la desigualdad.

3. Cambios en la tasa de inflación.

   La inflación repercute negativamente en las rentas no indiciadas sobre los precios, por lo que habría que considerar, para determinar la influencia sobre la desigualdad, cuáles son los diferentes tipos de rentas reales y quiénes sus perceptores. Por otra parte, un aumento de la inflación puede repercutir negativamente sobre los perceptores de rentas más altas, cuando están sujetos a un impuesto progresivo sobre la renta. Otro efecto de la inflación es la rebaja de las deudas en términos reales. Este hecho perjudica a los acreedores y beneficia a los deudores, que suelen situarse en tramos de renta bajos, produciéndose así una reducción de la desigualdad.

Además de estos canales de influencia de las variables macroeconómicas, la literatura económica ha considerado ampliamente los efectos del desarrollo y el crecimiento económico sobre la distribución, asociados al progreso tecnológico o a procesos de acumulación de capital, entre otros muchos factores.

Esta línea de investigación toma impulso con los trabajos de Kuznets (1955), en los que se formula su conocida hipótesis sobre la evolución de la desigualdad de la renta a lo largo del proceso de desarrollo económico. Según la hipótesis de Kuznets, la desigualdad de la renta tiende a aumentar en las primeras etapas del crecimiento económico, posteriormente se estabiliza y, finalmente, disminuye en etapas de desarrollo avanzado. Diferentes hechos constatados apoyaban el contenido de la hipótesis. Kuznets comprobó, por ejemplo, que los países desarrollados tienen una distribución de la renta personal más igualitaria que los menos desarrollados o en vías de desarrollo; en estos últimos, los grupos mejor situados tenían una exagerada participación en el reparto de la renta nacional. Por otra parte, una vez conseguido cierto nivel de desarrollo económico, existen por lo menos dos factores que contribuyen a acentuar la desigualdad: la concentración del ahorro en manos de los grupos de rentas más elevadas y el cambio en la estructura del empleo. El abandono de la agricultura, cuyos trabajadores constituyen un grupo de ingresos homogéneos, lleva mano de obra a la ciudad, donde las rentas son más heterogéneas.

En general, las ideas de Kuznets resultaron confirmadas en algunos trabajos como los realizados por Kravis (1960), que comprobó empíricamente las grandes diferencias existentes en las distribuciones de la renta de países subdesarrollados. Más tarde, Oshima (1962) apunta que, en rigor, la desigualdad no es necesariamente más pronunciada en los países menos desarrollados, sino que todo depende del nivel de desarrollo alcanzado, siendo la importancia del sector rural en el conjunto de la economía el criterio principal de medida del grado de desarrollo. En esta línea, Oshima argumenta que, en las etapas iniciales del desarrollo, la desigualdad de la renta es pequeña en general; el crecimiento del comercio, la industrialización y la urbanización acentúan la dispersión general de las rentas. Una vez que la economía alcanza la etapa de “semidesarrollo”, la tendencia al aumento de la dispersión del capital *per cápita* en el sector urbano resulta compensada por un incremento en la renta promedio de la agricultura y por el éxodo rural; la desigualdad deja entonces de crecer y luego decrece según se va extendiendo la educación a todas las capas poblacionales.

Todos estos estudios y otros similares de Cline (1975), Lydall (1977) y Papaneck (1978) tratan de contrastar la hipótesis de Kuznets, a través de la verificación empírica de una relación no lineal en la que la variable independiente era la renta *per cápita* y la variable dependiente una medida de la desigualdad de la distribución de la renta.

Un modelo introducido para estudiar empíricamente la influencia de determinados factores macroeconómicos en la distribución personal de la renta es el presentado por Blinder y Esaki (1978), que intenta medir el efecto de la inflación y la tasa de desempleo sobre la distribución de la renta. Su expresión es la siguiente:

$$S_{it} = \alpha_i + \beta_i U_t + \gamma_i P_t + \delta_i T_t + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2,3,4,5$$

En donde:

S_{it} : participación del quintil *i* en la renta total del año *t*.

U_t : tasa de paro en el año *t*.

P_t : tasa de inflación en el año *t*.

T_t : variable tiempo.

El modelo permite comprobar cómo afecta el paro y la inflación en la participación de los quintiles, de modo que se puede apreciar, de forma diferenciada, el efecto de las variables macroeconómicas sobre los distintos grupos de la escala ordinal de rentas.

Blinder y Esaki aplicaron el modelo a datos de Estados Unidos y Nolan (1989) a datos del Reino Unido, llegando a conclusiones similares en cuanto a que el desempleo perjudica claramente al primer quintil de la distribución y la inflación centra sus efectos negativos sobre el último quintil.

Para el caso español, Pena (1996), que estimó dicho modelo añadiendo una variable ficticia relacionada con la periodicidad de los datos, obtuvo las siguientes conclusiones:

- El aumento del paro afecta negativamente a la participación del primer quintil
- El aumento de la inflación tiene un efecto negativo sobre la participación del quinto quintil.

- Los quintiles intermedios mejoran su participación tanto si aumenta el desempleo como si aumenta la inflación.

Dicho autor advierte que estas conclusiones hay que tomarlas con cautela por el tamaño reducido de la muestra que utiliza y porque los datos que se manejan corresponden a una única fase del ciclo económico.

En la actualidad, la influencia de los factores macroeconómicos en la formación de la renta personal sigue siendo objeto de estudios de carácter aplicado que analizan, generalmente, cada factor macroeconómico de forma aislada, obteniendo, en muchos casos, conclusiones contradictorias según el conjunto de datos utilizado en el análisis. En esta línea de trabajos se encuentran los de Pscharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee, y Wood (1995), Ravallion y Datt (1996), Datt y Ravallion, (1998), Lustig y Deutsch (1998), De Janvry y Sadoulet (2000) y Al-Marhubi (2000), entre otros.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

1.3.10. Otros factores

Además de los factores ya estudiados, existen otros, que aunque no han configurado una teoría relevante de la distribución personal de la renta, tienen una influencia clara sobre ella; éste es el caso de la discriminación por sexo o racial, la pertenencia a determinadas categorías socioeconómicas, factores sociales y de costumbres, la legislación, las políticas del sector público, la acción de los sindicatos, los factores de tipo internacional, etc.

Estos factores pueden afectar a la renta directamente o a través de otros factores ya estudiados. Su influencia se ha comprobado fundamentalmente con modelos econométricos que introducían estos factores como variables explicativas. En este epígrafe, recogemos algunas ideas sobre la actuación de determinados factores que no han sido estudiados en epígrafes anteriores de este trabajo y que han generado diferentes análisis teóricos y comprobaciones empíricas.

En sociedades donde el peso del sector público en las economías es muy fuerte, el Estado, a través del sistema impositivo o la política de transferencias, condiciona notablemente las decisiones de los particulares. Los gobiernos pueden llevar a cabo

políticas sociales redistributivas, de modo que la renta disponible refleja ya este proceso de modificaciones sobre las rentas primarias. La influencia de la actuación del Sector Público sobre la renta es el factor central de la denominada por Sahota (1978) "*teoría de la redistribución de los ingresos por las Administraciones Públicas*".

Otros factores, en ocasiones con matices éticos, se combinan para crear determinadas teorías. Entre ellas, mencionamos la teoría de las desigualdades educacionales y las teorías de la justicia distributiva, aunque hay que admitir que ninguna de ellas han tenido gran repercusión.

Finalmente no pueden olvidarse, ante la tendencia globalizadora del sistema económico y social, los factores referidos a influencias de tipo internacional (Sahn, Dorosh y Younger, 1996) ocasionadas por la pertenencia a determinadas áreas con ciertos niveles de integración económica o, simplemente, por el efecto frontera de países vecinos que provocan alteraciones sobre la distribución mediante procesos económicos que se sirven de la proximidad geográfica. Es también importante la influencia de los flujos de información (De Janvry y Sadoulet, 2000), que canalizan la potencialidad del desarrollo a través de las nuevas redes y sistemas de comunicación permitiendo la interconexión en una gran multiplicidad de niveles.

1.3.11. La actuación conjunta de los distintos factores: teorías completas

Aunque en cada uno de los apartados dedicados a los distintos factores, se han incluido críticas y conclusiones sobre la influencia final de los mismos en la distribución de la renta y, en algunos casos, se han establecido relaciones entre factores, no podemos dejar de considerar de alguna forma la tendencia existente de integrar los diferentes factores en una teoría global utilizando el mayor número posible de variables endógenas (Von Weizsäcker, 1996; Creedy, 1997).

De estos modelos completos se deducen diferentes esquemas causales de la actuación de unos factores sobre otros y de la causalidad directa o indirecta de los mismos. Algunos autores representaron estos esquemas gráficamente. En los gráficos 1.3 y 1.4 se ilustran las propuestas de Atkinson (1981) y la de Griliches (1977), completada posteriormente por Söderstrom (1981):

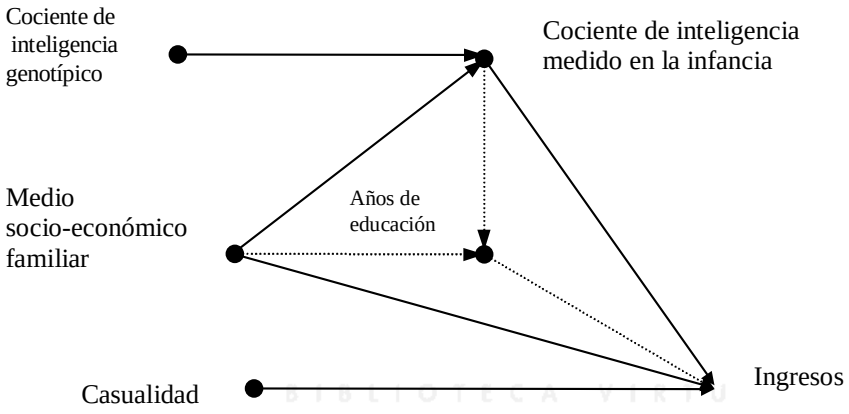


Gráfico 1.3. Esquema causal de Atkinson

El esquema de Atkinson denota la presencia de variables relacionadas con el capital humano, la capacidad, la influencia del entorno socioeconómico y la suerte. Se producen una serie de interacciones entre estas variables cuyo resultado final es la formación de los ingresos. En una línea similar, encontramos el siguiente esquema, debido a Griliches y Söderstrom, en el que aparece un nuevo factor: la motivación.

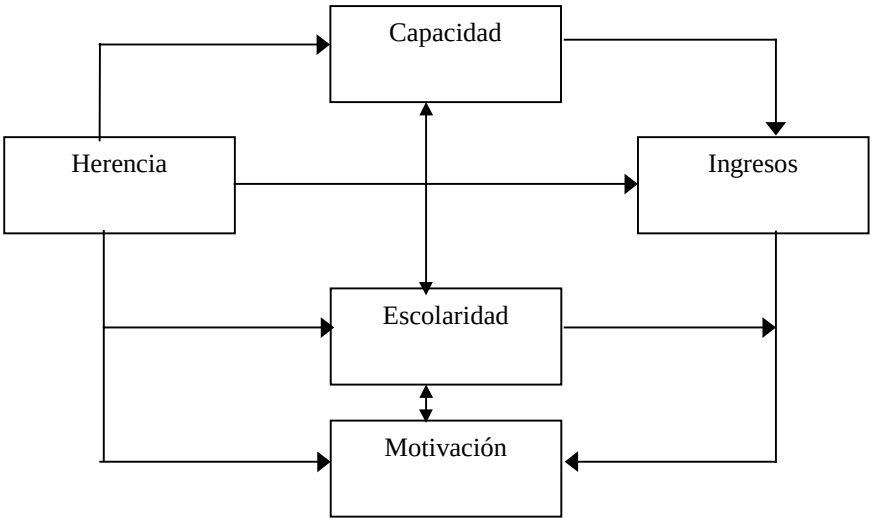


Gráfico 1.4. Esquema causal de Griliches y Söderstrom

Estos esquemas son ilustrativos de la actuación conjunta de los factores, pero a la vez ofrecen una visión demasiado simple, pues no profundizan en la estructura teórica que

sustenta el funcionamiento conjunto del sistema. Este inconveniente se supera con la introducción de algunos modelos, de los que comentaremos sus rasgos más importantes a continuación.

Como se ha señalado, desde el principio de los años 80, las dos escuelas rivales, en relación con las teorías de la distribución de la renta personal, fueron acercando sus posturas. Los autores de la *Escuela de Cambridge* fueron aceptando paulatinamente la influencia de la educación en sus estudios, mientras que la *Escuela de Chicago* incluyó explícitamente las dotaciones heredadas en sus modelos. El exponente de la corriente de aproximación lo constituye la aparición, en este período, de algunos modelos basados en los nuevos postulados. Entre ellos, tienen una especial relevancia, por sus repercusiones posteriores en las escuelas a las que pertenecen, los siguientes:

- Becker y Tomes (1979).
- Sahota y Rocca (1980).
- Meade (1976) y Atkinson y Stiglitz (1980).

Todos ellos, aunque de diferentes escuelas, son muy similares si se analizan las formas reducidas de la ecuación de formación de la renta. Estas funciones simplificadoras son casi idénticas, aunque se debe advertir que una única forma reducida puede ser consistente con más de una estructura teórica.

La forma reducida general podría ser la siguiente, propuesta por Sahota y Rocca (1980):

$$Y = f(Y^k, Y^h; e^g, e^d, e^s; \bar{e}; u)$$

donde:

Y : renta del individuo.

Y^k: riqueza material o no humana.

Y^h: riqueza humana adquirida a través del crecimiento y desarrollo en el hogar, como preparación o disposición para la educación.

e^g: factores genéticos heredados.

e^d: rasgos heredados de la cultura familiar y "*factor D*" de Lydall.

e^s: contactos sociales heredados.

$\bar{e}$: dotaciones heredadas medias en la generación, región, vecindad o entorno próximo.

u : factor aleatorio.

El modelo de Becker y Tomes (1979), que tiene cierta similitud con el de Sahota y Rocca (1980), utiliza cuatro teorías básicas de la distribución: la teoría de la elección racional, la teoría del capital humano, la teoría de la herencia material y la teoría estocástica. Becker y Tomes desarrollan un modelo intergeneracional de distribución de la renta familiar, en el cual los padres maximizan su utilidad con respecto a su consumo y a la riqueza que van a dejar a sus hijos, sujetos a sus expectativas sobre la renta familiar. El equilibrio se determina por la igualdad de una tasa de interés exógena a lo largo de una generación y la tasa marginal de sustitución entre el consumo presente y la riqueza que se acumula para los hijos.

Con esta teoría, se introducen dos modificaciones importantes a la teoría de la elección de la *Escuela de Chicago* que son:

1. Aceptación del papel de la herencia de riqueza humana o material.
2. Se introduce la influencia del azar o la suerte.

Las diferencias que subsisten entre ambas escuelas, a pesar del acercamiento que se aprecia en este modelo, son básicamente metodológicas. En palabras de Sahota y Rocca (1980, p.211), *"la teoría de Becker y Tomes se basa en las técnicas de optimización y equilibrio. Oferta y demanda son las herramientas del análisis. A pesar de admitir las fortunas heredadas, el marco de Becker y Tomes es fundamentalmente la teoría de la elección individual, que es la herramienta utilizada cuando se admite un comportamiento optimizador"*.

No obstante, este desacuerdo es más aparente que real, pues Atkinson (1981) también utiliza un modelo de oferta y demanda para explicar las desigualdades de ingresos. Sin embargo, los autores de Cambridge no atribuyen al comportamiento maximizador en la distribución un papel tan relevante como el adquirido en los estudios de Becker.

Otra diferencia radica en que, en los modelos de la *Escuela de Chicago*, la estructura del mercado de trabajo es generalmente competitiva; mientras que los teóricos de

Cambridge suponen mercados de factores segmentados y admiten las teorías que atribuyen a la educación un papel de filtro; de esta forma, se incorporan discrepancias entre los precios de los factores y los valores de su producto marginal. Según Atkinson y Stiglitz (1980), *"los ingresos reales están relacionados de forma imprecisa con la productividad de los individuos, dada la información imperfecta y otras características reales del mercado de trabajo"*.

Como afirman Sahota y Rocca (1980, p. 428) *"la cuestión a dilucidar es si los supuestos de cada teoría son realistas o instrumentales. Sea como sea, aunque la divergencia ha continuado en la metodología, hay acuerdos en las teorías básicas"*.

Bajo este nivel de acuerdo, modelos más recientes, como los de Von Weizsäcker (1993, 1996), Harding (1993) o Creedy (1992, 1997), incorporan factores y teorías de todo tipo, amplían e introducen mejoras en los fundamentos matemáticos de generación y se encuadran en una concepción de renta a lo largo del ciclo vital.

1.4. Consideraciones sobre la relación del estudio económico de los factores determinantes con la modelización probabilística de la distribución personal de la renta

En este primer capítulo, se ha presentado el desarrollo y el estado actual de dos enfoques de estudio de la distribución personal de la renta: la modelización probabilística y el análisis económico de los determinantes de dicha distribución.

Respecto al estudio de modelos causales sobre los factores condicionantes, hay que señalar que, en la actualidad, siguen apareciendo contribuciones a la literatura económica; sin embargo, no ha surgido ninguna nueva corriente que se apoye en ideas claramente diferenciadas de las defendidas por las dos principales escuelas que tradicionalmente han protagonizado el debate. En la última década, además de modelos parciales ya referidos al tratar cada factor, las nuevas aportaciones se basan fundamentalmente en modelos de simulación que se encuadran dentro de la teoría del capital humano, considerando perfiles de rentas a lo largo del ciclo vital (Von Weizsäcker, 1993; Harding, 1993 y Creedy, 1997), y en comprobaciones empíricas de modelos simples de oferta y demanda del mercado de trabajo, en ocasiones sólo válidos para ingresos salariales (Parker, 1999 y Creedy, Lye y Martin, 1996).

La teoría del capital humano sigue constituyendo el único marco sólido en el que se pueden plantear modelos avalados por un edificio teórico bien construido que permite deducir conclusiones sobre la influencia de los factores. A pesar de sus muchos puntos débiles, referentes a los supuestos sobre la estructura competitiva clásica del mercado de trabajo, no se ha propuesto ningún marco teórico que pueda competir con la teoría del capital humano. Las teorías que atribuían a la educación un papel de filtro ofrecían una visión bastante realista sobre un mercado de trabajo segmentado en el que la productividad no era el adecuado elemento orientador; sin embargo, no se produjeron desarrollos teóricos posteriores que establecieran nuevos mecanismos para analizar los problemas.

No obstante, debe reconocerse la labor de los economistas de la *Escuela de Cambridge* en la crítica de la excesiva importancia atribuida a la educación en los modelos del capital humano y en la reivindicación de la influencia de los factores del entorno y de la herencia. Estos autores, que plantearon inicialmente modelos parciales, fueron introduciendo, paulatinamente, la influencia de la educación y empezaron a construir modelos completos de oferta y demanda. En cualquier caso, aunque hay que reconocer el valor de sus sucesivas aportaciones, decisivas en la mejora y ampliación del conjunto de factores a considerar, conviene recordar que los modelos de la teoría de la herencia no permiten un tratamiento explícito de algunos mecanismos esenciales para la formación de la distribución final de la renta. Quizá sea ésta la razón por la que los modelos completos más recientes se apoyan, casi en su totalidad, en las herramientas de optimización propias de la teoría del capital humano.

En general, el estudio de la actuación de factores sobre la distribución personal de la renta, como se ha comprobado, se basa más en teorías de *formación* de la renta que en teorías centradas en el objetivo prioritario de explicar la distribución, una vez generada la magnitud que se va a repartir. Cierto es que la formación de las rentas primarias y su distribución son, en cierto modo, procesos simultáneos, pero la conexión con la enorme riqueza de aspectos propios de la distribución, desarrollados y estudiados analíticamente de forma rigurosa, es bastante escasa. Así, los modelos económicos sobre factores conducen, en general, a una ecuación reducida como la ya presentada, $Y = f(Y^k, Y^h; e^g, e^d, e^s; \bar{e}; u)$, donde únicamente se considera la influencia de los factores sobre la variable renta individual como microdato. Existe, por tanto, un déficit de

planteamientos económicos que conduzcan a la generación de una distribución global que pueda representarse mediante un modelo probabilístico y caracterizarse a partir de medidas de desigualdad, aspectos ambos profusamente desarrollados y estudiados por la corriente estadística de estudio de la distribución personal de la renta.

La variable dependiente que debe explicarse no será, por tanto, únicamente la renta individual en sí misma, sino determinados indicadores, de tipo agregado, referentes a su distribución general como pueden ser las medidas de desigualdad o los parámetros de los modelos probabilísticos que capturan una descripción completa del fenómeno en el nivel agregado. En este sentido, hay que señalar que, aunque existe un numero aceptable de trabajos (Ravallion y Datt, 1996; Ngwane, Ydavalli y Steffens, 2001) que relacionan medidas de desigualdad y determinados percentiles con indicadores generalmente de tipo macroeconómico, no se ha explotado la gran potencialidad de la modelización probabilística para el análisis económico. Así, sería de gran interés, por ejemplo, el desarrollo del análisis del significado económico de los parámetros que determinan cada modelo estadístico; dichos parámetros podrían servir de vehículos de simulación para estudiar los efectos de determinadas medidas de política económica sobre un amplio conjunto de elementos de la distribución personal de la renta.

Sin embargo, a pesar de la falta de integración entre los dos enfoques presentados en este primer capítulo, el estudio de los factores determinantes de la distribución de la renta bajo el enfoque econométrico acota con precisión el cuadro de causas influyentes en la distribución personal de la renta, además de abundar en el fundamento económico de su acción, algo básico si se quiere trabajar con una sólida metodología que posteriormente sirva para integrar factores económicos determinantes y modelos probabilísticos de la distribución personal. Por tanto, se tendrá en cuenta la delimitación de factores realizada para, posteriormente, incorporarla a los estudios estadísticos sobre modelización probabilística que sí aportan un aparato analítico desarrollado para describir y caracterizar minuciosamente cada una de las distribuciones de renta, generadas a través de la actuación de estos factores.

En el siguiente capítulo, se profundizará en los trabajos que han intentado introducir los resultados y herramientas de la modelización probabilística en los estudios económicos del efecto de los factores. Una vez revisada y actualizada esta línea de

investigación, se propondrá una nueva metodología para integrar los dos enfoques. Esta metodología será puesta en práctica, para el caso español, en los restantes capítulos.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Capítulo 2

Modelización probabilística de la distribución personal de la renta y modelos económicos: Una propuesta de integración

2.1. Introducción

En el capítulo anterior, se han presentado dos de las vertientes desde las que se aborda el estudio de la distribución personal de la renta. Así, por una parte, el análisis de los factores económicos determinantes en la formación de la distribución personal de la renta se ha desarrollado bajo un enfoque econométrico, a partir de modelos que explicaban la renta de un individuo en función de su formación, experiencia, capacidad y otras características propias del individuo o de su entorno. Paralelamente a esta perspectiva de análisis, numerosos investigadores han consolidado la línea de estudio de la modelización probabilística de las distribuciones personales de la renta observadas. Sin embargo, las conexiones entre ambas líneas investigadoras, como ya se ha señalado, apenas existen o están poco desarrolladas; así pues, son escasos los trabajos que intentan buscar la ligazón de los modelos económicos y los modelos estadísticos mediante un análisis completo del porqué de las distribuciones y de sus características, representadas en los parámetros del modelo estadístico. En la actualidad, se puede decir que sigue vigente la siguiente cita de Tinbergen[1]: *"El estado satisfactorio de la cuestión con respecto a la descripción estadística de la distribución de la renta contrasta con un estado insatisfactorio en el área*

de la interpretación económica". Esta afirmación es incontestable en el caso español, donde poco se han aprovechado, desde el punto de vista de la interpretación económica, las distribuciones teóricas ajustadas a los datos de renta de los numerosos estudios sobre el tema.

En una primera aproximación, puede parecer que la capacidad explicativa de los resultados de un estudio global e integrado de la distribución sea reducida, puesto que en una distribución final se resumen y se superponen múltiples efectos que influyen sobre la formación de los distintos ingresos. Sin embargo, la constancia de la forma asimétrica de la distribución y su importancia como resumen de toda la escala de renta son suficiente justificación para intentar buscar las causas generadoras de la distribución estadística final, con el fin de anticipar el efecto de políticas económicas orientadas a la reducción de la desigualdad en los ingresos.

En este capítulo, se revisarán los distintos trabajos que tratan de unificar modelos probabilísticos y económicos, para explicar el proceso económico de la formación de la distribución personal de la renta. Finalmente, se propondrá una metodología alternativa de integración para la consecución del mencionado objetivo.

2.2. Los primeros intentos de integración

Desde el momento en que empiezan a plantearse las primeras hipótesis sobre formas funcionales que modelizan la distribución personal de la renta, salen a la luz algunos trabajos que, en cierto modo, tienen como objetivo la integración de la descripción y modelización estadística de la distribución y el análisis causal de la formación de la distribución a partir de factores económicos, sociales o de otro tipo. De todas formas, es notable la escasez de este tipo de trabajos de conexión frente a los realizados en cada una de las dos vías independientes de análisis.

Entre los primeros estudios que establecían un mecanismo causal y una distribución estadística resultante, se encuentran los trabajos de Gibrat (1931), Champernowne (1953) y Mandelbrot (1960) que se desarrollan en el seno de la teoría estocástica, de acuerdo a la

[1] Tinbergen (1959, p. 156).

cual los ingresos seguían una evolución temporal aleatoria definida por procesos estocásticos de diferente complejidad. Mediante las matrices de probabilidades de transición de las correspondientes cadenas de Markov demostraban que, independientemente de la distribución inicial de la renta de la que se parta, ésta convergería a una forma funcional, distinta según cada tipo de proceso. Así, por ejemplo, Gibrat obtiene una distribución logarítmico-normal, mientras que Champernowne llega a la expresión de la distribución de Pareto.

Estos modelos, estudiados en el capítulo anterior, presentan varios inconvenientes. Por una parte, no se sustentan sobre bases económicas que expliquen la causalidad del proceso; en ocasiones, se establecen únicamente supuestos que limitan la movilidad o tienen motivaciones puramente probabilísticas referentes a la construcción del proceso. Por otra parte, se da la circunstancia de que llegan a formas funcionales que no proporcionan actualmente buenos ajustes a las distribuciones observadas; así, la distribución logarítmico- normal no produce un buen ajuste de las colas y la Pareto puede, únicamente, aplicarse a la cola superior. En el caso español, las distribuciones más utilizadas y que producen mejores ajustes son las distribuciones Singh-Maddala, log-Student o los distintos modelos de Dagum[2].

Sobre este tipo de modelos, puramente estadísticos y con escaso contenido económico, Lydall (1977, p.19) afirma lo siguiente: *"este tipo de teoría estocástica no es científica en el sentido usual. La explicación se ofrece a un nivel superficial y deja fuera todos los factores reales –económicos o de otro tipo- que son los responsables de la forma de la distribución"*.

Otra línea de trabajos incluye los modelos basados en un único factor o, a lo sumo, en un reducido conjunto de factores de naturaleza económica o social que, de manera aislada, generan procesos causantes de determinadas distribuciones estadísticas como modelos de la distribución personal de la renta. Así, Lydall (1968), partiendo de un supuesto sistema de remuneración creciente de manera geométrica según la responsabilidad del puesto de trabajo, llega a una distribución de Pareto. A esta misma distribución llega también Beckmann (1972) mediante un sistema jerárquico de sueldos decidido por los responsables de cada nivel de la jerarquía.

En la argumentación propuesta por Roy (1950), se establecía que el producto de cada trabajador, y por tanto su salario, dependía de la interacción multiplicativa de tres factores: piezas fabricadas por unidad de tiempo (rapidez), calidad de las piezas (precisión) y horas de trabajo empleadas (persistencia). Suponiendo que estas tres capacidades se distribuyen normalmente, el resultado sigue una distribución logarítmico-normal que se refleja automáticamente en la distribución de los salarios como recompensa directa al *output* producido.

Brambilla (1960) plantea un modelo en el que las capacidades, únicas causantes, en su opinión, de la distribución personal de la renta, se someten a un proceso de difusión propio del sistema económico, que incluye un mecanismo acumulativo generador de una distribución de la renta logarítmico-normal.

Friedman (1953) presentaba también su propio modelo en el que se destacaban, como causas de la distribución, la casualidad y la diferente disposición al riesgo de los individuos. En este modelo, se explica la formación de la distribución como un proceso similar a una lotería. La mayor parte de la población, con una renta de nivel medio, no compra billete y, por tanto, ni pierde ni gana, es decir no presenta gran dispersión en sus rentas. La parte restante compra participaciones, produciéndose entre ellos una mayor dispersión de rentas puesto que la lotería, además de repartir grandes premios entre esta porción jugadora de la población, provoca también cuantiosas pérdidas derivadas de la compra de unos billetes, supuestamente bastante caros, que acaban sin ser premiados.

Otras teorías, más amplias y elaboradas, no tienen precisamente como uno de sus activos llegar a una función estadística como modelo de distribución, sino que se basan fundamentalmente en modelos de oferta y demanda de mercados de factores. Habría que exceptuar, en el caso de la teoría del capital humano, los trabajos de Mincer (1958) que, en su modelo simple de la escolarización formal, llega a generar una distribución lognormal, causada por el diferente impacto del número de años de formación. Otra limitación de este enfoque, y también de los modelos de estructuras jerárquicas, es que se ciñen a la explicación exclusiva de los ingresos del trabajo y dejan fuera las demás fuentes de renta.

[2] Véase, por ejemplo, Callealta, Casas y Núñez (1996) o Prieto Alaiz (1998), entre otros.

Finalmente, es importante destacar la existencia de planteamientos y argumentaciones más completas sobre la formación de una distribución, como la que ofrece el modelo de Tinbergen (1959), basado en la oferta y la demanda de cada servicio productivo. Tinbergen se propone, con este modelo, describir la formación de la renta a partir de la oferta y la demanda de prestaciones de trabajo que son descritas por unas cualidades requeridas, exigidas y ofertadas. La función de la escala u orden de las remuneraciones se genera al hacer coincidir la oferta y la demanda.

Podríamos señalar más intentos de argumentaciones de tipo económico que dieron lugar a modelos probabilísticos, pero nos hemos limitado a ofrecer una panorámica de los primeros estudios integradores que sirve para detectar las siguientes deficiencias de los mismos:

- Son demasiado simplistas, pues muchos de ellos se basan en un único factor causante o en un conjunto reducido de factores.

- Generan distribuciones que no ajustan bien los datos de las distribuciones empíricas actuales, sobre todo en el caso español que es el que nos ocupa.

- Fundamentalmente, se basan en procesos estocásticos carentes de un contenido económico real.

- Algunos modelos sólo establecen conclusiones sobre la dispersión y la forma general de las distribuciones, sin arriesgarse a formular un modelo probabilístico para la distribución final.

2.3. Aportaciones recientes a la construcción de modelos económicos que generan distribuciones estadísticas

Entre los escasos intentos recientes de ligar las distribuciones estadísticas a una justificación de tipo económico, basada en un modelo, podemos señalar los trabajos de Sattinger (1996), que analiza, mediante estadísticos ordenados, la generación de la distribución de ingresos del trabajo a partir de las elecciones de trabajadores que maximizan su utilidad; Creedy, Lye y Martin (1996), que presentan un modelo de oferta y demanda de trabajo al que se le añade un componente estocástico; o Parker (1996, 1999) que presenta un modelo de mercado de trabajo generador de las distribuciones beta biparamétrica, beta generalizada y gamma para los ingresos salariales. Todos estos estudios se centran, por tanto, en el mercado de trabajo y no se ocupan de las demás fuentes de ingresos.

Esta línea de trabajos es continuadora de los estudios de otros economistas que, años antes, habían participado de la preocupación por alcanzar un fundamento económico de las funciones de densidad que modelizan adecuadamente la distribución personal, entre los que destaca Dagum (1977a). Sin embargo, el mencionado autor, aunque en alguno de sus trabajos (Dagum, 1980a) presenta una función generadora de ingresos del hogar, cuando se refiere a sus tres modelos básicos, se limita a la formulación matemática de una característica de las distribuciones empíricas, a partir de la cual deduce funciones estadísticas para modelizar la distribución. No plantea, por tanto, un modelo económico completo de base, quedándose cercano al enfoque de estudio iniciado por Pareto.

2.3.1. Los modelos de Parker (1996, 1999)

Parker (1996) propone una estructura del mercado de trabajo a partir de la cual, bajo ciertas hipótesis alternativas, se deduce una función de densidad de tipo beta o gamma para la distribución final de los ingresos.

El modelo del mercado de trabajo planteado por Parker suprime el supuesto de homogeneidad de trabajadores y empresas del modelo clásico, con un único salario de equilibrio y un único nivel de empleo, e introduce las diferencias en la mano de obra por razones de diferente capacidad, formación y voluntad de trabajar en determinados puestos.

A su vez, cada empresa puede decidir establecer diferentes salarios para los distintos empleos que quiere ofertar.

Empresas y trabajadores tratan de imponer sus preferencias en el mercado de trabajo. Cada trabajador tiene una preferencia por un trabajo en el que desea estar empleado a un sueldo determinado y cada empresa tiene también un salario preferido asociado a los puestos ofertados. Los trabajadores preferirán obtener salarios altos y los empresarios pagar salarios bajos, aunque deben tener en cuenta el estado anterior del mercado, pues saben que determinados salarios son inaceptables para alguna de las dos partes y que no hay suficientes puestos ofertados con salarios muy altos.

Los trabajadores tendrán poder de racionamiento a salarios bajos pues no están dispuestos a ofrecer sus servicios a remuneraciones tan escasas; serán pues un recurso escaso ante una demanda alta. A salarios altos, serán las empresas las que tengan poder de racionamiento pues se ofrecen pocos trabajos dotados con altos salarios para la fuerte oferta que presentarán los mismos. Todo este esquema conduce a la negociación entre las dos partes para llegar a un acuerdo sobre el salario a pagar y a percibir.

La suma agregada de las decisiones de trabajadores y empresas, en cuanto a sus salarios preferidos, se presenta en forma de funciones de frecuencias de toda la economía, diferentes a las tradicionales curvas de oferta y demanda ya que no son más que las correspondientes distribuciones de frecuencias absolutas. Así, para cualquier salario real, la función de frecuencias, $d(\theta)$, indica el número de puestos de trabajo ofrecidos por las empresas a ese salario; mientras que la función de frecuencias de la oferta de trabajo, $s(\theta)$, daría, para cada salario real, el número de trabajadores que prefieren ese salario. θ es el salario real normalizado. En el gráfico 2.1 se observan los diferentes conceptos definidos, así como las zonas con poder de racionamiento de cada una de las partes, de manera genérica.

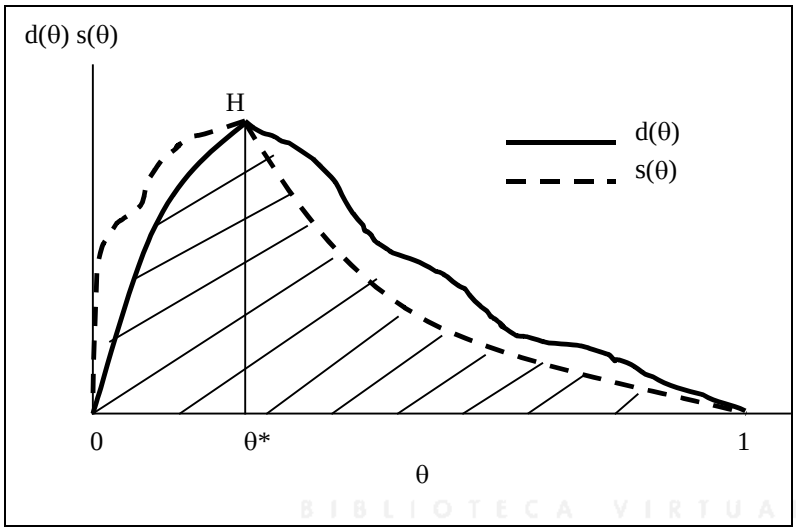


Gráfico 2.1. Funciones de frecuencias de demanda de trabajo y oferta de trabajo.
Fuente: Parker (1996)

Estas curvas de oferta y demanda se hallan próximas pues cada parte sabe de las preferencias de la otra y las fuerzas del mercado llevarían a esta proximidad. En el caso de coincidencia de ambas, se produciría el pleno empleo en cada salario. Pero, en general, y dadas las preferencias de cada parte que busca su máximo beneficio o utilidad, no existirá esa coincidencia, de forma que la función de frecuencias de empleo podrá definirse como:

$$e(\theta) = min\{s(\theta), d(\theta)\}, \quad \forall\, \theta \in [0, 1]$$

Esta función determina el número de trabajadores que se contratan a cada salario normalizado.

Para poder formalizar el modelo, Parker elige las siguientes formas funcionales para las funciones de frecuencias de oferta y demanda, donde α y β son parámetros mayores que la unidad y a y b constantes positivas:

$$s(\theta) = a\ \theta^{\alpha-1} \qquad \theta \in [0, \theta^*]$$
$$d(\theta) = b(1-\theta)^{\beta-1} \qquad \theta \in [\theta^*, 1]$$

Ambas expresiones son flexibles y capaces de adaptarse a diferentes posibilidades de las funciones de frecuencias de oferta y demanda en sus rangos relevantes, es decir, donde cada una de las partes tiene poder de racionamiento.

Según las zonas relevantes para la oferta y la demanda y, de acuerdo a los valores que toman $s(\theta)$ y $d(\theta)$ en función de α y β, estos parámetros pueden interpretarse de la siguiente forma:

- A valores bajos del parámetro α, más altas serán las frecuencias de trabajadores contratados a bajos salarios, lo que puede indicar que la mano de obra tendrá una baja formación, una escasa capacidad o una alta preferencia por trabajos más placenteros aunque reporten beneficios monetarios menores. Parker supone que esta preferencia es muy similar en todos los países y que la variación de α se debe a la formación y a la capacidad y, por tanto, también a la productividad de los trabajadores.

- El parámetro β, sin embargo, refleja la estructura de la demanda de trabajo a determinados niveles de salarios considerados relativamente altos. En esta estructura influye el estado de la tecnología, el desarrollo sectorial de la economía, etc. También considera influyentes factores de tipo institucional: costumbres, estructuras jerárquicas de la organización interna de la empresa, etc. Así, cuanto mayor es β, la economía demandará menos trabajo cualificado con altas remuneraciones por lo que, si se recompensa la productividad con el salario, este hecho estará asociado a economías menos productivas.

- El significado de θ^* se puede interpretar como una medida, sólo aproximativa, del grado de poder que una parte tiene sobre la otra.

A partir del modelo planteado llegaremos a una distribución final de los ingresos. Partimos para ello de la ecuación del empleo de la economía y de la consideración del empleo total de la economía, que será la integral de la función $e(\theta)$ en el intervalo [0,1]. La distribución de ingresos (P) vendrá generada, simplemente, a partir de la proporción de mano de obra empleada a cada salario θ, que tendrá la siguiente expresión:

$$P(\theta;\alpha,\beta,a/b)=\frac{e(\theta)}{\int_0^1 e(\tau)d\tau}=\frac{min\{s(\theta),d(\theta)\}}{\int_0^1 min\{s(\tau),d(\tau)\}d\tau}=\frac{min\{(a/b)\theta^{\alpha-1},(1-\theta)^{\beta-1}\}}{\int_0^1 min\{(a/b)\tau^{\alpha-1},(1-\tau)^{\beta-1}\}d\tau}$$

Parker sugiere una aproximación continua de $e(\theta)$, aplicable al rango de θ, que funcionará mejor en el supuesto de admitir la asimetría positiva que presentan habitualmente las distribuciones observadas, lo que implica que α y θ^* tomen valores bajos. Esta aproximación, que permite la obtención de distribuciones manejables analíticamente, es la siguiente:

$$e(\theta)\approx s(\theta)d(\theta)/b=a\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1} \qquad \theta\in[0,1]$$

que será mejor si $\alpha\rightarrow 1$ y $\theta^*\rightarrow 0$.

A partir de esta aproximación, se demuestra[3] que P resulta ser la función de densidad de la distribución beta biparamétrica, $\mathrm{B}(\theta;\alpha,\beta)$:

$$P(\theta;\alpha,\beta,a/b)\approx\frac{a\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}}{a\int_0^1\tau^{\alpha-1}(1-\tau)^{\beta-1}d\tau}=\frac{\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}}{\mathrm{B}(\alpha,\beta)}\equiv\mathrm{B}(\theta;\alpha,\beta)$$

$$\text{donde}\quad \mathrm{B}(\alpha,\beta)=\frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}$$

La distribución beta se utiliza tradicionalmente para el ajuste de distribuciones de renta e ingresos; es manejable, flexible y retiene los parámetros con sentido económico del modelo de mercado de trabajo.

De la misma forma y partiendo de ingresos no normalizados (x) podríamos llegar a la distribución gamma biparamétrica, con parámetros α y μ mayores que 0, desde las siguientes expresiones alternativas propuestas para las funciones de frecuencias de oferta y demanda:

$$s(x) = a\,x^{\alpha-1} \qquad x\in[0\,,x^*]$$

$$d(x) = b.\,e^{-x/\mu} \qquad x\in[\,x^*,\infty)$$

[3] Véase Parker (1996).

Parker aplica este modelo a rentas familiares con datos del Reino Unido para los años 1975, 1980, 1985 y 1990, y realiza comparaciones con otros países como Estados Unidos y Japón, llegando a comprobar la validez del significado sugerido para el modelo en cuanto al parámetro α. Sin embargo, los valores del parámetro β, en dicho estudio empírico, no corroboraban el significado que le atribuye el modelo, lo que sugiere, según el autor, que la productividad es un factor menos relevante a la hora de contratar que otros elementos relacionados con sistemas jerárquicos y costumbres institucionalizadas, máximos responsables de los salarios más altos. Parker atribuye, en concreto, la responsabilidad de este hecho a la expulsión de trabajadores de los puestos mejor pagados a rangos inferiores, por la existencia de barreras de entrada creadas por actitudes corporativas que estrechan los tramos de movilidad.

En 1999, Parker presenta un modelo similar, dotado de un mecanismo de optimización que genera una distribución beta generalizada. Este trabajo surge motivado por la publicación de una serie de estudios (McDonald, 1984; Bordley, MacDonald y Mantrala, 1996) que demuestran, de acuerdo a un conjunto de criterios de bondad de ajuste, que la distribución beta generalizada proporciona el mejor ajuste en el caso de los datos de Estados Unidos a lo largo de dos décadas.

2.3.1.1. Una formulación alternativa del modelo de Parker: La propuesta de García, Callealta y Núñez (1998)

En el trabajo de García, Callealta y Núñez (1998), se presenta una formulación alternativa que contiene, en particular, al modelo de Parker y se contrasta, para el caso español, su aplicabilidad y significado. Dichos autores también estimaron e interpretaron los parámetros de distribuciones beta y gamma ajustadas para las diferentes comunidades autónomas, utilizando los datos de la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares de 1990-91.

Sea X la variable que registra los diferentes salarios existentes en la sociedad, que supondremos que está acotada por M, es decir, el máximo salario que las empresas están dispuestas a pagar. El salario normalizado será:

$$\theta = \frac{x}{M} \in [0,1]$$

Como, en principio, no se conoce la distribución de los salarios normalizados, se supone, a priori, que es una distribución uniforme en el intervalo [0,1], de acuerdo con el principio de incertidumbre. Por tanto,

$$h(\theta) = 1, \forall \theta \in [0,1].$$

Se definen los sucesos siguientes:

A = "Un trabajador está dispuesto a aceptar un empleo".

B = "Una empresa oferta un empleo".

La oferta de trabajadores vendrá determinada por una probabilidad $P(A/\theta)$, para cada salario θ; ya que la variable "*número de trabajadores dispuestos a aceptar un salario* θ" cumple el papel de $s(\theta)$ en el modelo Parker. Por otra parte, la demanda por parte de las empresas viene determinada por $P(B/\theta)$, que de nuevo, pasando a la variable "*número de puestos ofertados a un salario* θ *por las empresas*", juega el papel de la función $d(\theta)$ presentada por Parker.

Si admitimos, como mecanismo simplificador, que A y B son independientes, es decir, que trabajadores y empresas fijan sus posiciones de acuerdo a un salario θ, de modo independiente, entonces $P(A \cap B/\theta) = P(A/\theta) \cdot P(B/\theta)$.

Ahora bien, los trabajadores se comportan de acuerdo a dos características:

- Prefieren sueldos más altos.
- Cuanto más cualificados son, esta tendencia se acentúa.

Por tanto, $P(A/\theta)$ deberá ser función creciente de θ y de α, siendo α un indicador del nivel de cualificación del trabajador. Aceptando estos supuestos, puede elegirse, en la línea de Parker, la siguiente expresión:

$$P(A/\theta) = f_1(\alpha/\theta) = a\theta^{\alpha-1}, \qquad \alpha > 1, \quad 0 < a < 1$$

Por la parte de la demanda, las características son diferentes:

- Las empresas prefieren salarios más bajos.
- Dependiendo del mayor nivel tecnológico y de desarrollo de la empresa en cuanto a la necesidad de personal cualificado, está tendencia se suaviza.

En este caso, $P(B/\theta)$ deberá ser función decreciente de θ y decreciente de β, siendo este parámetro un indicador, en sentido inverso, del nivel de cualificación que la empresa demanda en sus contratados. La siguiente función de θ recoge ambos supuestos:

$$P(B/\theta) = f_2(\beta/\theta) = b(1-\theta)^{\beta-1}, \qquad \beta > 1, \quad 0 < b < 1$$

Por tanto: $$P(A \cap B/\theta) = ab\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1} = f(\alpha, \beta/\theta)$$

De manera que estas probabilidades juegan el papel de verosimilitudes y, aplicando el Teorema de Bayes, tendremos que la función de densidad a posteriori de los salarios es:

$$f(\theta/\alpha,\beta) = \frac{f(\alpha,\beta/\theta)h(\theta)}{\int_0^1 f(\alpha,\beta/\theta)h(\theta)\,d\theta} = \frac{ab\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}}{\int_0^1 ab\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}d\theta} = \frac{1}{\mathrm{B}(\alpha,\beta)}\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}$$

que es la función de densidad de la distribución beta, que proponen los autores como modelo para la distribución de los salarios.

Esta formulación es mucho más amplia que la de Parker porque permite el uso de otras distribuciones a priori para θ, si se tiene un conocimiento inicial de las mismas, y una gran variedad de funciones para expresar $f_1(\alpha/\theta)$ y $f_2(\beta/\theta)$. Según las formas funcionales propuestas para modelizar las probabilidades de oferta y demanda, los parámetros α y β pueden interpretarse de la misma forma que en el modelo de Parker.

Si la renta no está normalizada, el proceso es el mismo siendo:

$$P(A/x) = f_1(\alpha/x) = \frac{1}{M^{\alpha-1}}ax^{\alpha-1}, \quad \alpha > 1,\ 0 < a < 1$$

Para la demanda podemos elegir como alternativa una función exponencial, manteniendo la renta en el intervalo (0,∞):

$$P(B/x) = f_2(\mu/x) = be^{-\frac{x}{\mu}}, \quad 0 < b < 1, \quad \mu > 0$$

y, por tanto:

$$f(x/\alpha,\mu) = f_1(\alpha/x)\, f_2(\mu/x) = \frac{ab}{M^{\alpha-1}} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\mu}}$$

de donde el mismo razonamiento, usando el Teorema de Bayes, conduce a:

$$f(x/\alpha,\mu) = \frac{\frac{ab}{M^{\alpha-1}} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\mu}}}{\frac{ab}{M^{\alpha-1}} \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\mu}} dx} = \frac{1}{\Gamma\left(\frac{1}{\mu},\alpha\right)} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\mu}}$$

que es una distribución gamma biparamétrica, con similar interpretación de sus parámetros.

Tras desarrollar el modelo teórico, los autores presentan los resultados de un estudio sobre datos de ingresos del trabajo referentes a las comunidades autónomas españolas en 1991, del que se desprenden las siguientes conclusiones:

- Por una parte, parece intuirse que la relación del parámetro α de la distribución beta y gamma con el nivel de educación de la mano de obra se presenta de la forma que sugiere el modelo, es decir, comunidades con altos niveles de formación presentan distribuciones con valores altos de las estimaciones del parámetro α.

- Las estimaciones obtenidas para los parámetros β y μ parecen estar ligadas con indicadores tales como el Valor Añadido Bruto a precios de mercado por comunidad y otros indicadores del grado de desarrollo de la estructura productiva y, por tanto, de la necesidad de contratar trabajadores cualificados por las empresas.

El trabajo de García, Callealta y Núñez (1998) constituye un intento de estudio de las distribuciones de ingresos personales, para el caso español, que permite, a partir de la

flexibilidad de sus supuestos, dar fundamento económico a diferentes modelos probabilísticos propuestos para la modelización.

2.3.2. Los modelos de elección de ocupaciones: El modelo de Sattinger (1996)

Los modelos de elección entre empleos alternativos arrancan, en su mayoría, del trabajo de Roy (1951), en el que se plantea un modelo de dos ocupaciones (pescar truchas y cazar conejos) entre las que los trabajadores deben elegir con el objetivo de maximizar los ingresos. En cada ocupación, el individuo consigue unos ingresos proporcionales a la capacidad o habilidad para desempeñar esa profesión. Roy concluye que, debido a los diferentes grados de exigencia en la especialidad de cada ocupación, las distribuciones de las capacidades de cada ocupación serán diferentes entre sí y diferentes de la de la población total. En consecuencia, la distribución de los ingresos totales, procedentes de las dos ocupaciones, no se corresponderá con la distribución de los ingresos de cualquiera de las dos ocupaciones. La forma particular de la distribución de ingresos dependerá, finalmente, del valor de un bien en términos del otro, de las medias y varianzas de las capacidades en las dos ocupaciones, así como de la correlación existente entre las mismas.

Otra aportación básica en esta línea de trabajo, en cuanto a la introducción de nuevas herramientas estadísticas, la constituyen los modelos de Houthakker (1974) desarrollados en un marco de elección multisectorial. Según este autor, cada trabajador tiene un determinado vector de aptitudes o capacidades, $(y_1, \ldots, y_n)$. Los ingresos en cada sector son proporcionales a la aptitud del trabajador y, por tanto, un trabajador elige el sector i para el que su capacidad y_i es más elevada. Houthakker desarrolla la distribución de ingresos que surge de varias distribuciones conjuntas de aptitudes. Demuestra, finalmente, que es posible aplicar resultados teóricos referentes a estadísticos de orden para derivar resultados relevantes en la generación de distribuciones estadísticas de ingresos.

Sattinger (1996) analiza la distribución de los ingresos como un resultado de las elecciones de los trabajadores entre alternativas de ingresos, mediante un mecanismo optimizador. La herramienta analítica consiste en atribuir a cada posible ingreso de un trabajador las mismas características de un estadístico ordenado. El proceso de la elección de

ocupación conduce a una distribución límite de ingresos que es independiente de las distribuciones iniciales de las capacidades profesionales.

Para obtener la distribución límite, se propone un procedimiento estadístico, basado en las propiedades de los estadísticos ordenados, que permite obtener la distribución agregada de los ingresos, supliendo así el papel del Teorema Central del Límite en otro tipo de modelos. De esta forma, los estadísticos de orden se definen a partir de un conjunto, y_1, y_2 ,...,y_n , de n variables aleatorias que pueden ser ordenadas en orden ascendente de la forma $y_{(1)}$, $y_{(2)}$,..., $y_{(n)}$, de forma que $y_{(i)}$ es el estadístico de orden i-ésimo. El modelo se basa en el estudio de la distribución del estadístico de mayor orden $y_{(n)}$, es decir, la mayor de las n variables aleatorias, que es la seleccionada como alternativa en el proceso de maximización de ingresos. La mayor parte de los resultados del modelo se obtienen suponiendo que las variables y_1, y_2 ,...,y_n están idénticamente distribuidas, aunque no es requisito esencial para trabajar con los estadísticos de orden.

El modelo básico considera una economía en la que los trabajadores eligen entre un número de ocupaciones o profesiones, en cada una de las cuales el trabajador se enfrenta a un nivel de ingresos potenciales proporcional a la capacidad que puede desarrollar en esta ocupación. El desarrollo realizado por Sattinger permite obtener, cuando el número de ocupaciones crece indefinidamente, diferentes tipos de distribuciones límite para los ingresos partiendo de las distribuciones establecidas para las capacidades. Así, por ejemplo, una distribución exponencial, normal o logística de las capacidades, para cada ocupación, conduce a una distribución Gumbel para los ingresos agregados.

Por tanto, entre las aportaciones más importantes de este enfoque de estudio, destaca la introducción de un procedimiento estadístico, insertado en un modelo de optimización, que permite obtener distribuciones estadísticas de ingresos, agregadas y por sectores, a partir de una distribución explícita individual de las capacidades profesionales. Sin embargo, las distribuciones estadísticas generadas no presentan ajustes adecuados a las distribuciones de renta observadas en la actualidad en países, regiones o grupos de individuos.

2.3.3. El modelo de Creedy, Lye y Martin (1996)

Este modelo se encuadra en el enfoque de la modelización de la distribución de los ingresos del trabajo a partir de la interacción de componentes económicos y estocásticos. Los ingresos individuales se obtienen como resultado del funcionamiento de un modelo simple de oferta y demanda de trabajo de naturaleza determinística, al que se agrega un mecanismo estocástico de corrección de desequilibrios. Este mecanismo permite obtener finalmente una distribución gamma generalizada como modelo de distribución de los ingresos del trabajo.

El modelo propuesto por Creedy, Lye y Martin (1996) considera un mercado de trabajo en el que se supone que todos los individuos integran la fuerza de trabajo. Los ingresos reales del individuo *i*, notados por y_i, quedan definidos mediante el producto del salario por hora que el individuo puede obtener, w_i, y el número de horas trabajadas, n_i. Por tanto:

$$y_i = w_i n_i$$

La oferta individual de trabajo puede construirse según el enfoque clásico en el cual los argumentos de la función de utilidad son consumo y ocio. Los autores adoptan una forma funcional (Robbins, 1930) que representa la oferta de trabajo en términos de la demanda de bienes. Así, la demanda individual de bienes, x_i^d, puede ser expresada como función del salario real de la siguiente forma:

$$x_i^d = \alpha_i - \beta_i w_i^{-1}$$

lo que significa que, a mayores salarios por hora, el sutraendo disminuye y, por tanto, la cantidad demandada aumenta.

La oferta de trabajo, referida a las horas de trabajo necesarias para satisfacer la demanda de bienes, será entonces:

$$n_i^s = \frac{x_i^d}{w_i} \qquad .$$

La función de demanda de trabajo puede considerarse como el resultado de un proceso de maximización de beneficios, de modo que la solución óptima implica que la demanda de trabajo sea una función lineal del salario real:

$$n_i^d = \delta_i - \gamma_i w_i$$

Es preciso resolver el sistema de ecuaciones que se ha ido generando para determinar la renta real individual y_i. Para ello, utilizando la función de demanda de bienes, se puede expresar w_i en función de x_i^d de la siguiente forma:

$$w_i = \frac{\beta_i}{(\alpha_i - x_i^d)}$$

y sustituyendo el resultado en la expresión de la oferta de trabajo, ésta resulta ser:

$$n_i^s = \frac{x_i^d(\alpha_i - x_i^d)}{\beta_i}$$

La expresión obtenida representa la curva de oferta del individuo, pues expresa la oferta de trabajo en términos de la demanda de bienes y tiene la forma habitual de las curvas de oferta. En equilibrio, la oferta de trabajo debe ser igual a la demanda. Esta condición de equilibrio, después de algunas manipulaciones, proporciona la siguiente ecuación cúbica, donde $x_i = x_i^d$:

$$x_i^3 - 2\alpha_i x_i^2 + (\alpha_i^2 + \beta_i\delta_i)x_i - (\beta_i\delta_i\alpha_i - \gamma_i\beta_i^2) = 0$$

En este modelo, el consumo real es equivalente a los ingresos reales pues se supone la inexistencia de ahorro, razón por la cual sustituimos x_i por y_i para obtener la misma ecuación para los ingresos:

$$y_i^3 - 2\alpha_i y_i^2 + (\alpha_i^2 + \beta_i\delta_i)y_i - (\beta_i\delta_i\alpha_i - \gamma_i\beta_i^2) = 0$$

Esta ecuación resume las propiedades del equilibrio para el individuo *i*-ésimo en el mercado. Puede haber un único equilibrio, cuando la ecuación tenga una sola raíz, o equilibrios múltiples cuando presente dos o tres raíces.

El modelo de oferta y demanda es, obviamente, muy simple, pero sirve para deducir la ecuación referida a la distribución personal de la renta. Se pueden, además, introducir ampliaciones que proporcionen mayor fundamento económico a las distintas funciones utilizadas.

El análisis expuesto hasta ahora es determinístico y describe las propiedades del equilibrio del nivel de ingresos para un individuo mediante una función de demanda de bienes y una función de demanda de trabajo. Si se especificara alguna distribución conjunta de los parámetros que intervienen en las diferentes ecuaciones, sería posible analizar la distribución generada para los ingresos. El enfoque de Creedy, Lye y Martin se basa, sin embargo, en considerar que los parámetros de cada función de oferta y demanda individual están sujetos a *shocks* aleatorios que provocan movimientos de los ingresos fuera de sus valores de equilibrio. Se supone también que los ingresos recuperan sus valores previos a los *shocks*, tras un proceso de corrección del error y vuelta al equilibrio. Dada la posibilidad de existencia de equilibrios múltiples, incluso los *shocks* más pequeños pueden producir grandes alteraciones en los valores de los ingresos a lo largo del tiempo. Una representación usual del proceso estocástico, al que se someten los ingresos reales, se recoge en la siguiente expresión del cambio proporcional en los ingresos reales del individuo:

$$\frac{dy_i}{y_i} = -\left(y_i^3 - 2\alpha_i y_i^2 + (\alpha_i^2 + \beta_i\delta_i)y_i - (\beta_i\delta_i\alpha_i - \gamma_i\beta_i^2)\right)dt + \sigma_i dZ_i$$

donde Z_i es un proceso de Wiener estándar, siendo σ_i la desviación típica de $\frac{dy_i}{y_i}$, que por simplicidad se supone constante.

La formulación de la variación proporcional del ingreso se aplica a cada individuo del mercado, generando una función de densidad de ingresos para cada individuo, que resulta de los cambios producidos, a lo largo del tiempo, en respuesta a los *shocks* estocásticos. Las necesidades de información de este enfoque son enormes si se quiere generar la distribución de los ingresos reales definida sobre todos los individuos. Por lo tanto, con un alto grado de heterogeneidad entre los individuos, este modelo no resulta útil.

No obstante, esta dificultad se puede superar introduciendo el supuesto de homogeneidad en la población. Por tanto, se supone que los *shocks* aleatorios aplicados a todos y cada uno de los individuos presentan la misma distribución probabilística, de la misma forma

que en los modelos presentados que se basan en procesos estocásticos. Adicionalmente, los individuos son homogéneos hasta el punto de que tienen las mismas funciones de oferta y demanda[4]. Esta simplificación hace posible eliminar los subíndices individuales de la última ecuación diferencial y contemplar la distribución resultante como válida para todos los individuos del mercado. La forma de la distribución dependerá, por tanto, de la naturaleza precisa de las funciones de oferta y demanda.

Si la función de densidad de la renta real se escribe como *f(y)*, entonces, a partir de la resolución de la ecuación:

$$\frac{dy}{y} = -\left(y^3 - 2\alpha y^2 + (\alpha^2 + \beta\delta)y - (\beta\delta\alpha - \gamma\beta^2)\right)dt + \sigma\, dZ$$

se obtiene[5] la siguiente función de densidad:

$$f(y) = e^{[h(y,t;\theta)-\eta(t;\theta)]}, \quad 0 < y < \infty$$

donde $h(y, t;\theta)$ es una función de la renta, del tiempo y de un vector, θ, de nuevos parámetros construidos como funciones de los parámetros estructurales α, β, δ y γ, siendo $\eta(t;\theta)$ la constante de normalización dada por:

$$\eta(t;\theta) = ln \int_0^\infty e^{h(y,t;\theta)} dy$$

El proceso convergerá a una distribución estacionaria cuya ventaja, frente a la distribución de transición, es que puede, en general, deducirse analíticamente. Si se iguala $\frac{\partial f(y)}{\partial t} = 0$, la ecuación en derivadas parciales se convierte en una ecuación diferencial ordinaria de primer orden que puede resolverse mediante métodos elementales. Creedy, Lye y Martin (1996) obtienen así la función de densidad estacionaria, $f^*(y)$, que resulta ser:

[4] Se pueden introducir diferencias permitiendo que algunos de los parámetros estructurales sean funciones de varias características como la experiencia laboral o la educación.
[5] Véase Cox y Miller (1994).

$$f^*(y) = exp\left[-\int \frac{2s^2 - 4\alpha s + 2(\alpha_i^2 + \beta_i\delta) - 2(\beta\delta\alpha - \gamma\beta^2 + 2\sigma^2)s^{-1}}{\sigma^2} d(s - \eta^*)\right]$$

y, después de integrar, se obtiene:

$$f^*(y) = exp\left[-\frac{2y^3/3 - 2\alpha y^2 + 2(\alpha_i^2 + \beta_i\delta)y - 2(\beta\delta\alpha - \gamma\beta^2 + 2\sigma^2)ln(y)}{\sigma^2} - \eta^*\right], \quad y > 0$$

o de forma resumida:

$$f^*(y) = exp\left[\theta_1 ln(y) + \theta_2 y + \theta_3 y^2 + \theta_4 y^3 - \eta^*\right], \quad y > 0$$

donde los parámetros θ son funciones de los parámetros estructurales y

$$\eta^* = ln\int_0^\infty exp\left[\theta_1 ln(s) + \theta_2 s + \theta_3 s^2 + \theta_4 s^3\right] ds$$

La distribución obtenida finalmente es la gamma generalizada que Creedy utiliza también en otros modelos de determinación de precios (Creedy y Martin, 1994). En el caso de unimodalidad se corresponde con la situación donde el modelo económico de partida tiene un único equilibrio. En contraposición a la distribución gamma estándar, propuesta por Salem y Mount (1974), la gamma generalizada puede también ser multimodal, adaptándose así a la posibilidad de existencia de equilibrios múltiples.

Este enfoque se puede aplicar a datos de sección cruzada o longitudinales. En este último caso, los parámetros pueden considerarse como funciones de variables exógenas que cambian en el tiempo.

En el modelo desarrollado, se pueden introducir especificaciones alternativas de funciones de oferta y demanda que no sean lineales; por ejemplo, una función de demanda de bienes como la siguiente:

$$x_i^d = e^{\frac{w_i - \alpha_i}{\beta_i}}$$

genera, si se mantienen inalteradas las restantes funciones de oferta y demanda, la siguiente ecuación de equilibrio para el modelo económico:

$$y_i + \gamma_i \beta_i^2 (\ln(y_i))^2 + \beta_i (2\gamma_i \alpha_i - \delta_i) \ln(y_i) + (\gamma_i \alpha_i - \delta_i)\alpha_i = 0$$

que se corresponde, mediante una argumentación similar a la expuesta, con una distribución estacionaria de la forma:

$$f^*(y) = exp\left[\theta_1 (ln(y))^3 + \theta_2 (ln(y))^2 + \theta_3 \, ln(y) + \theta_4 y - \eta^*\right], \quad 0 < y < \infty$$

donde los parámetros θ_i corresponden a una distribución logarítmico normal generalizada, siendo a la vez funciones de los parámetros estructurales del modelo económico.

Se comprueba pues que Creedy, Lye y Martin establecen una interesante conexión entre un modelo económico simple de oferta y demanda de los mercados de bienes y de trabajo y un proceso estocástico que provoca *shocks* sobre la forma estructural del modelo. Esta síntesis les permite obtener distribuciones gamma generalizadas que tienen la ventaja de anidar otros casos especiales, como la gamma biparamétrica o la lognormal que se han utilizado para modelizar distribuciones de renta. Una ventaja adicional de las distribuciones generalizadas, en contraste con las distribuciones habitualmente utilizadas en la modelización de la distribución personal de la renta, es que introducen la posibilidad de existencia de múltiples modas, lo que se asocia a múltiples equilibrios en la forma estructural del modelo económico.

Respecto a la contrastación empírica de este modelo, los autores del mismo se limitan a verificar que las distribuciones probabilísticas que se generan a través del modelo tienen un adecuado comportamiento en la modelización de las distribuciones personales de la renta en Estados Unidos.

2.4. El estudio de las estimaciones paramétricas mediante modelos de regresión múltiple

2.4.1. El estudio pionero de Thurow (1970)

El análisis de los factores determinantes de la distribución de la renta, a través de la sensibilidad de los parámetros de distribuciones hipotéticas, se inicia con el conocido trabajo de Thurow, publicado en 1970, en el que incorpora la distribución beta biparamétrica al acervo de la modelización probabilística de la distribución personal de la renta. En dicho estudio, tras la descripción del modelo beta y la presentación de los resultados obtenidos para diferentes ajustes a datos de renta de Estados Unidos, Thurow propone y estima los coeficientes de dos ecuaciones de regresión en las que los dos parámetros de la distribución beta son las variables dependientes y determinados indicadores de factores económicos actúan como variables explicativas.

BIBLIOTECA VIRTUAL

Las variaciones experimentadas por los parámetros de la distribución beta biparamétrica[6], α y β, tienen efectos diferentes sobre la distribución, en cuanto a su influencia sobre la dispersión y sobre las diferentes medidas de posición. Bajo esta premisa y cuantificando los efectos sobre la renta mediana y los diferentes percentiles de la distribución, Thurow analiza los resultados obtenidos al estimar un modelo que permite estudiar la influencia de las condiciones macroeconómicas sobre la distribución personal de la renta.

El autor estudia la influencia de los factores macroeconómicos a través de cinco componentes:

- El crecimiento real, medido por el Producto Nacional Bruto por empleado, $\left(\frac{PNB}{E}\right)$.
- La inflación, representada por el deflactor implícito del Producto Nacional Bruto, (I).
- Un indicador de la distribución funcional consistente en la participación de la renta del sector hogares en la renta total, $\left(\frac{RH}{PNB}\right)$.
- La tasa de ocupación de la población activa, (TO).
- Una medida de las transferencias por hogar, $\left(\frac{T}{H}\right)$.

[6] La distribución beta biparamétrica tiene la siguiente función de densidad:

$$f(x) = \frac{1}{\mathrm{B}(\alpha,\beta)} x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1} \qquad 0 \le x \le 1; \quad \alpha > 0, \beta > 0$$

- El gasto público en bienes y servicios por hogar, $\left(\frac{G}{H}\right)$.

El modelo, que se plantea de forma multiplicativa, está formado por las siguientes ecuaciones:

$$\alpha = A\left(\frac{PNB}{E}\right)^{a_0}(I)^{a_1}\left(\frac{RH}{PNB}\right)^{a_2}(TO)^{a_3}\left(\frac{T}{H}\right)^{a_4}\left(\frac{G}{H}\right)^{a_5}$$

$$\beta = B\left(\frac{PNB}{E}\right)^{b_0}(I)^{b_1}\left(\frac{RH}{PNB}\right)^{b_2}(TO)^{b_3}\left(\frac{T}{H}\right)^{b_4}\left(\frac{G}{H}\right)^{b_5}$$

Thurow estima este modelo utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios, aplicado a los datos de series temporales desde 1949 a 1966, para el caso de Estados Unidos. Obtiene resultados para los colectivos de individuos de raza blanca y negra; en cada grupo, observa e interpreta la influencia de los factores macroeconómicos sobre la distribución de la renta.

Un objetivo más amplio e interesante que plantea Thurow en su trabajo es "*la determinación del impacto de las distribuciones microeconómicas en la distribución de la renta*"; sin embargo, aplaza este tipo de análisis y se limita, en esta ocasión, al estudio del modelo ya presentado y a estimar otro para datos de sección cruzada de los diferentes estados que componen Estados Unidos. En este último caso, el modelo que propone es el siguiente:

$$\alpha = a_\alpha + b_\alpha F + c_\alpha L + d_\alpha E + e_\alpha W + f_\alpha I + g_\alpha G + u_\alpha$$

$$\beta = a_\beta + b_\beta F + c_\beta L + d_\beta E + e_\beta W + f_\beta I + g_\beta G + u_\beta$$

donde:

F : Porcentaje de familias dedicadas al trabajo en explotaciones agrícolas o ganaderas.

L : Porcentaje de familias sin personas ocupadas.

E : Porcentaje de cabezas de familia con menos de ocho años de escolarización.

W : Porcentaje de población ocupada.

I : Indicador del peso de la industria en la estructura sectorial.

G: Gastos per cápita de la administración estatal y local.

u : Término de error.

Tras comentar los resultados obtenidos en la estimación, Thurow llega a conclusiones como las siguientes:

- El crecimiento económico, medido a través del producto nacional bruto por empleado, provoca mayores ingresos en los dos grupos de distribuciones estudiadas (individuos de raza blanca y negra), sin embargo, no tiene un gran impacto en sus ingresos relativos.

- Un mayor nivel de empleo, medido por la tasa de ocupación de la población activa, influye aumentando la mediana de los ingresos de ambos grupos.

- Los pagos por transferencias estatales llevan a una distribución más igualitaria de la renta; sin embargo, el impacto de este factor es muy reducido y se debería realizar un enorme esfuerzo en gastos para que la repercusión fuera apreciable.

- La baja formación de la mano de obra origina ingresos menores y más dispersos, situación que es más apreciable para el grupo de raza negra; en el caso de los blancos, el efecto más importante de unos niveles bajos de educación es el aumento de la dispersión de los ingresos.

2.4.2. Aportaciones de Salem y Mount (1974)

Para analizar el significado de los parámetros y su relación con los factores económicos, Salem y Mount (1974) estiman los coeficientes de un modelo que incorpora factores exclusivamente de tipo macroeconómico (inflación, tasa de paro y crecimiento económico) para explicar las estimaciones obtenidas de los parámetros de distribuciones gamma[7], ajustadas a datos de Estados Unidos correspondientes a rentas personales en el periodo 1960-1969.

[7] La distribución gamma tiene la siguiente función de densidad:

$$f(x) = \frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} e^{-\lambda x} x^{\alpha-1} \qquad 0 \le x < \infty \,; \quad \lambda > 0, \alpha > 0$$

donde: $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$.

El modelo propuesto parte del supuesto de que la renta media corriente del modelo teórico estimado $(\hat{\alpha} / \hat{\lambda})$ es proporcional al producto nacional bruto per cápita corriente (*IPC* × *PNBpc*), y que el parámetro α de la distribución gamma es una función multiplicativa de tres indicadores: tasa de paro (*TP*), índice de precios al consumo, expresado en tanto por uno, (*IPC*), y producto nacional bruto per cápita (*PNBpc*). La forma logarítmica del modelo es la siguiente:

$$log\ \hat{\alpha} - log\ \hat{\lambda} = a_1 + log\ IPC + log\ PNBpc + e_1$$

$$log\ \hat{\alpha} = a_2 + b\, log\ TP + c\, log\ IPC + d\ log\ PNBpc + e_2$$

donde a_1, a_2, b, c y d son parámetros desconocidos y e_1 y e_2 son residuos aleatorios. El modelo puede expresarse como sigue:

$$\left[log\ \hat{\lambda} + log\ IPC + log\ PNBpc\right] = a_2 - a_1 + b\, log\ TP + c\, log\ IPC + d\ log\ PNBpc + e_2 - e_1,$$

$$log\ \hat{\alpha} = a_2 + b\, log\ TP + c\, log\ IPC + d\ log\ PNBpc + e_2$$

Los coeficientes *b*, *c* y *d* en ambas ecuaciones son idénticos y, por tanto, pueden obtenerse los estimadores por el método de mínimos cuadrados ordinarios, combinando ambas ecuaciones.

Salem y Mount obtienen las estimaciones de los coeficientes, algunas con muy baja significatividad, aunque los signos de dichos coeficientes les permiten concluir que *"un desempleo decreciente y una inflación y un crecimiento real crecientes están asociados con una mayor igualdad en la distribución de la renta. Sin embargo, el componente de crecimiento es el que tiene menor influencia sobre la asimetría"*.

2.4.3. Los trabajos de Black, Hayes y Slottje (1989) y Molina y Cobb (1992)

Entre los trabajos más recientes, que utilizan los modelos de regresión múltiple para analizar el efecto de los factores sobre los parámetros de la distribución, se encuentran los estudios de Black, Hayes y Slottje (1989) y Molina y Cobb (1992).

En el primero de los trabajos, los autores ajustan distribuciones del tipo beta II multivariante a diferentes grupos de datos de ingresos y gastos personales de Estados Unidos, obtenidos de la *Consumer Expenditure Survey* de 1972-1973. Posteriormente, estudian la influencia, sobre los parámetros de las distribuciones ajustadas, de determinadas características demográficas de la población tales como el porcentaje de individuos pertenecientes a determinadas cohortes o la participación de la mujer en la fuerza de trabajo. Se estiman diferentes ecuaciones de regresión en las que las variables explicativas son los porcentajes de individuos de cuatro cohortes distintas, el producto nacional bruto, las transferencias de fondos públicos a los hogares y algunas variables referidas al nivel de ingresos. Los autores utilizan en sus regresiones diferentes variables de control y estiman varios modelos similares en los que van utilizando variables correspondientes al porcentaje de personas pertenecientes a cada cohorte seleccionada.

En el trabajo de Molina y Cobb (1992), se utiliza una distribución beta de tipo II para aproximar las distribuciones empíricas de ingresos de los 17 condados existentes en la región fronteriza entre Méjico y Texas. Con datos de sección cruzada de cada uno de los condados, se estiman los coeficientes de tres ecuaciones de regresión en las que las variables dependientes son las estimaciones de los parámetros de la distribución beta tipo II y el índice de Gini y las variables explicativas son indicadores de capital humano, demográficos, empresariales[8], etc. Las ecuaciones, linealizadas mediante logaritmos, son las siguientes:

$$Ln\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 LnEDUC + \alpha_2 LnEDAD + \alpha_3 LnPMUJ + \alpha_4 LnEMP + u_\alpha$$

$$Ln\beta = \beta_0 + \beta_1 LnEDUC + \beta_2 LnEDAD + \beta_3 LnPMUJ + \beta_4 LnEMP + u_\beta$$

$$LnI_G = G_0 + G_1 LnEDUC + G_2 LnEDAD + G_3 LnPMUJ + G_4 LnEMP + u_{I_G}$$

donde:

EDUC: Nivel de educación de cada condado, medido según la mediana de los años dedicados a formación.

AGE : Edad mediana de cada condado.

PMUJ : Porcentaje de mujeres trabajadoras en las empresas estudiadas.

[8] Estas variables están referidas a un tipo de empresas, llamadas “maquiladoras”, situadas en la zona de estudio, cuyo efecto sobre el empleo y la desigualdad es el objetivo del análisis.

EMP: Indicador sintético de un conjunto de variables referidas a las empresas existentes en el condado, consistentes en *ratios* de beneficios-costes, salarios-costes, proporción de materias primas importadas, etc.

I_G : Índice de Gini.

$u_\alpha, u_\beta, u_{I_G}$: Términos de error.

Como aportación, Molina y Cobb introducen una ecuación de regresión donde se aprecian también los efectos sobre una medida de desigualdad generalmente aceptada como es el índice de Gini. También realizan contrastes de significación conjunta de determinadas variables explicativas que presentan relaciones entre sí. Finalmente, llegan a interesantes conclusiones; así, por ejemplo, comprueban que los indicadores referentes a educación o salud no presentan un efecto significativo sobre el índice de Gini. Por el contrario, los parámetros de las distribuciones ajustadas sí que acusan las variaciones de dichos indicadores, lo que prueba, en este caso, la mayor sensibilidad de los parámetros para regristrar los cambios de la distribución de la renta producidos por la actuación de algunos de los factores determinantes.

2.5. Algunas consideraciones críticas sobre los enfoques integradores

En la revisión de los enfoques integradores realizada en los anteriores epígrafes, se ha comprobado que el enfoque causal se basa en modelos económicos simples que parten de una modelización básica del mercado de trabajo, excluyendo de partida muchos factores influyentes en la determinación de los salarios, o bien en modelos de elección conservadores que simplifican en exceso la situación de una sociedad en la que, en realidad, la posibilidad de elección es limitada. En ocasiones, se fuerzan claramente los supuestos del modelo para que aparezca una distribución estadística en la que los parámetros iniciales del modelo económico acaban, tras el desarrollo formal del modelo, introducidos en expresiones y vectores paramétricos cuya identificación con los factores influyentes es muy difusa. El resultado final es la obtención de construcciones teóricas elegantes pero, en gran medida, artificiales, sujetas a numerosos supuestos simplificadores y, por tanto, despegadas de una realidad económica y social compleja que es el marco habitual del proceso distributivo.

Los modelos basados en el mercado de trabajo y los de elección entre ocupaciones no consideran rentas distintas a las del trabajo que, aunque pudieran ser de una importancia porcentual menor, son en ocasiones las grandes responsables de algunas características

fundamentales de la distribución de rentas como, por ejemplo, la desigualdad y el patrón de comportamiento de la cola superior.

Tampoco puede pasar desapercibido el hecho de que la mayor parte de los modelos causales generan distribuciones teóricas que no se ajustan bien a las distribuciones de rentas observadas o que son poco utilizadas para este fin en la actualidad, una vez que se comprueba que los modelos que mejor se comportan son los pertenecientes a la familia de Dagum y algunos otros como la distribución log-Student, sobre todo en el caso español que es el que nos ocupa. Por otra parte, se concentran en el terreno de las distribuciones que tradicionalmente se utilizan para ajustar la renta, olvidando que los ingresos del trabajo pueden presentar distribuciones muy diferentes y que este tipo de ingresos no ha sido tan estudiado, aislándolo de los otros tipos de rentas, en cuanto a su modelización estadística.

Finalmente, conviene señalar que las comprobaciones empíricas referidas a este enfoque son difíciles de llevar a cabo y se basan en ocasiones en comentarios descriptivos sobre la evolución de los parámetros con relación a conclusiones muy generales de los modelos. Además, los resultados no pueden considerarse concluyentes.

Por todas estas razones, por el momento, este enfoque no facilita la utilización de las distribuciones estadísticas generadas para comprobar los resultados de las políticas económicas sobre la distribución de la renta, al plantear modelos de muy pocos factores, que no tienen una clara conexión con la distribución.

El enfoque de análisis de los parámetros a partir de modelos de regresión, con un marcado carácter aplicado, parte de bases más sólidas: las distribuciones estadísticas que resumen y modelizan la distribución de una forma aceptable y un conjunto de factores influyentes, según determinadas teorías, medidos mediante una batería de indicadores. La forma de relacionar ambos elementos se produce, hasta ahora, mediante regresiones de los parámetros de las distribuciones sobre el conjunto de factores considerados. Este enfoque permite analizar la forma de actuación de los factores sobre los parámetros mediante ecuaciones que reproducen la repercusión de cada factor sobre un parámetro de la distribución, con el consiguiente efecto directo sobre la forma funcional en la que interviene.

Estas ventajas se consideran suficientes para desarrollar el resto de esta investigación bajo este segundo enfoque, basado en el análisis de los parámetros. Sin embargo, a pesar de la adecuada perspectiva general de análisis adoptada en los trabajos de esta línea, hay que señalar que los modelos estimados hasta el momento se centran en un conjunto pequeño de factores, en general de tipo macroeconómico; por otra parte, los resultados de las estimaciones realizadas presentan, en general, bajos coeficientes de determinación y los regresores no suelen contar con coeficientes significativos en la mayoría de los casos. Finalmente, los modelos se plantean como conjuntos de ecuaciones idénticas y aisladas que se estiman, individualmente, por el método de mínimos cuadrados ordinarios, olvidando las conexiones existentes entre los diferentes parámetros.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Estos inconvenientes nos llevan a plantear que, aunque pudiera considerarse adecuada esta línea de análisis, es preciso acometer un replanteamiento de este tipo de modelos apoyado en las siguientes líneas directrices:

- Una ampliación de los factores considerados, lo que permitirá reducir la varianza residual de los modelos.

- Una mejora en la especificación de los modelos mediante un primer análisis individual de cada uno de los factores, cada uno de los parámetros y las formas funcionales que relacionan ambos elementos.

- Una consideración simultánea de la determinación de los distintos parámetros de cada distribución probabilística considerada.

2.6. Propuesta metodológica para la construcción de un modelo integrado

Una revisión crítica de los intentos de integración de la modelización paramétrica en el análisis de los factores determinantes de la distribución personal de la renta revela considerables deficiencias en los planteamientos de los modelos propuestos, así como el escaso refrendo que éstos han recibido a partir de las comprobaciones empíricas efectuadas.

Para subsanar estos defectos y afrontar la consecución de los objetivos de este trabajo desde una perspectiva más completa e integrada, proponemos situar el estudio en un marco diferente a los modelos económicos generadores de distribuciones estadísticas o a la simple estimación de ecuaciones individuales de regresión para explicar, de forma aislada, cada uno de los parámetros del modelo probabilístico, a partir de un conjunto muy reducido de factores. Este nuevo marco que se propone responde a una concepción amplia de las relaciones parámetros-factores que podrían modelizarse mediante sistemas de ecuaciones simultáneas en las que las variables endógenas del modelo (parámetros de las distribuciones ajustadas) se determinarían, simultáneamente, en función de las variables exógenas (factores determinantes de la distribución) y de las restantes variables endógenas.

Son numerosas las razones que justifican la utilización de este nuevo enfoque; algunas son meramente de tipo empírico, sin ninguna razón económica adicional, como es el caso de la existencia de altas correlaciones entre las estimaciones de los parámetros de las distribuciones consideradas, lo que ya indica una conexión entre los mismos que debe estar presente en el modelo. Otras razones, de mayor peso, son las de tipo económico, pues se debe procurar proponer un modelo completo que pueda representar el proceso generador de la distribución final, implicando a todos los parámetros de la distribución y estableciendo conexiones entre ellos y con los factores económicos determinantes.

A continuación, se desarrolla con más detalle la propuesta. Como se ha señalado en el primer capítulo, existen diferentes tipos de parámetros en las distribuciones probabilísticas propuestas para la modelización de la distribución personal de la renta. Unos están directamente relacionados con los niveles de renta y, por tanto, con el proceso de formación de la misma; otros, sin embargo, aluden a características de forma de la distribución, por ejemplo, relativas a la desigualdad existente en la misma. Existen también parámetros de posición referentes, por ejemplo, a la renta mínima de las distribuciones, que tendrán, en este caso, una considerable carga interpretativa en el análisis de los efectos de determinadas políticas de aumento de rentas mínimas o en fenómenos relacionados con la llamada economía informal. Todos estos variados aspectos de la distribución representados por los parámetros están, obviamente, relacionados entre sí.

La conexión entre los diferentes tipos de parámetros permite, por ejemplo, introducir en el modelo las conclusiones obtenidas en recientes estudios sobre la relación

entre desigualdad y crecimiento económico. Así, los parámetros de posición o de escala, que tendrán una conexión más estrecha con el nivel de renta generado por el crecimiento económico, podrán estar ligados con los parámetros de igualdad o desigualdad que, por el contrario, se centran más en la generación de la forma final del reparto de rentas entre individuos.

Como se viene demostrando en estudios recientes, la relación entre la desigualdad y el crecimiento económico ya no se entiende únicamente en el sentido de la hipótesis de Kuznets que establecía que la evolución parabólica de la desigualdad era un efecto del proceso de desarrollo económico, identificado con el nivel de renta *per cápita* de las sociedades. En la actualidad, trabajos como los de Galor y Zeira (1993), Aghion y Volton (1997) y Alesina y Perotti (1996) han constatado la influencia de la desigualdad de la distribución de la renta sobre el crecimiento económico, a través de diferentes vías de actuación[9].

Lo anterior no es más que un ejemplo para el caso de factores de tipo macroeconómico, pero, en general, las relaciones entre todo tipo de factores se han enriquecido y multiplicado; éstas ya no se establecen en un único sentido, a diferencia de los modelos uniecuacionales que representaban una relación unidireccional entre la variable dependiente y la independiente, donde la primera era la causa y la segunda el efecto. En nuestro caso, admitimos, por ejemplo, una conexión bidireccional y simultánea entre los parámetros de escala o de posición y los parámetros de desigualdad de una distribución. Una manera de formalizar esta idea es el establecimiento de un sistema de ecuaciones simultáneas donde se permita la mutua interacción entre los distintos parámetros.

Por otra parte, en el seno de cada modelo multiecuacional será preciso especificar una ecuación que permita introducir los factores generadores de la renta de una sociedad. Esta ecuación podría tener como variable dependiente parámetros relacionados con el nivel de renta: un parámetro de escala, la renta media como parámetro de posición o una característica de la distribución que pueda expresarse en función de los parámetros. La construcción de esta ecuación, de acuerdo con Heerink (1994), podrá basarse en la formulación de una función de producción de la economía. Así, la variable dependiente,

[9] Estas vías se refieren fundamentalmente a procesos de inversión en capital humano, ahorro y acumulación de capital o la influencia de los sistemas políticos establecidos.

como representativa del nivel de renta, podrá explicarse a partir de una combinación de indicadores relativos al factor trabajo, al capital y algún indicativo del progreso tecnológico. La decisión de introducir esta ecuación de generación de la renta supone el reconocimiento de la importancia de los factores determinantes de la distribución situados en el denominado *ámbito de la producción*, en palabras de Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996).

Abundando en el *ámbito de la producción*, en algunas formulaciones de la función de producción (Wheeler, 1980, 1984; Heerink, 1994), se tiende a introducir como factores complementarios de los tradicionales a otros nuevos como son la organización y calidad del factor trabajo. Al aludir a la calidad del factor trabajo, estos autores se refieren a variables tales como la educación, la salud, la estructura por edades y sexos de la población ocupada, etc., que influyen en la productividad del factor trabajo. La función de producción tradicional, completada con los avances aludidos, debe pues considerarse una herramienta válida para orientar la construcción de la ecuación de regresión referida a los parámetros de escala o de posición de las distribuciones de la renta.

Esta ecuación referente a la generación de la renta podrá incorporar finalmente, entre sus variables explicativas, los parámetros de desigualdad, de forma que se puedan contrastar las relaciones planteadas en los estudios citados anteriormente, en cuanto al perjuicio o efecto favorecedor de la desigualdad sobre el crecimiento económico de las sociedades.

La explicación de la desigualdad de la renta, reflejada en los parámetros del mismo nombre, se planteará en otras ecuaciones distintas que introducirán una nueva gama de factores, más amplia que los de tipo macroeconómico, que estén estrechamente conectados con la desigualdad; así, será interesante considerar la influencia de factores referentes al capital humano, ciclo vital de los individuos, políticas sociales, factores demográficos, etc., que requerirán una investigación profunda y detallada.

Otros parámetros de distinto tipo configurarán diferentes ecuaciones que se determinarán a partir de la naturaleza específica del parámetro y las variables de tipo económico relacionadas con el mismo.

Se trata, pues, de construir un modelo en el que se determinen los parámetros de una distribución teórica, seleccionada como modelo de la distribución personal de la renta, teniendo en cuenta las posibles relaciones entre ellos mismos y la distinta naturaleza de los factores influyentes en cada tipo de parámetro. Se superan, de esta forma, los enfoques anteriores[10] que se limitaban a presentar modelos simples de ecuaciones aisladas e idénticas, independientemente del tipo de parámetro que actuaba como variable a explicar. El diseño de cada una de las ecuaciones que compondrán el sistema vendrá precedido, por tanto, de un estudio individualizado de la relación de cada tipo de parámetro con los indicadores de los factores determinantes adecuados al significado económico del parámetro.

La metodología que se propone y su estructuración secuencial está esquematizada en el gráfico 2.2. en el que se especifican los *inputs* necesarios para la elaboración del modelo y los resultados u *outputs* que se generarán al finalizar el proceso. La puesta en práctica de esta línea de trabajo nos lleva a acometer dos tipos de análisis preliminares de los elementos que van a integrarse en el modelo, parámetros y variables o indicadores de los factores determinantes de la distribución personal de la renta, para determinar la forma en que se incorporarán al mismo.

[10] Thurow (1970), Salem y Mount (1974), Black, Hayes y Slottje (1989) y Molina y Cobb (1992), entre otros.

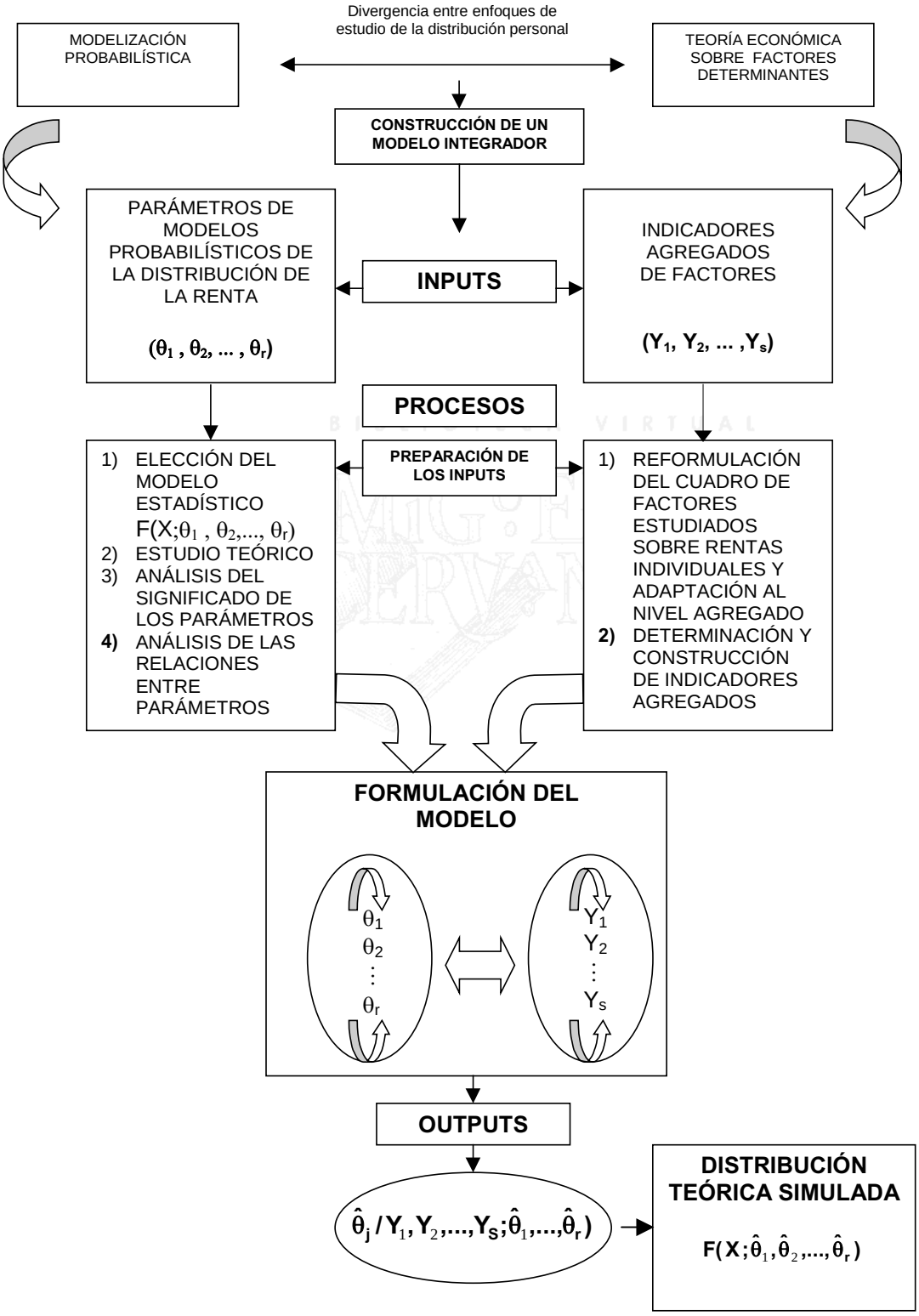


Gráfico 2.2. Esquema de la propuesta metodológica integradora

Estos dos tipos de análisis previos de los elementos que se integrarán en el modelo se realizarán a dos niveles: uno teórico y otro empírico.

Es importante señalar que el punto de partida para el análisis de los parámetros será la determinación de una fuente adecuada de datos de renta personal, a los que ajustar el mejor modelo probabilístico, tanto por sus propiedades teóricas como por la calidad de los ajustes obtenidos. A partir de aquí, los pasos del análisis, que aparecen en el esquema del gráfico 2.3, consistirán básicamente en realizar un estudio pormenorizado del significado económico de cada parámetro de la distribución seleccionada. Paralelamente, se obtendrán estimaciones y se comprobará si las estimaciones obtenidas, para el caso de estudio, corroboran las conclusiones teóricas y si introducen algún matiz enriquecedor.

Para realizar el análisis de los factores determinantes de la distribución personal de la renta, se adopta una línea de trabajo similar; así, en primer lugar, se llevará a cabo un estudio teórico con el objetivo de determinar y acotar los factores relevantes de acuerdo a las teorías económicas existentes. Posteriormente, en un nivel empírico, se trabajará, a partir de una base de datos de las variables representativas de los factores, para adaptar la teoría general al caso concreto del estudio aplicado. El proceso está esquematizado en el gráfico 2.4.

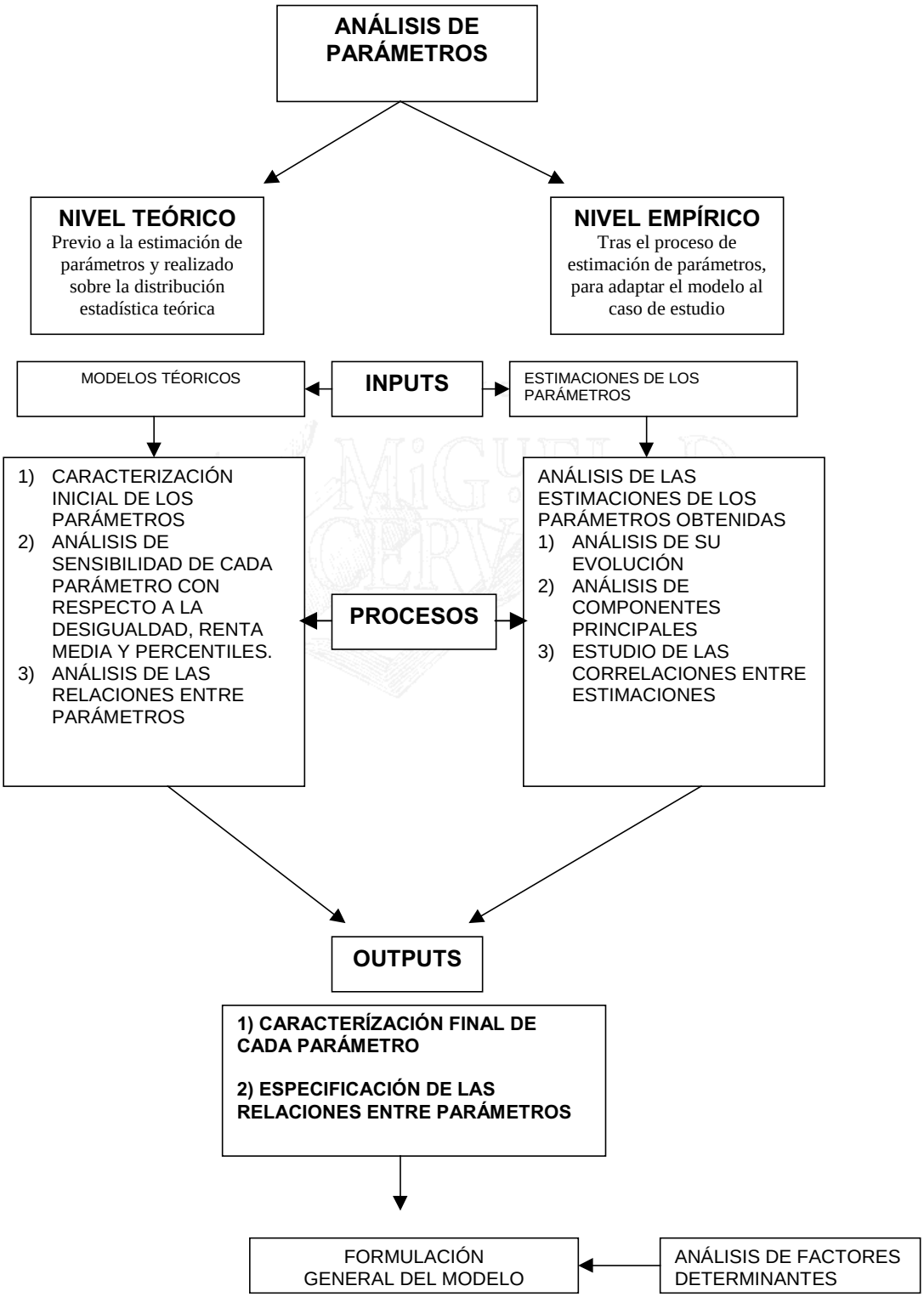


Gráfico 2.3. Esquema metodológico del análisis de los parámetros y sus estimaciones

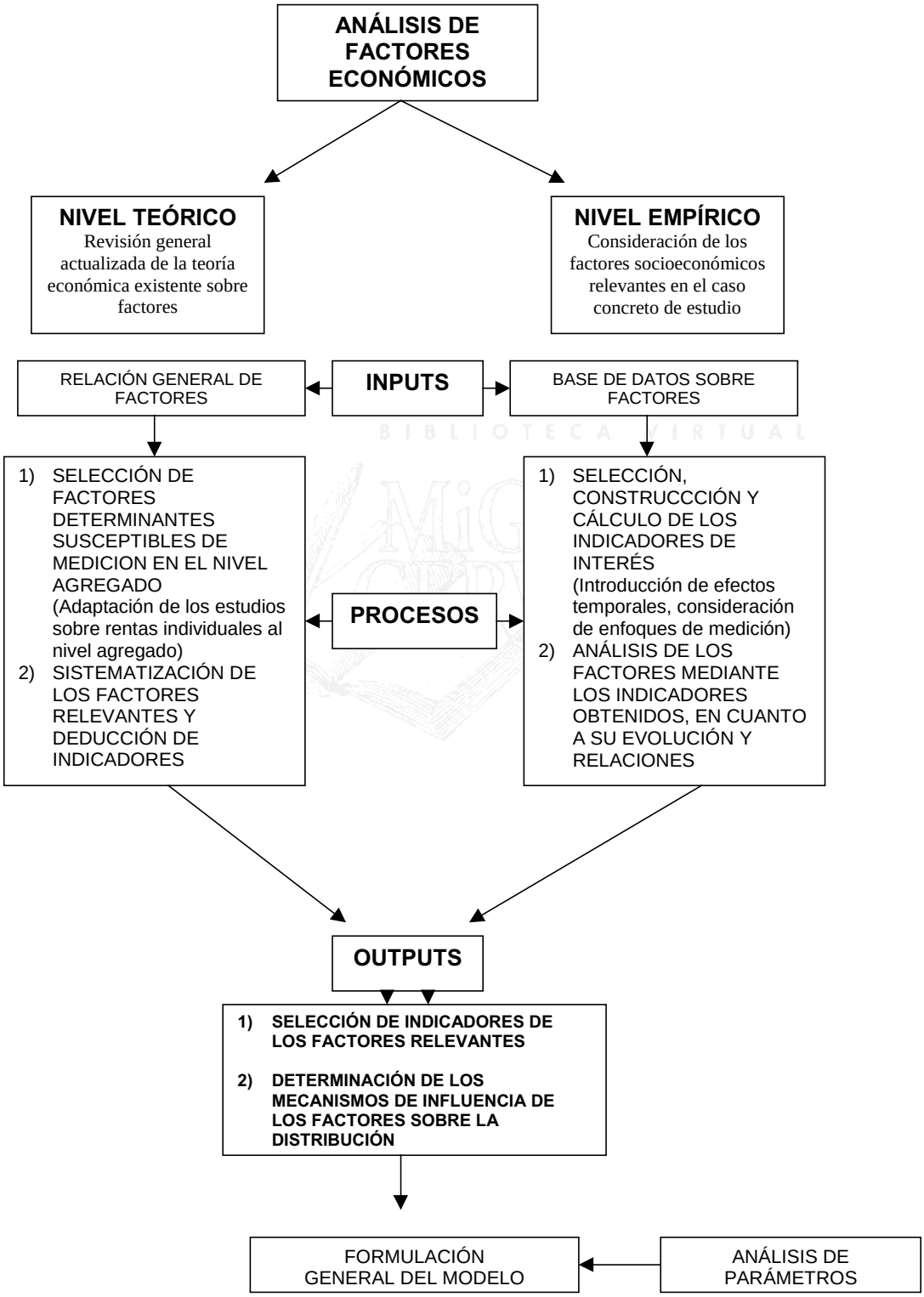


Gráfico 2.4. Esquema metodológico del análisis de los factores determinantes y sus indicadores

El resultado final de los procesos de construcción del modelo será un conjunto de ecuaciones que resuma el esquema de relaciones entre los factores y el modelo probabilístico; es decir, un sistema de ecuaciones simultáneas que podrá expresarse como:

$$\begin{cases} \theta_1 = f_1(Y_1, Y_2, \ldots, Y_s, \theta_2, \theta_3, \ldots, \theta_r) \\ \theta_2 = f_2(Y_1, Y_2, \ldots, Y_s, \theta_1, \theta_3, \ldots, \theta_r) \\ \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \\ \theta_r = f_r(Y_1, Y_2, \ldots, Y_s, \theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_{r-1}) \end{cases}$$

donde θ_i ($i=1,2,\ldots,r$) serán los parámetros del modelo probabilístico seleccionado y los Y_j ($j=1,2,\ldots,s$) serán los indicadores referentes a los factores determinantes considerados. Las funciones f_i podrán adoptar diferentes formas e introducir restricciones de exclusión de determinados parámetros o indicadores de factores.

La relación entre las ecuaciones planteadas se producirá en un contexto que permita la simultaneidad de procesos de formación y distribución, pues la distribución de la renta es simultánea a su formación. Por tanto, el marco ideal para la estimación de ambos tipos de ecuaciones son las técnicas econométricas desarrolladas para sistemas de ecuaciones simultáneas, que consideran el problema de la correlación entre los residuos de las distintas ecuaciones y de éstos con los regresores. Se recogerá así el efecto de la estructura de correlación existente entre los parámetros.

El modelo admite también la utilización de medidas de posición, expresadas en función de los parámetros, la incorporación de identidades que relacionen factores introducidos en otras ecuaciones o, en un contexto más general, la determinación de variables endógenas que no fueran parámetros, sino factores de tipo económico relacionados directa o indirectamente con la distribución.

Los siguientes capítulos del trabajo recogen la construcción y estimación de dos modelos para el caso español. El esquema que se seguirá a continuación está en consonancia con los diagramas presentados.

En primer lugar, se determinará una fuente de datos de renta, que permita ajustar a distintos colectivos diferentes modelos estadísticos, entre los cuales se determinarán los

más convenientes. Estos modelos serán objeto de un estudio teórico pormenorizado que permita dilucidar el significado de cada parámetro. Posteriormente, se procederá a la estimación de los parámetros.

Paralelamente, se articulará una base de datos referente a variables de tipo económico, social o demográfico, representativas de factores y referidas a cada uno de los colectivos para los que se ajustan los modelos.

Previamente a la formulación y estimación del modelo final, se procederá a un análisis de las estimaciones de los parámetros y de los valores de las variables o indicadores de cada factor. Este análisis nos permitirá enriquecer la formulación general del modelo teórico con las peculiaridades del caso español.

Finalmente, se procederá a la estimación del modelo y a la obtención de conclusiones referidas, principalmente, a la caracterización de la influencia de cada factor sobre los parámetros de la distribución y su evolución en el tiempo.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

Capítulo 3

Modelización paramétrica de la distribución personal de la renta en España. Análisis paramétrico y estimación de modelos para las provincias españolas

3.1. Fuentes estadísticas para el estudio de la renta personal. El concepto de renta utilizado

La primera decisión que se debe afrontar cuando se realiza un estudio empírico sobre distribución personal de la renta es la adopción del concepto preciso de la variable a explicar, circunstancia que determinará la elección y tratamiento de los datos estadísticos adecuados al concepto de renta adoptado.

Una cuestión previa que debe ser resuelta es la opción por la renta o el gasto como indicadores de la posición económica de los individuos. Los problemas de ocultación, característicos de las encuestas sobre renta, han llevado a numerosos autores a estudiar la variable gasto, con menores cifras de ocultación, como *proxy* de la renta en los estudios sobre desigualdad y pobreza. Esta utilización se basa además en el convencimiento de que la posición económica, como medida de bienestar, se aproxima mejor con el gasto, más acorde con el concepto de renta del ciclo vital, que con unos datos, "presuntamente" falsos, de rentas que además están distorsionadas por influencias de carácter transitorio.

La utilización de datos de gasto es una opción que cuenta con argumentos a favor y en contra en el seno de la teoría económica. Por una parte, la renta engloba al gasto, que sólo es uno de sus empleos, y únicamente se llega a una similitud entre ambos conceptos cuando las rentas son bajas y la propensión marginal al consumo está próxima a uno, como señalan Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996). Además, en numerosos trabajos[1] se demuestra que las posiciones de los mismos individuos se alteran de forma clara si pasamos de escalas de renta a gasto. Un apoyo para la utilización del gasto para medir la posición económica es la teoría del ciclo vital que considera al consumo como mejor aproximación de la renta permanente que los ingresos anuales, dadas sus menores fluctuaciones a lo largo de la vida del individuo. Pero este argumento tiene validez parcial, puesto que el objeto de estudio es la distribución personal de toda la renta, tanto permanente como transitoria, por lo que no existe razón para eliminar ésta última. Además, la consideración de la teoría del ciclo vital como sustento de la utilización del gasto se vería supeditada al supuesto poco real de que las necesidades de los individuos permanecieran constantes a lo largo del ciclo vital, como señalan Blundell y Preston (1994).

Ciñéndonos al caso español y, en concreto a las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, en un estudio de Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996, p.12) sobre la correspondiente a 1980-81, se confirma que la *"ordenación de los hogares según niveles de gasto no es consistente con la ordenación de los mismos según niveles de renta"*. En dicho estudio, se concluye finalmente que *"aunque tanto la elección de los ingresos como la de los gastos sea defendible desde distintos puntos de vista, ambos indicadores no son intercambiables, ni producen resultados equivalentes. Por tanto, la sustitución de uno por otro en el trabajo empírico no supone una decisión neutral, y ello debe tenerse en cuenta al explicar la metodología e interpretar los resultados"*.

Situados en esta disyuntiva entre la renta o el gasto, se ha optado por el estudio de datos de renta, dado que el gasto no es un concepto equivalente y que los muchos argumentos que sustentan la utilización del gasto se fundamentan a su vez en supuestos, con frecuencia, muy discutibles. Tampoco se considera conveniente entrar en consideraciones sobre el complejo y amplio debate acerca de la medición del bienestar y nos centramos exclusivamente en la renta como indicativo de la posición económica.

[1] Por ejemplo, Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996).

Una vez considerada la variable renta como objeto del análisis se deberá seleccionar alguna de las fuentes que contengan datos de este tipo en el caso español. Las alternativas son, fundamentalmente, las fuentes de tipo fiscal, las Encuestas Básicas y Continuas de Presupuestos Familiares y el Panel de Datos de la Unión Europea.

La fuente seleccionada deberá responder a los objetivos de esta tesis, entre los que se encuentra el realizar un análisis de la influencia de los factores determinantes de la distribución personal de la renta en el período más largo posible, con una base de datos fiables y homogéneos que permitan la estimación de distribuciones de la renta personal por provincias. Este grado de desagregación genera una variabilidad suficiente para el estudio final, que no estará basado en microdatos pertenecientes a individuos, sino en indicadores referidos a colectividades.

En primer lugar, se descartan los datos fiscales procedentes de las Declaraciones del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas dado el elevado fraude fiscal que según Lagares (1996) alcanza *"en más del 40% de los rendimientos declarados procedentes del trabajo y en más del 70% respecto del resto de los rendimientos"*. Además de estas limitaciones, surgen otras derivadas de alteraciones en el mínimo obligatorio para realizar la declaración, exclusión de gravamen de determinadas rentas, operaciones derivadas de la liquidación del impuesto por la diferente asignación temporal de determinados ingresos, etc. Adicionalmente, la desagregación que permite este tipo de datos es insuficiente para este estudio y la disposición de series homogéneas se ve afectada por los cambios en la legislación, tales como la introducción en 1988 de la posibilidad de declaración conjunta o separada, circunstancia que rompe la homogeneidad de la serie iniciada en 1981.[2]

Similares inconvenientes presenta la utilización de los datos de renta de las Declaraciones Anuales de Retención a Cuenta del IRPF; además, la información sobre renta procedente de esta fuente es inexistente para los territorios forales y también presenta problemas de falta de cobertura debido al incumplimiento de la obligación de presentar declaraciones por parte, sobre todo, de las pequeñas empresas.

[2] Un desarrollo de las limitaciones de los resultados de las investigaciones basadas en datos fiscales puede verse en Lagares (1996).

La necesidad de obtener resultados provinciales en un período largo motivó la utilización de los datos de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares (EBPF), únicas fuentes que permitían disponer de datos homogéneos en un período de tiempo lo suficientemente amplio (1973-1991) en muestras desagregadas por comunidades autónomas, provincias, tipos de hábitat y categorías.

Un inconveniente, sin embargo, de la utilización de las Encuestas Básicas radica en que la prolongación del estudio hasta nuestros días encuentra dificultades que en el futuro tendrán que solventarse mediante un complicado enlace que combine datos de diferentes fuentes para permitir alguna comparación. La posibilidad de ampliación de un estudio basado en los datos de ingresos de las antiguas Encuestas Básicas debería basarse en alguna de estas dos fuentes: la nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares y el Panel de Hogares de la Unión Europea, ambas con tamaños muestrales notablemente inferiores a los de las Encuestas Básicas.

La continuación natural de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares vendría dada por la nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) que, a partir del tercer trimestre de 1997, ha sido objeto de una reforma metodológica ampliándose la muestra a 8.000 hogares, con el fin de sustituir a las Encuestas Básicas que, por el momento, no volverán a realizarse. Sin embargo, la mencionada reforma no contempló la inclusión de las preguntas que permitían, en las Encuestas Básicas, la obtención de información pormenorizada sobre ingresos, centrándose principalmente en el gasto y en la consecución de una armonización de las Encuestas de Presupuestos Familiares en el ámbito europeo según los criterios marcados por EUROSTAT. Por tanto, los ingresos no se consideraron objetivo prioritario de la encuesta, relegándose su tratamiento a preguntas en la que se solicita una información aproximada y global que resulta imposible asimilar a conceptos como el de renta disponible u otros que permitieran una comparación con la Contabilidad Nacional para corregir, por ejemplo, la ocultación.

Para paliar en parte esta pérdida de información sobre ingresos, en el cuarto trimestre del año 2000, se insertó un nuevo módulo en la ECPF que tenía como objetivo obtener la renta disponible de los hogares, distinguiéndose las rentas primarias y las operaciones de distribución de la renta. Por tanto, aunque en el momento de realizar este trabajo no están disponibles datos de renta posteriores a esta nueva reforma, en un horizonte temporal razonable se dispondrán de

mejores datos de ingresos procedentes de la ECPF, si bien no se dispondrá de una desagregación provincial de los mismos.

La supresión de la obtención pormenorizada de datos de ingresos en la nueva ECPF tiene mucho que ver con la consideración de este objetivo como uno de los ejes básicos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Esta encuesta se realiza con la finalidad de responder a la necesidad de formulación de políticas sociales y la medición de sus efectos, en un contexto dinámico, sobre una muestra de las mismas personas observadas en diferentes momentos del tiempo; es decir, una estructura muestral de tipo panel. Entre sus objetivos concretos figura la consecución de información comparable y armonizada sobre ingresos, movilidad, pobreza, protección mínima, empleo, formación, jubilaciones, etc. Así pues, sería éste el marco ideal para el desarrollo futuro de trabajos sobre distribución de la renta y desigualdad, dado además que los ingresos, como objetivo básico, se recogen de forma pormenorizada según una detallada clasificación de los mismos. La renta monetaria anual neta, deducidos impuestos, cotizaciones a la Seguridad Social y pagos asimilados, se determina mediante la suma de ingresos del trabajo por cuenta propia y ajena, rentas del capital y transferencias corrientes de diverso tipo.

El principal problema que plantea la utilización de esta fuente, señalada como el marco ideal para futuros estudios, es su reciente implantación en el año 1994 lo que no permite manejar series largas de datos de renta procedentes de esta encuesta. Además, la no disponibilidad de la información por provincias, dado que incluso se elimina un pequeño grupo de ellas, no permite la obtención de distribuciones de renta provinciales. Las menores posibilidades de desagregación dificultan también la aplicación de métodos para corregir la ocultación.

Por todas las razones expuestas, se optó por considerar la información de rentas de las tres Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, que permiten una desagregación provincial significativa y ofrecen una aproximación de tipo estructural bastante fiable de la situación española en los tres cortes temporales considerados. En el futuro, podrán ser objeto de este mismo tipo de investigación los datos de renta procedentes del Panel de Datos de la Unión Europea en un nivel de regiones europeas, situación ésta que limitará el detalle provincial de los modelos que se presentarán en este trabajo, pero que, por el contrario, permitirá actualizar los estudios de este tipo. Por tanto, es una ocasión única, que no se repetirá, la abundante

disposición de datos de renta de las tres encuestas básicas que constituyen, tras realizar diversos ajustes, un conjunto de datos homogéneos válidos para analizar la evolución de la distribución de la renta española en un período de casi 20 años. El enlace con datos posteriores se presenta, sin embargo, complicado, tal y como se ha argumentado.

Una vez que seleccionamos las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, son varios los aspectos a considerar y las decisiones que implican asuntos tales como el concepto de renta a utilizar, el grado de ocultación de las rentas declaradas, la determinación de la unidad preceptora de renta y la consideración de la adecuación del período al que se refieren los datos.

Los datos de renta que se manejarán serán los de renta bruta disponible obtenida de estas encuestas; es decir, la renta que queda después de deducir los impuestos y las cotizaciones sociales, concepto que consideramos adecuado por ser un buen indicador de la posición económica del individuo, pues dicha renta será de la que verdaderamente disponga para darle el uso que considere oportuno.

Esta renta tiene carácter anual. La consideración de ingresos anuales supone la disposición de un período de referencia suficiente que, según Atkinson (1981), es adecuado para estudios relacionados con la desigualdad de la renta puesto que se evita la posible influencia de las fluctuaciones producidas en períodos más cortos que no alterarían significativamente la posición económica del individuo, tal como señala Prieto Alaiz (1998).

En cuanto a la unidad perceptora a considerar, las Encuesta Básicas de Presupuestos Familiares adoptan el hogar como unidad de recogida, lo que implica un posterior reparto entre los miembros del hogar según el tamaño y composición del mismo. Para este reparto, pueden utilizarse las escalas de equivalencia de consumo, pero no existe un acuerdo para la adopción de una determinada, mínimamente consensuada. Por ello, la opción que se toma es considerar la renta *per cápita* que, a pesar de su simplicidad, no implica aceptar hipótesis cuestionables tal como se refleja en Carrascal (1997) y en Coulter, Cowell y Jenkins (1992). Finalmente, sin pretender profundizar en un tema tan complejo, resulta interesante la siguiente cita de Nelson[3], uno de los especialistas en el tema: *"La búsqueda de un verdadero y definitivo conjunto de escalas parece una quimera ya que no existe un modelo completamente superior que podamos estimar".*

Si nos referimos ahora a la fiabilidad del conjunto de datos considerado, no hay que olvidar las limitaciones de estas tres encuestas en cuanto a la subdeclaración de rentas comprobada en todas ellas[4]. En este punto, se han utilizado datos ya corregidos de ocultación procedentes del trabajo de Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996). En este estudio, tras establecer la correspondencia aproximada entre los conceptos que integran la Renta Bruta Disponible de los hogares según la Contabilidad Nacional y las estimaciones proporcionadas por la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares, se estima un montante medio de ocultación del orden del 40% sobre la cantidad declarada en las Encuestas. Considerando además que la ocultación no se distribuye de igual forma según los distintos tramos de renta, en dicho trabajo, se realizó posteriormente, tras la corrección de los niveles, una segunda corrección de la distribución general aplicando dos esquemas de reparto, entre los que nos inclinamos por el de tipo progresivo.

El resultado final de todas las decisiones secuencialmente justificadas, nos lleva finalmente a utilizar, en nuestro estudio, datos de renta disponible *per cápita* anual, procedentes de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, corregidas del efecto de la ocultación, mediante una armonización con las partidas equivalentes procedentes de la Contabilidad Nacional, aplicando una tasa progresiva de corrección. A partir de estas rentas, y aplicando una desagregación de los datos en muestras provinciales, se estimarán los parámetros de las distribuciones estadísticas consideradas, generándose un conjunto de datos consistente en estimaciones de cada uno de los parámetros de las distribuciones gamma y de los modelos de Dagum, que actuarán como variables explicadas en este estudio.

3.2. Selección de modelos probabilísticos para la modelización paramétrica de la distribución personal de la renta en España

3.2.1. Criterios utilizados para la selección de modelos

Para la modelización de las distribuciones de renta en cada uno de los cortes temporales considerados, se han seleccionado las distribuciones estadísticas que producen los mejores ajustes, de una forma estable a lo largo del periodo considerado, y que cumplen una

[3] Extraído de Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996, p. xviii).

serie de requisitos teóricos, dentro de los cuales se da especial relevancia, dadas las características de este trabajo, a la posibilidad de interpretación económica de los parámetros de las distribuciones consideradas.

En un amplio estudio sobre los mismos datos que se utilizan en este trabajo, Callealta, Casas y Núñez (1996) comprueban que *"como modelo probabilístico más adecuado a los datos observados, en base a los resultados obtenidos, consideramos por sus propiedades teóricas y empíricas a la Familia de Dagum* [5]*"*. Para llegar a esta conclusión, los autores utilizan los siguientes criterios que componen una red de filtrado exigente y rigurosa que permite eliminar sucesivamente distribuciones de una lista inicial de una treintena, elegidas entre las utilizadas habitualmente, por diferentes autores, para la modelización de la distribución personal de la renta:

- Consideración de relaciones de inclusión y convergencia entre distribuciones.
- Aplicación de criterios empíricos a priori (Criterio *k* de Pearson).
- Cumplimiento de una serie de catorce propiedades sobre la adecuación teórica de las distribuciones propuestas relacionadas con el rango de la variable, la forma de la distribución, las propiedades de sus parámetros, su fundamentación económica y su manejabilidad analítica.
- Ajuste de las distribuciones candidatas a tres conjuntos de datos (sin corregir y corregidos por dos métodos diferentes) y comparación de los mejores ajustes obtenidos, por cuatro métodos de estimación diferentes para el nivel nacional y diferentes desagregaciones.

Apoyados en esta sólida base y con el respaldo de otros trabajos, como Prieto Alaiz (1998), hemos seleccionado el modelo de Dagum para ajustar las distribuciones de renta provinciales, en cada encuesta, que se utilizarán en este trabajo.

Uno de los requisitos que cumplen las distribuciones pertenecientes a familia de Dagum es su anclaje en postulados de tipo económico, puesto que se obtienen a partir de un sistema generador que representa una situación observada regularmente en las distribuciones

[4] Como evidencia, se comprueba que los gastos declarados en estas mismas encuestas superan a los ingresos.
[5] Los autores se refieren a la *Familia de Dagum* como la distribución de Dagum de tipo I, II o III que produce un mejor ajuste a los datos, obteniendo la estimación de sus parámetros a partir de la solución inicial que representa la estimación de la distribución de Dagum de tipo I.

empíricas de la renta. Esta es la razón que argumenta Dagum para justificar el contenido económico de sus distribuciones, aunque, a parte de la introducción y desarrollo de esta característica de regularidad, poco se ha hecho por investigar la existencia de un modelo económico completo que genere estas distribuciones estadísticas.

Además de los modelos probabilísticos de Dagum, hemos seleccionado también la distribución gamma biparamétrica[6], conocida también como distribución de March en la literatura sobre distribución personal de la renta. Aunque los ajustes que proporciona no son los mejores, son diversas las razones que nos llevan a la consideración de esta distribución; entre ellas, su frecuente uso para la modelización de la distribución de la renta, tanto en los trabajos clásicos sobre el tema (Ammon, 1895; March, 1898), como en otros más actuales (Parker, 1996; Creedy, Lye y Martin, 1996). Por otra parte, es uno de los modelos más frecuentemente utilizados para la modelización de la distribución personal de la renta en España (López, 1997; Prieto Alaiz, 1998).

Su parsimonia y la identificación clara del significado de sus dos parámetros –potentes resúmenes de la distribución global–, su aceptable grado de flexibilidad con sólo dos parámetros y su adecuado comportamiento en cuanto a bondad de ajuste a los datos observados son razones adicionales para su utilización. En el análisis ya citado de Callealta, Casas, y Núñez (1996), la distribución gamma supera exigencias referidas a bastantes de los criterios aplicados[7], aunque no sea el mejor modelo posible.

Uno de los objetivos que perseguimos en este trabajo consiste en ligar los factores económicos con los parámetros de las distribuciones, de manera que la sencillez de la distribución gamma facilita un primer contacto con un tipo de modelos más sencillos que posteriormente se irán complicando con las distribuciones de Dagum de tipo II y III, que son ya tetraparamétricas. Con la distribución gamma acometeremos así, con carácter exploratorio, un primer análisis causal de sus dos parámetros con relación a los factores económicos determinantes de la distribución. A su vez, permitirá realizar asequibles ejercicios de simulación sobre la influencia de las medidas de política económica sobre la distribución.

[6] En adelante nos referiremos a esta distribución como distribución gamma.

[7] Puede comprobarse, por ejemplo, que los datos de rentas corregidas, obtenidas de las EBPF, que se vienen utilizando en este trabajo, admiten el ajuste de distribuciones de Pearson Tipo III (gamma y derivadas) según el criterio *k* de Pearson.

Además de estas razones, el uso de la distribución gamma se justifica también por el contenido económico que se puede encontrar en el modelo a través del estudio de la influencia de los factores causantes de la distribución de la renta. En esta línea de trabajo, realizaron sus aportaciones Salem y Mount (1974), en consonancia con el método de trabajo iniciado por Thurow (1970) para el estudio de la distribución Beta. En los últimos años, Parker (1996) y también Creedy, Lye y Martin (1996) establecen como distribución de equilibrio, obtenida a partir de modelos de oferta y demanda, la distribución gamma biparamétrica.

Por todas estas razones, consideramos que la distribución gamma es un modelo adecuado para permitir el estudio y la conexión de los factores económicos con la función de densidad generada que resume, mediante un parámetro de escala y otro de igualdad, el rango total de la renta sometida a reparto de forma razonablemente aceptable, teniendo en cuenta que su estructura es sólo biparamétrica.

3.3. Estudio teórico de las distribuciones seleccionadas

3.3.1. La distribución gamma

La distribución gamma, que puede obtenerse como miembro de la familia de D'Addario y de la familia de Pearson (tipo III), tiene como función de densidad la siguiente:

$$f(x) = \frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} e^{-\lambda x} x^{\alpha-1} \qquad 0 \le x < \infty ; \quad \lambda > 0, \alpha > 0$$

donde $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$.

La distribución gamma fue utilizada, por primera vez, como modelo probabilístico para la distribución de la renta personal por Ammon (1895) y March (1898) a finales del siglo XIX. Amoroso (1925) comprueba posteriormente que la distribución gamma generalizada es un modelo alternativo que ajusta los datos de renta de una forma razonable. Tras un período de

escasa utilización en estudios de renta personal, Salem y Mount (1974) rescatan la distribución gamma comprobando su superioridad sobre la logarítmico-normal para datos de Estados Unidos. Bartels y Van Metelen (1975) constatan el mismo hecho para los Países Bajos.

Como propiedades significativas de esta distribución podrían señalarse las siguientes: posibilidad de admitir rentas nulas cuando $\alpha > 1$, asimetría a la derecha, unimodalidad (en el mínimo o en el interior de su rango), parsimonia y no convergencia a la ley de Pareto.

Entre las ventajas de este modelo destaca el hecho de que con sólo dos parámetros se consigue modelizar bastante satisfactoriamente el rango general de la distribución de la renta. El parámetro α es un parámetro de forma relacionado inversamente con el índice de asimetría de Fisher de manera que, a mayores valores de este parámetro, la asimetría a la derecha de la distribución es menos acusada. El parámetro λ es un parámetro de escala, relacionado de forma inversa con las medidas de posición de la distribución y, por tanto, con el nivel de la renta que se reparte.

Las principales características de la distribución gamma, a través de las cuales se puede obtener un significado claro para sus parámetros, se presentan a continuación.

- *Momento de orden r con respecto al origen:*

$$\alpha_r = E(X^r) = \frac{\Gamma(\alpha + r)}{\lambda^r \Gamma(\alpha)}$$

- *Media:*

$$\mu = \frac{\alpha}{\lambda}$$

- *Momento de segundo orden:*

$$\alpha_2 = \frac{(\alpha + 1)\alpha}{\lambda^2}$$

- *Varianza:*

$$\sigma^2 = \frac{\alpha}{\lambda^2}$$

- *Moda:*

$$Mo = \begin{cases} 0 & \alpha \leq 1 \\ \dfrac{\alpha - 1}{\lambda} & \alpha > 1 \end{cases}$$

- *Mediana:*

$$Me = \frac{3\alpha - 1}{3\lambda}$$

- *Función generatriz de momentos:*

$$g_X(t) = \left(1 - \frac{t}{\lambda}\right)^{-\alpha}$$

- *Coeficiente de Asimetría:*

$$\gamma_1 = \frac{2}{\sqrt{\alpha}}$$

- *Coeficiente de Variación:*

$$CV = \frac{1}{\sqrt{\alpha}}$$

- *Índice de Theil:*

$$I_T = \int_0^\infty \left[\frac{x}{E(x)}\right] log\left[\frac{x}{E(x)}\right] f(x)dx = \frac{1}{\alpha} + \Psi(\alpha) - log\,\alpha$$

donde $\Psi(\alpha) = \dfrac{\Gamma'(\alpha)}{\Gamma(\alpha)} = \dfrac{d\,log\,\Gamma(\alpha)}{d\alpha}$ es la función digamma.

- *Índice de Gini:*

$$I_G = -1 + 2\mathrm{B}\left(\frac{1}{2}; \alpha, \alpha + 1\right)$$

donde $\mathrm{B}(t; p, q)$ es la función de distribución de una variable que sigue una distribución beta biparamétrica de parámetros p y q en el punto $x = t$.

- *Curva de Lorenz*[8]*:*

$$L(F(x)) = \frac{\lambda^{\alpha+1}}{\alpha\,\Gamma(\alpha)} \int_0^x x^{\alpha} e^{-\alpha\lambda} dx = \Gamma(x;\alpha+1,\lambda)$$

donde $\Gamma(t;p,q)$ es la función de distribución de una variable que sigue una distribución gamma biparamétrica de parámetros p y q en el punto $x = t$.

Representación paramétrica de la Curva de Lorenz:

$$\{(F(x), L(F(x))), x > 0\} = \{(\Gamma(x;\alpha,\lambda), \Gamma(x;\alpha+1,\lambda)), x > 0\}$$

3.3.2. Los modelos de Dagum de tipos I, II y III

Las tres distribuciones que propone Dagum se obtienen del siguiente sistema generador formulado a partir de la ecuación diferencial que modeliza una situación observada regularmente en las distribuciones empíricas de la renta: *"La elasticidad renta de la función de distribución de la renta, con respecto al origen α de F(x), α<1, es una función monótona decreciente de F(x)"* [9].

La ecuación diferencial del sistema, que modeliza este hecho, es la siguiente:

$$\varepsilon[F(x)-\alpha, x] = \frac{d\,log[F(x)-\alpha]}{d\,log(x)} = \psi(x)\phi(F) \le k$$

siendo $k > 0, \quad 0 \le x_0 < x < +\infty, \quad \alpha < 1, \quad \psi(x) > 0, \quad \phi(F) > 0$

y donde $\dfrac{d[\psi(x)\phi(F)]}{dF} < 0, \quad \dfrac{d[\psi(x)\phi(F)]}{dx} < 0$

[8] La deducción de esta expresión puede consultarse en Dagum (1980a).
[9] Dagum (1977a, p. 421).

A continuación, se presentan, a partir del sistema generador, las distribuciones de Dagum de tipos I, II y III que tienen, entre otras propiedades, la de convergencia débil a la ley de Pareto.

La distribución de Dagum I se obtiene del sistema anterior cuando $\alpha = 0$ y se dan las siguientes especificaciones para cada una de las funciones y parámetros de la ecuación diferencial planteada.

$$\psi(x) = \beta\delta; \quad \phi(F) = 1 - F^{\frac{1}{\beta}}; \quad \lambda > 0, \delta > 0, \beta > 0; \quad 0 < x < \infty$$

Es un modelo triparamétrico al que corresponden las funciones de densidad y distribución siguientes:

$$f(x) = \lambda\beta\delta x^{-\delta-1}(1 + \lambda x^{-\delta})^{-\beta-1}; \quad 0 < x < \infty$$

$$F(x) = (1 + \lambda x^{-\delta})^{-\beta}; \quad 0 < x < \infty$$

Al considerar $\alpha = 0$, no se contempla la posibilidad de existencia de rentas nulas. El parámetro λ es un parámetro de escala, δ es la constante de Pareto en el límite y β guarda también relación con la desigualdad.

La distribución Dagum de tipo I no supone un avance sustancial sobre la forma propuesta por Singh y Maddala[10], sin embargo, las distribuciones Dagum II y III, sí introducen mejoras notables puesto que permiten contemplar rentas nulas o mínimas.

A diferencia del modelo triparamétrico anterior, la distribución Dagum II introduce la posibilidad de modelizar rentas nulas mediante una oscilación del parámetro α entre 0 y 1, siendo éste la probabilidad de existencia de rentas nulas.

La distribución de probabilidad responde a la siguiente expresión:

[10] La forma de la función de densidad propuesta por Singh y Maddala (1976) es:

$$f(x) = \lambda\beta\delta x^{\delta-1}(1 + \lambda x^{\delta})^{-\beta-1}; \quad 0 \le x < \infty \quad ; \beta > 0, \ \lambda > 0, \ \delta > 0$$

y la Dagum tipo I, responde a la forma:

$$f(x) = \lambda\beta\delta x^{-\delta-1}(1 + \lambda x^{-\delta})^{-\beta-1}; \quad 0 < x < \infty \ ; \beta > 0, \ \lambda > 0, \ \delta > 0 .$$

Para profundizar en la relación entre la distribución de Dagum de tipo I y la Singh-Maddala puede verse Kleiber (1996).

$$\begin{cases} P[X=0]=\alpha \\ f(x)=(1-\alpha)\lambda\beta\delta x^{-\delta-1}(1+\lambda x^{-\delta})^{-\beta-1}; \quad 0<x<\infty \end{cases}$$

siendo la función de distribución:

$$F(x)=\alpha+(1-\alpha)(1+\lambda x^{-\delta})^{-\beta}; \quad 0\le x<\infty$$

Estas expresiones de obtienen de las siguientes especificaciones de los componentes del sistema generador:

$$\psi(x)=\beta\delta; \quad \phi(F)=1-\left(\frac{1-F}{1-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}; \quad 0\le\alpha<1, \lambda>0, \delta>0, \beta>0; \quad 0\le x<\infty$$

Finalmente, si $\alpha < 0$, se obtiene el modelo de Dagum de tipo III, que es útil cuando todas las rentas se sitúan por encima de un valor mínimo x_0 positivo. En este caso, la formulación del sistema generador se adaptaría a las siguientes especificaciones:

$$\psi(x)=\beta\delta; \quad \phi(F)=1-\left(\frac{F-\alpha}{1-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}; \quad \alpha<0, \lambda>0, \delta>0, \beta>0; \quad 0<x_0\le x<\infty$$

Las funciones de densidad y distribución de este modelo son:

$$f(x)=(1-\alpha)\lambda\beta\delta x^{-\delta-1}(1+\lambda x^{-\delta})^{-\beta-1}; \quad 0<x_0\le x<\infty$$

$$F(x)=\alpha+(1-\alpha)(1+\lambda x^{-\delta})^{-\beta}; \quad 0<x_0\le x<\infty$$

Como $F(x_0)=0$, la renta mínima puede deducirse explícitamente, obteniéndose la siguiente expresión:

$$x_0=\lambda^{\frac{1}{\delta}}\left(\left(\frac{\alpha}{\alpha-1}\right)^{-\frac{1}{\beta}}-1\right)^{-\frac{1}{\delta}}$$

De la misma forma, se obtiene la expresión del parámetro α en relación con la renta mínima:

$$\alpha = \left(1 - (1 + \lambda x_0^{-\delta})^{\beta}\right)^{-1}$$

La estrecha relación entre los tres modelos presentados puede ser aprovechada para la obtención del modelo de la familia que mejor ajuste los datos empíricos. Así, Callealta, Casas y Núñez (1996, p.753) proponen "*considerar la mejor distribución resultante para esta familia como aquélla que se deriva de estimar el mejor modelo de tipo II o tipo III a partir de la solución inicial dada por el ajuste de la tipo I*".

Esta forma de realizar la estimación será la que se emplee en este trabajo. La estimación del modelo Dagum I permitirá obtener un buen punto de partida para iniciar el proceso de estimación del tipo II o III, según la naturaleza de los datos en cada provincia, que será el factor que determine la elección, en cualquier caso, del mejor modelo de los tres.

Las características generales de los modelos de Dagum son las siguientes:

- *Momento de orden r con respecto al origen:*

$$\alpha_r = (1-\alpha)\beta\lambda^{\frac{r}{\delta}} \cdot \mathrm{B}\left(1 - \frac{r}{\delta}, \beta + \frac{r}{\delta}\right) \qquad 0 \le \alpha < 1, \quad r < \delta$$

$$\alpha_r = (1-\alpha)\beta\lambda^{\frac{r}{\delta}} \cdot \mathrm{B}\left(\frac{\lambda}{\lambda + x_0^r}; 1 - \frac{r}{\delta}, \beta + \frac{r}{\delta}\right) \qquad \alpha < 0, \quad r < \delta$$

donde:

$$\mathrm{B}\left(1 - \frac{r}{\delta}, \beta + \frac{r}{\delta}\right) = \int_0^1 x^{-\frac{r}{\delta}} (1-x)^{\beta + \frac{r}{\delta} - 1} dx \qquad 0 \le x < 1$$

$$\mathrm{B}\left(\frac{\lambda}{\lambda + x_0^{\delta}}; 1 - \frac{r}{\delta}, \beta + \frac{r}{\delta}\right) = \int_0^{\frac{\lambda}{\lambda + x_0^{\delta}}} x^{-\frac{r}{\delta}} (1-x)^{\beta + \frac{r}{\delta} - 1} dx \qquad 0 \le x < 1$$

- *Media:*

$$\mu = E(X) = \begin{cases} (1-\alpha)\beta\lambda^{\frac{1}{\delta}} \cdot \mathrm{B}\left(1 - \frac{1}{\delta}, \beta + \frac{1}{\delta}\right) & 0 \le \alpha < 1, \quad \delta > 1 \\ (1-\alpha)\beta\lambda^{\frac{1}{\delta}} \cdot \mathrm{B}\left(\frac{\lambda}{\lambda + x_0}; 1 - \frac{1}{\delta}, \beta + \frac{1}{\delta}\right) & \alpha < 0, \quad \delta > 1 \end{cases}$$

- *Varianza:*

$$Var(X) = \alpha_2 - \mu^2$$

donde:

$$\alpha_2 = (1-\alpha)\beta\lambda^{\frac{2}{\delta}} \cdot \mathrm{B}\left(1-\frac{2}{\delta}, \beta+\frac{2}{\delta}\right) \qquad 0 \le \alpha < 1$$

$$\alpha_2 = (1-\alpha)\beta\lambda^{\frac{2}{\delta}} \cdot \mathrm{B}\left(\frac{\lambda}{\lambda + x_0^2}; 1-\frac{2}{\delta}, \beta+\frac{2}{\delta}\right) \qquad \alpha < 0$$

- *Moda interior:*

$$Mo = \lambda^{\frac{1}{\delta}}\left(\frac{\beta\delta - 1}{\delta + 1}\right)^{\frac{1}{\delta}} \qquad \beta\delta > 1$$

- *Mediana:*

$$Me = \begin{cases} \lambda^{\frac{1}{\delta}}\left[\left(\dfrac{1-\alpha}{\frac{1}{2}-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} - 1\right]^{-\frac{1}{\delta}} & \alpha < \dfrac{1}{2} \\ 0 & \dfrac{1}{2} \le \alpha < 1 \end{cases}$$

- *Percentil de orden p:*

$$x_p = \lambda^{\frac{1}{\delta}}\left[\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} - 1\right]^{-\frac{1}{\delta}} \qquad p > \alpha$$

- *Índice de Gini* [11]*:*

[11] La expresión para el índice de Gini para el caso $\alpha < 0$ se ha deducido a partir de la expresión a la que llega Dagum (1980a) que es la siguiente: $G = \dfrac{\mu(1;\alpha=0)G(\alpha=0)}{x_0 + \mu(1;\alpha=0)}$. Del mismo trabajo y de Dagum (1977a) proceden las expresiones que se presentan en este epígrafe y las deducciones correspondientes para cada una de las distribuciones de Dagum.

$$I_G = (2\alpha - 1) + (1-\alpha)\frac{\Gamma(\beta)\Gamma\left(2\beta + \frac{1}{\delta}\right)}{\Gamma(2\beta)\Gamma\left(\beta + \frac{1}{\delta}\right)} \qquad \beta\delta > 1, \qquad 0 \le \alpha < 1$$

$$I_G = \frac{\dfrac{\lambda^{\frac{1}{\delta}}\Gamma\left(1-\frac{1}{\delta}\right)\Gamma\left(\beta+\frac{1}{\delta}\right)}{\Gamma(\beta)}\left[-1+\dfrac{\Gamma(\beta)\Gamma\left(2\beta+\frac{1}{\delta}\right)}{\Gamma(2\beta)\Gamma\left(\beta+\frac{1}{\delta}\right)}\right]}{x_0 + \dfrac{\lambda^{\frac{1}{\delta}}\Gamma\left(1-\frac{1}{\delta}\right)\Gamma\left(\beta+\frac{1}{\delta}\right)}{\Gamma(\beta)}} \qquad \beta\delta > 1, \qquad \alpha < 0$$

- *Curvas de Lorenz:*

Si $\alpha = 0$

$$L(F(x)) = \mathrm{B}\left(F(x)^{\frac{1}{\beta}}; \beta + \frac{1}{\delta}, 1 - \frac{1}{\delta}\right) \qquad \delta > 1$$

Si $0 < \alpha < 1$

$$L(F(x)) = \mathrm{B}\left(\left(\frac{F(x)-\alpha}{1-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}; \beta + \frac{1}{\delta}, 1 - \frac{1}{\delta}\right) \qquad \delta > 1$$

Si $\alpha < 0$

$$L(F(x)) = \frac{x_0 F(x)}{\mu} + \frac{\beta\lambda^{\frac{1}{\delta}}}{\mu}\mathrm{B}\left(\beta + \frac{1}{\delta}, 1 - \frac{1}{\delta}\right)\mathrm{B}\left(F(x)^{\frac{1}{\beta}}; \beta + \frac{1}{\delta}, 1 - \frac{1}{\delta}\right) \qquad \delta > 1$$

Los coeficientes de asimetría, variación y curtosis, resultarán de sustituir, en las expresiones de su definición, los correspondientes momentos con respecto al origen o con

respecto a la media obtenidos a partir de la expresión general de α_r , dada anteriormente. Las complejas expresiones resultantes no incluyen el parámetro de escala que se elimina al simplificar.

De cara al posterior manejo analítico del modelo de Dagum, hay que destacar finalmente que permite, a diferencia de la distribución gamma, obtener la expresión explícita de la función de distribución lo que facilita la obtención de las expresiones de determinadas medidas y características (renta mínima, mediana y percentiles) y el estudio de las mismas con el fin de esclarecer el significado de cada uno de los parámetros.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

3.4. Análisis teórico de los parámetros de los modelos seleccionados

3.4.1. Análisis de los parámetros de la distribución gamma

La distribución gamma cuenta con dos parámetros que intervienen en su función de distribución o densidad: α, que es un parámetro de igualdad, y λ que es un parámetro de escala, según la clasificación propuesta en el primer capítulo de esta tesis.

Esta idea inicial sobre el parámetro λ puede constatarse a partir de la siguiente argumentación.

Sea X una variable aleatoria que se distribuye según un modelo gamma de parámetros λ y α, que notamos como $G(\lambda, \alpha)$, y sea la variable $Z = \frac{X}{c}$, $c > 0$, resultante de realizar un cambio de escala sobre la variable. Entonces:

$$F_Z(z) = P[Z \le z] = P\left[\frac{X}{c} \le z\right] = P[X \le cz] = \int_0^{cz} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx$$

$$f_Z(z) = \frac{dF_Z(z)}{dz} = c \cdot \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} (zc)^{\alpha-1} e^{-\lambda zc} = \frac{(c\lambda)^\alpha}{\Gamma(\alpha)} z^{\alpha-1} e^{-(\lambda c)z} \sim G(\lambda c, \alpha)$$

Por tanto, se demuestra que alteraciones en la unidad de medida cambian únicamente el valor de λ, que será un parámetro de escala, manteniendo inalterado el valor de α.

3.4.1.1. Análisis del parámetro λ

A partir de las expresiones de las características estudiadas de la distribución gamma, se concluye que el parámetro de escala, λ, no interviene en las medidas adimensionales de dispersión, asimetría y desigualdad[12].

El parámetro λ aparece en el denominador de todas las medidas de posición, mostrando una relación inversa con la renta media. Este hecho supondrá que distribuciones de renta con rentas medias más altas se ajustarán a distribuciones gamma con parámetros λ menores, como se comprueba en la derivada parcial de la renta media con respecto a λ.

$$\frac{\partial \mu}{\partial \lambda} = -\frac{\alpha}{\lambda^2} < 0$$

Además, se comprueba que la elasticidad de la renta media con respecto a λ es constante e igual a -1, por lo que un incremento del 1% en el parámetro supondrá una disminución del 1% en la renta media.

$$\varepsilon_\lambda(\mu) = \frac{\partial \mu}{\partial \lambda}\frac{\lambda}{\mu} = -\frac{\alpha}{\lambda^2}\frac{\lambda}{\frac{\alpha}{\lambda}} = -1$$

Como aproximación al conocimiento del efecto de este parámetro sobre la distribución gamma, se presentan los gráficos 3.1. y 3.2., donde se simulan diferentes funciones de densidad y distribución para distintos valores del parámetro[13]. En el caso de las funciones de

[12] Véase Dagum (1980a).

[13] Los gráficos de las simulaciones que se presentan en este capítulo se han obtenido a partir de un conjunto inicial de valores habituales en las estimaciones de los parámetros en las distribuciones personales de renta. Las modificaciones de estos valores iniciales, en alguno de los gráficos del capítulo, responden únicamente a la intención de ilustrar de forma más clara los efectos de los parámetros. No obstante, en ningún caso, tal y como se demuestra en los desarrollos algebraicos que

distribución, se observa que, cuanto mayor es el valor de λ, la acumulación de individuos es más rápida y se produce a menores valores de la variable. La función de densidad sugiere que reducciones en el parámetro provocan distribuciones con mayor dispersión absoluta y mayor renta media, manteniéndose inalteradas las medidas de dispersión relativa y de asimetría, dado que las expresiones de dichos coeficientes no dependen de este parámetro.

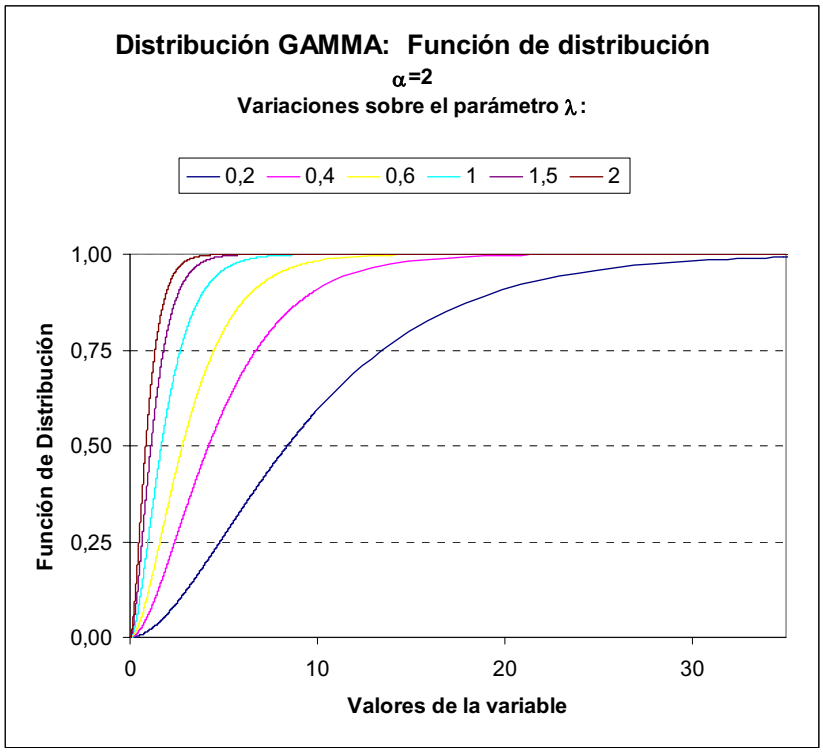


Gráfico 3.1. Funciones de distribución gamma para distintos valores del parámetro λ

acompañan a cada gráfico, el rango de valores utilizado en la simulación es determinante del sentido y la forma de la influencia específica de cada parámetro sobre las funciones graficadas.

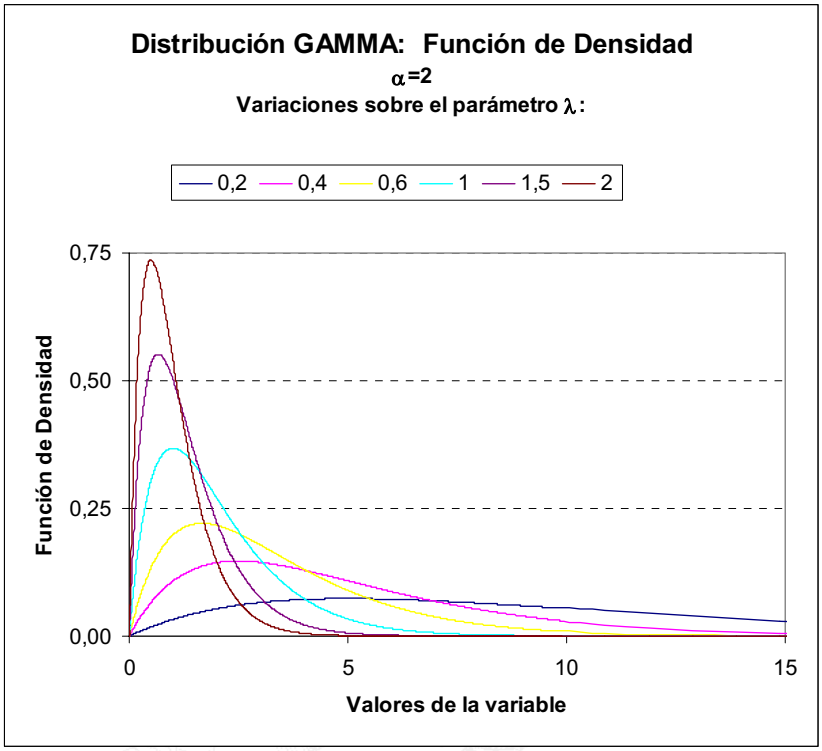


Gráfico 3.2. Funciones de densidad gamma para distintos valores del parámetro λ

Para abundar más en el significado del parámetro, se ha obtenido la elasticidad de la función de distribución de la variable renta, *F(x)*, con respecto a la renta, de forma que permita estudiar la repercusión que sobre la misma tiene el parámetro de escala[14]. Las representaciones gráficas de la elasticidad se obtienen calculando la expresión siguiente para casos habituales de los valores del parámetro en distribuciones de renta personal.

$$\varepsilon_X(F(x)) = f(x)\frac{x}{F(x)} = \frac{\lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\alpha)\dfrac{1}{\Gamma(\alpha)}\displaystyle\int_0^x \lambda^\alpha t^{\alpha-1} e^{-\lambda t}\,dt} \cdot x = \frac{x^\alpha e^{-\lambda x}}{\displaystyle\int_0^x t^{\alpha-1} e^{-\lambda t}\,dt}$$

Además de presentar esta función la deseable propiedad de decrecimiento, considerada por Dagum (1977a) como la base de su sistema generador, se demuestra que $\lim_{x\to 0} \varepsilon_X(F(x)) = \alpha$.

En efecto, si se calcula el límite se tendrá que

[14] Esta característica de las distribuciones teóricas tiene un papel relevante en la modelización probabilística de la distribución personal de la renta. Algunos autores (Dagum, 1977a) han construido sistemas generadores con base al decrecimiento que presenta dicha elasticidad en las distribuciones empíricas.

$$\lim_{x\to 0} \varepsilon_X(F(x)) = \lim_{x\to 0} \frac{x^{\alpha} e^{-\lambda x}}{\int_0^x t^{\alpha-1} e^{-\lambda t}\, dt}$$

y, aplicando la regla de L'Hôpital para resolver la indeterminación, se obtiene

$$\lim_{x\to 0} \frac{\alpha\, x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} - \lambda\, x^{\alpha} e^{-\lambda\alpha}}{x^{\alpha-1} e^{-\lambda\alpha}} = \lim_{x\to 0} (\alpha - \lambda x) = \alpha$$

Los gráficos 3.3. y 3.4. muestran respectivamente los efectos que variaciones del parámetro λ provocan sobre la elasticidad de la función de distribución, en función de la misma y en función de la variable renta.

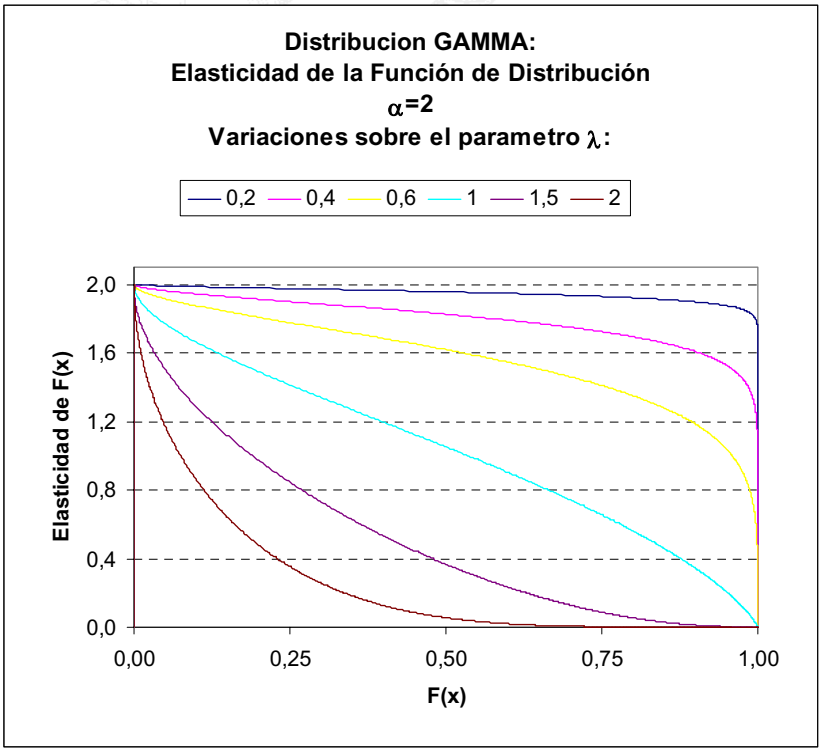


Gráfico 3.3. Elasticidades de las funciones de distribución gamma, en función de F(x), para distintos valores del parámetro λ.

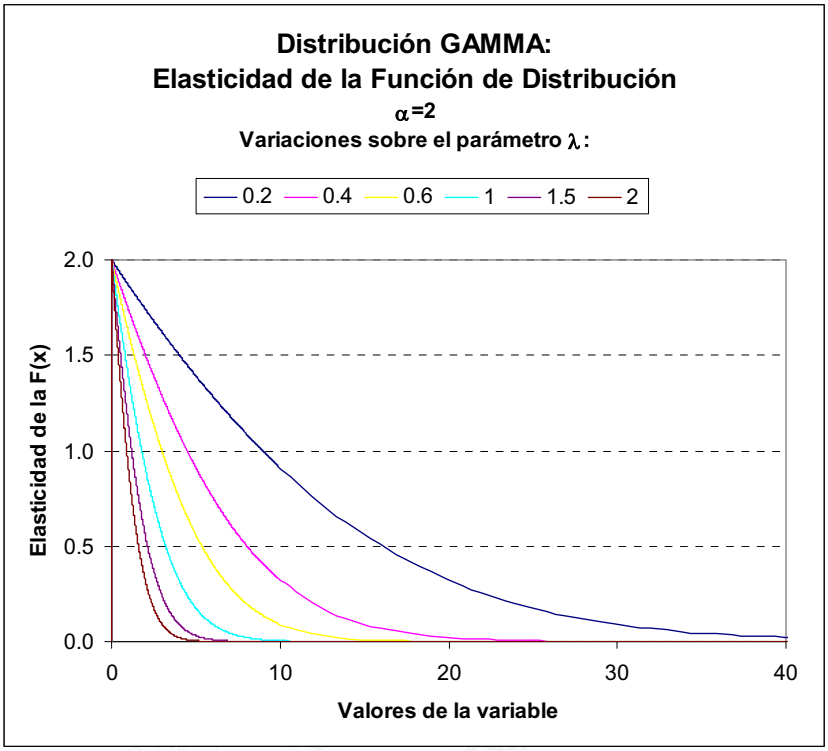


Gráfico 3.4. Elasticidades de las funciones de distribución gamma, en función de *X*, para distintos valores del parámetro λ.

Puede observarse, en el gráfico 3.3, que el decrecimiento de la elasticidad se produce a diferentes ritmos según los valores de λ. Para valores pequeños de λ, con niveles de renta altos, se produce un suave decrecimiento de la elasticidad, desde el nivel marcado por α., hasta una brusca disminución en las rentas más altas. Para valores grandes de λ, sin embargo, la elasticidad toma forma convexa y progresivamente se va acercando a los ejes de coordenadas.

El gráfico 3.4 ilustra el decrecimiento y la convexidad de la elasticidad de la función de distribución representada frente a la variable renta.

No cabe, en este caso, representar simulaciones de la curva de Lorenz o del índice de Gini puesto que el parámetro de escala no forma parte de su expresión funcional, avalando así la neutralidad de los efectos de este parámetro sobre la desigualdad de la distribución.

3.4.1.2. Análisis del parámetro α

En las características desarrolladas en el estudio de la distribución gamma, se comprueba que el parámetro α determina por sí mismo el valor de medidas específicas de desigualdad como el índice de Gini y otras medidas relacionadas como el coeficiente de variación de Pearson o el coeficiente de asimetría, cuyas derivadas parciales con respecto al parámetro son negativas como puede comprobarse en las siguientes expresiones:

$$\frac{\partial \gamma_1}{\partial \alpha} = \frac{\partial\left(\frac{2}{\sqrt{\alpha}}\right)}{\partial \alpha} = -\frac{1}{\alpha\sqrt{\alpha}} < 0$$

$$\frac{\partial CV}{\partial \alpha} = \frac{\partial\left(\frac{1}{\sqrt{\alpha}}\right)}{\partial \alpha} = -\frac{1}{2\alpha\sqrt{\alpha}} < 0$$

$$\frac{\partial I_G}{\partial \alpha} = \frac{\partial\left(-1 + 2\mathrm{B}\left(\frac{1}{2};\alpha,\alpha+1\right)\right)}{\partial \alpha} < 0$$

Esta reducción de la desigualdad se ve acompañada de un aumento de la renta media de la distribución, ya que:

$$\frac{\partial \mu}{\partial \alpha} = \frac{1}{\lambda} > 0$$

Además, la elasticidad de la renta media con respecto a α resulta ser de 1, lo que indica que este parámetro no sólo es de igualdad, sino que tiene connotaciones sobre la posición de la distribución a través de su renta media, pues un aumento del 1% en el parámetro α provoca el mismo aumento porcentual en la renta media, de forma inversa a cómo actuaba λ.

$$\varepsilon_\alpha(\mu) = \frac{\partial \mu}{\partial \alpha}\frac{\alpha}{\mu} = \frac{1}{\lambda}\frac{\alpha}{\frac{\alpha}{\lambda}} = 1$$

Esta cadena de efectos se intuye en los gráficos 3.5 y 3.6 donde aparecen las formas de la función de densidad y distribución para distintos valores del parámetro. Respecto a la función de distribución, se observa que, a mayores valores del parámetro, se produce una

acumulación más lenta y equilibrada, provocando que la cola superior sea menos prolongada y más parecida a la inferior. En la función de densidad, se observa que valores elevados del parámetro generan una distribución tendente a la simetría, mientras que valores menores que la unidad conducen incluso a una distribución unimodal en el mínimo del rango de rentas.

Centrándonos en los efectos de las variaciones del parámetro sobre la desigualdad de la distribución, el gráfico 3.7, que representa el índice de Gini en función de una amplia gama de valores del parámetro α, constata la propiedad de decrecimiento así como la convexidad del índice de Gini como función del parámetro α. Incrementos de α reducirán el índice de Gini, pero con una influencia marginal decreciente que se vuelve apenas perceptible para valores muy grandes del parámetro. Obviamente, el índice de Gini tenderá a cero cuando $\alpha \rightarrow \infty$.

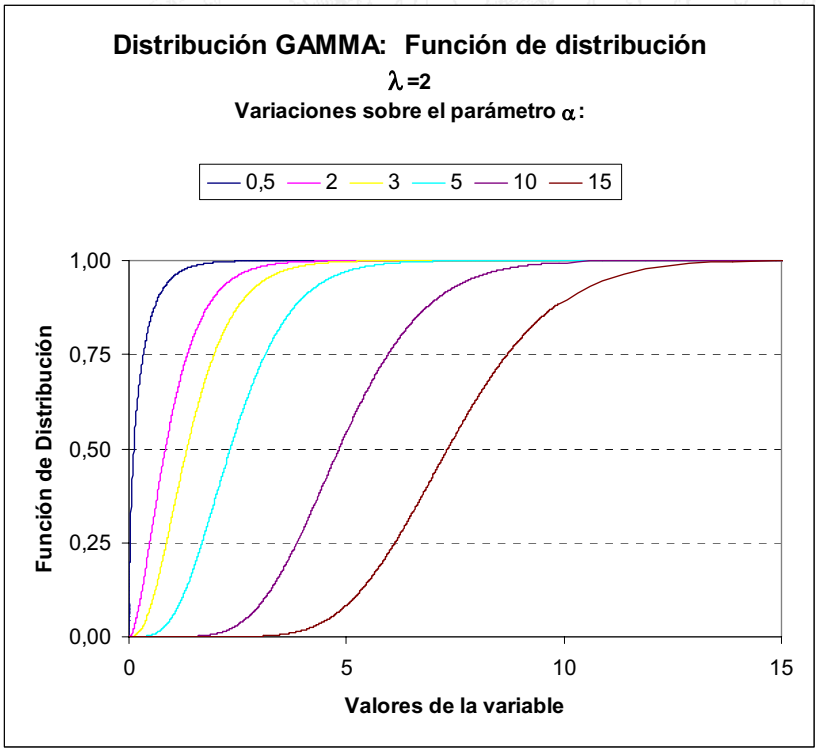


Gráfico 3.5. Funciones de distribución gamma para distintos valores del parámetro α

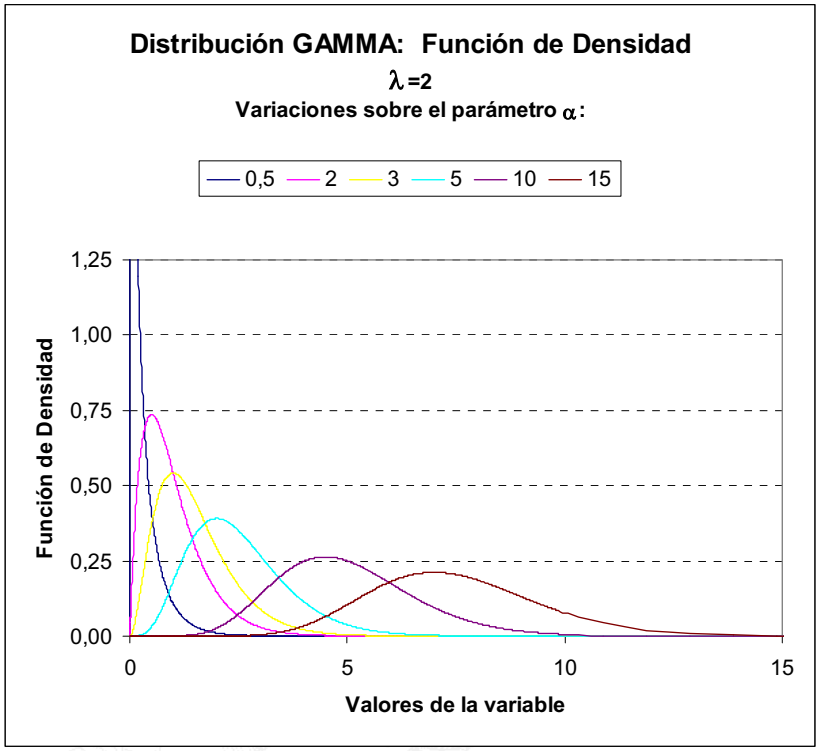


Gráfico 3.6. Funciones de distribución gamma para distintos valores del parámetro α

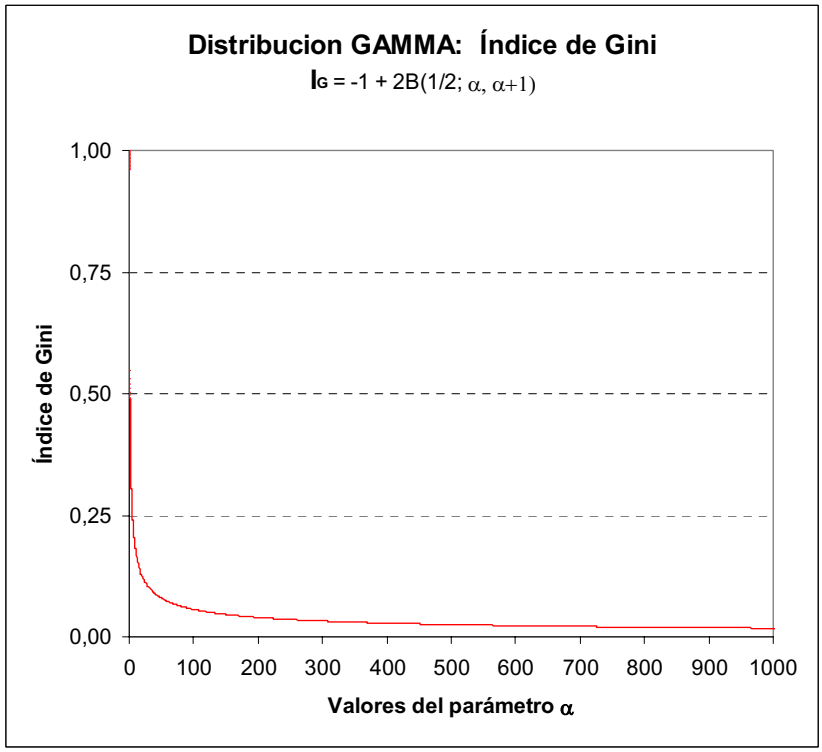


Gráfico 3.7. Representación del Índice de Gini de la distribución gamma en función de α

La influencia del parámetro α sobre las curvas de Lorenz, representadas mediante la programación de la expresión de sus puntos $\{F(x), L(x)\} = \{\Gamma(x;\alpha,.\lambda), \Gamma(x;\alpha+1,\lambda)\}$, permite obtener las mismas conclusiones, observándose una disminución del efecto marginal de un incremento de α sobre la reducción del área de concentración encerrada en la curva.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

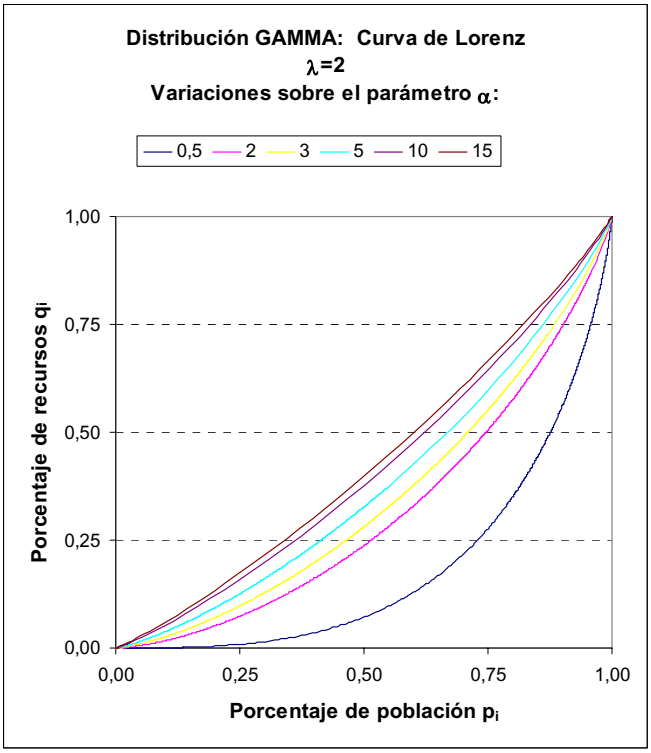


Gráfico 3.8. Curvas de Lorenz de la distribución gamma para diferentes valores del parámetro α

Finalmente, para matizar el significado de α, consideramos las representaciones gráficas de la elasticidad de la función de distribución de la renta, tanto en función de ella misma como de los valores de la variable. El gráfico 3.9 reproduce el decrecimiento en la elasticidad en función del valor de α . Se observa también como un aumento del parámetro provoca un aumento de la elasticidad en todo el rango de valores de la variable, provocando que las colas inferior y superior se asemejen en cuanto a su longitud y desplacen unidades al centro de la distribución. Este efecto provoca también un desplazamiento general de la distribución hacia la derecha que se concreta en un aumento de la media producido por el crecimiento de este mismo parámetro. Por tanto, se reduce la desigualdad y aumenta el nivel medio de renta, debido, fundamentalmente, al desplazamiento de los individuos de la cola inferior hacia el centro de la distribución, sin tener que perjudicar a los percentiles superiores.

El parámetro α será, según la clasificación propuesta en el primer capítulo de la tesis, un parámetro de igualdad que aumenta la renta media, siendo por tanto un parámetro redistribuidor moderado que centra su actuación en las clases bajas a las que aumenta su renta en mayor medida que a las superiores.

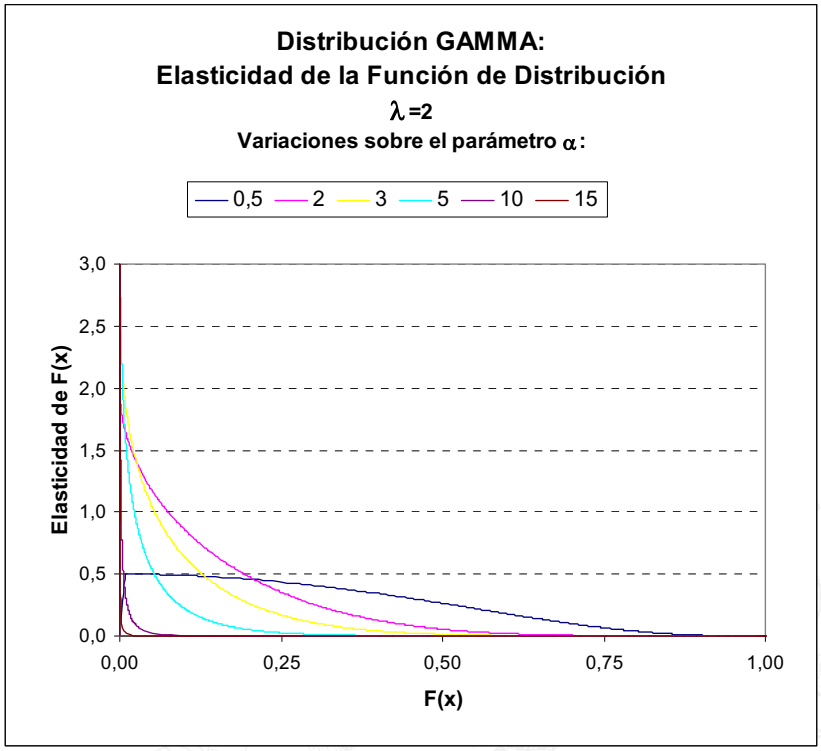


Gráfico 3.9. Elasticidades de las funciones de distribución gamma, en función de *F(x)*, para distintos valores del parámetro α.

3.4.1.3. Conclusiones sobre el significado económico de los parámetros de la distribución gamma

La distribución gamma como modelo probabilístico de distribución de la renta personal queda caracterizada por dos parámetros.

- El parámetro de escala λ, que no está relacionado con la desigualdad de la distribución y sí, de forma inversa, con la renta media y otras medidas de posición de la variable renta. Este parámetro estará ligado al nivel de la renta que se reparte, que dependerá a su vez de lo que se genere o produzca para repartir. La renta se genera como resultado de la suma de retribuciones a los diferentes factores productivos que determinan el nivel de renta global a repartir y, por tanto, este parámetro podrá relacionarse con los elementos que intervienen en una función de producción como son los indicadores referentes al capital y trabajo utilizados, el progreso tecnológico, el desarrollo sectorial de la economía que puede influir en su eficiencia, factores relacionados con la productividad, factores que determinan la organización y la calidad de la mano de obra (nivel de educación) y, si nos referimos a la

renta disponible, medidas que representen la afluencia de rentas al sector familias, procedente de otros sectores, como pueden ser las transferencias estatales.

- El parámetro α es un parámetro responsable exclusivo de la desigualdad existente en la distribución, y además determinante de la renta media. Su actuación estará relacionada con todos los factores y variables económicas o sociales influyentes en la desigualdad, siempre que la relación de los mismos con la renta media, a la luz del significado del parámetro, sea coherente. En teoría, el parámetro no se referirá a políticas económicas que aumenten la igualdad con un riesgo aparejado de reducir la renta media[15]; el efecto de este parámetro se asociaría más bien a medidas que reducen la desigualdad aumentando los niveles medios generales de renta, como podrían ser una mayor apertura o cobertura del sistema educativo para las clases menos favorecidas, aumentos del gasto sanitario, incrementos de las cantidades destinadas a prestaciones sociales, etc.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

3.4.2. Análisis de los parámetros de los modelos de Dagum

Cuatro son los parámetros que intervienen en la especificación de los distintos modelos propuestos por Dagum. En una primera aproximación, se comprueba que tres de ellos no están relacionados con la unidad de medida de la variable: el parámetro α, cuyo

[15] Políticas fiscales consistentes en aumentar decididamente la progresividad de los impuestos sobre la renta o el patrimonio que, en algunos casos, podrían desestimular la actividad de ahorro e inversión de los individuos situados en los tramos de renta más altos.

valor determina el tipo de modelo, y los parámetros β y δ, que Dagum califica simplemente como parámetros de igualdad. El parámetro λ es por el contrario un parámetro de escala como se demuestra a continuación:

Sea la variable X que se distribuye de acuerdo a una distribución de Dagum de parámetros α, β, δ, y λ, que notamos de forma abreviada como $X \sim D(\alpha,\beta,\delta,\lambda)$, y sea la variable $Z = \frac{X}{c}, \quad c > 0$, procedente de aplicar un cambio de escala sobre la variable renta, entonces:

$$F_Z(z) = P[Z \le z] = P\left[\frac{X}{c} \le z\right] = P[X \le zc] = F_X(zc) =$$
$$= \alpha + (1-\alpha)\left(1 + \lambda(zc)^{-\delta}\right)^{\beta} = \alpha + (1-\alpha)\left(1 + (\lambda c^{-\delta})z^{-\delta}\right)^{\beta} \sim D(\alpha, \beta, \delta, \lambda c^{-\delta})$$

Por tanto, un cambio en la unidad de medida de la renta producirá la modificación del parámetro de escala λ, manteniendo inalterados el resto de parámetros.

A continuación, se realiza un análisis detallado del significado de los cuatro parámetros de los modelos de Dagum, incidiendo especialmente en aquellos aspectos que no quedan cubiertos por los trabajos de dicho autor, lo que servirá de complemento enriquecedor y clarificador del modo de actuación de los parámetros.

3.4.2.1. Análisis del parámetro α

El tipo de modelo de Dagum está determinado por el rango de valores que toma el parámetro α. Así, si α toma el valor cero estaremos en el modelo de Dagum de tipo I, caracterizado por la exclusión de rentas negativas, nulas o rentas mínimas a partir de las cuales comienza el dominio de la función de distribución de la variable renta.

El parámetro α aparece en el modelo de tipo II como un porcentaje finito de rentas nulas. En la práctica, Dagum se refiere a un porcentaje de individuos sin fuentes de ingresos o con pérdidas netas (deudas) en su patrimonio. Dagum (1977a) considera que *"α puede recibir la interpretación de una cuota pura de desempleo para las unidades económicas consideradas en el sentido que su parte dominante es constituida por aquellas unidades económicas desempleadas sin seguridad social, pues $x_o = 0$".*

En el gráfico 3.10 de la función de densidad para la distribución de Dagum II, se observa cómo el aumento en el parámetro α resta probabilidad al resto de la distribución, lo que se refleja en la disminución del área bajo la segunda rama de la función de densidad.

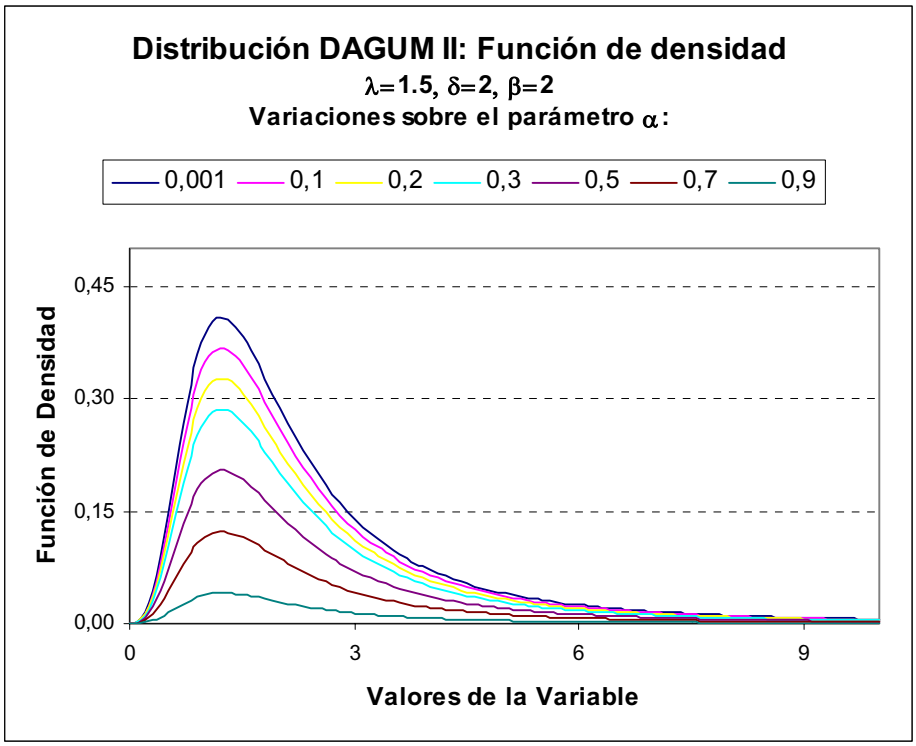


Gráfico 3.10. Funciones de densidad Dagum II para distintos valores de α

Cuando α toma valores negativos, se tendrá el caso de distribuciones de renta que tienen una renta mínima x_0, que puede considerarse como una renta de subsistencia o la mínima resultante de eliminar las unidades con renta cero o negativa. En este caso, la distribución se desplaza a la derecha del origen. La relación de este parámetro con la renta mínima viene dada por la siguiente expresión, deducida anteriormente:

$$x_0 = \left(\frac{\lambda}{\left(\frac{\alpha}{\alpha - 1} \right)^{-\frac{1}{\beta}} - 1} \right)^{\frac{1}{\delta}}$$

Puede comprobarse que la derivada parcial de esta expresión con respecto a α, cuando α<0, es negativa.

$$\frac{\partial x_0}{\partial \alpha} = -\frac{\lambda^{\frac{1}{\delta}}}{\alpha\beta\delta\left(\left(\frac{\alpha}{\alpha-1}\right)^{-\frac{1}{\beta}}-1\right)^{\frac{1}{\delta}+1}\left(\frac{\alpha}{\alpha-1}\right)^{\frac{1}{\beta}}(\alpha-1)} < 0 \quad , \qquad \text{si } \alpha < 0$$

El tipo de relación entre el parámetro α y la renta mínima, cuando α < 0, se representa en el gráfico 3.11, para una selección de valores habituales de los restantes parámetros.

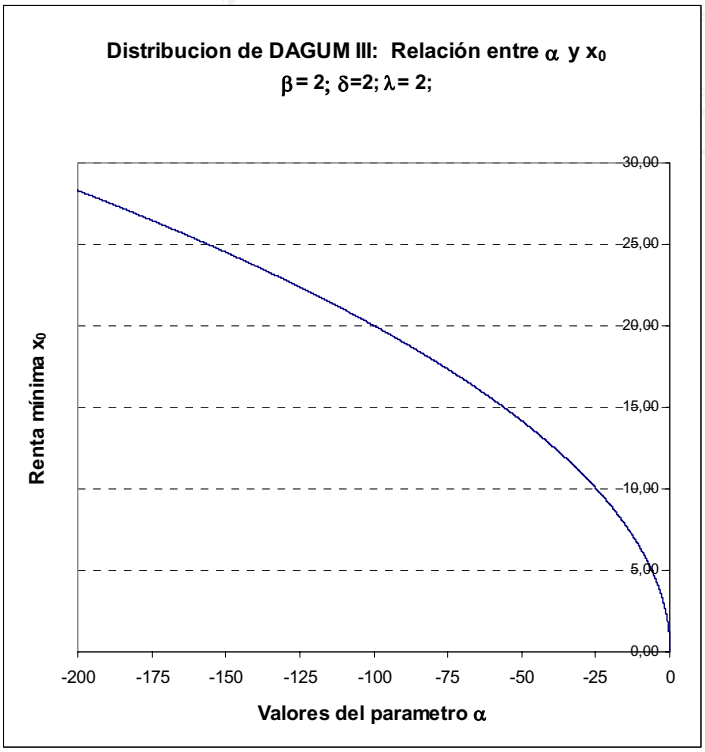


Gráfico 3.11. Renta mínima de la distribución Dagum tipo III en función del parámetro α.

Abundando en la relación de α con la renta mínima, el efecto de un incremento en el parámetro α sobre la función de densidad se aprecia con claridad en el gráfico 3.12, donde se comprueba el desplazamiento del mínimo de rentas hacia la derecha para valores cada vez menores de este parámetro.

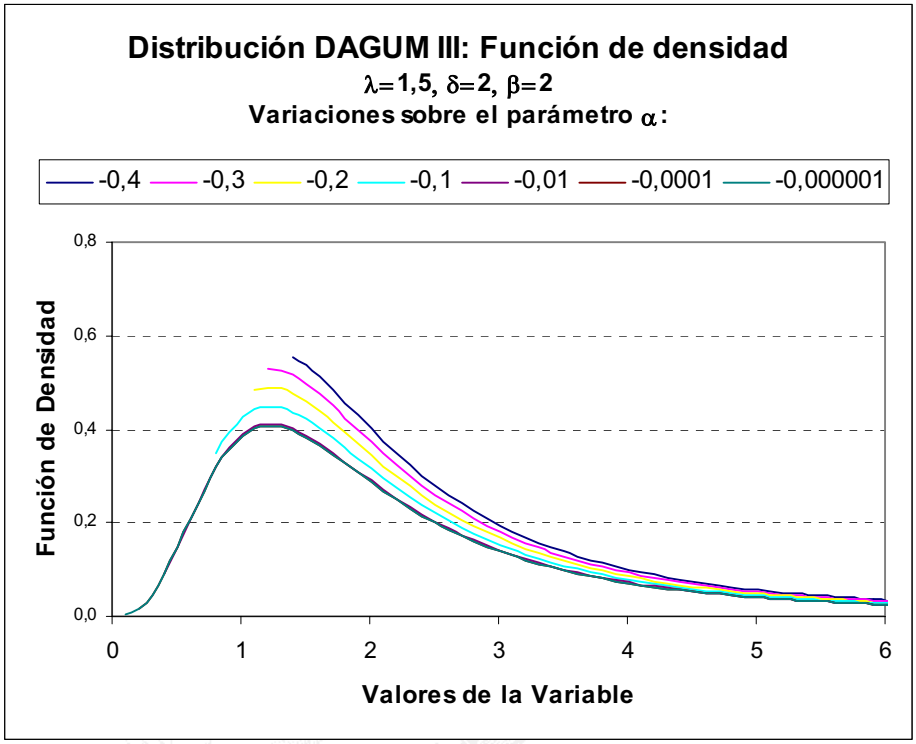


Gráfico 3.12. Funciones de densidad de la distribución Dagum III para distintos valores de α

Una vez realizada una primera aproximación al significado del parámetro α, entramos ahora en un análisis más profundo que permitirá matizar su significado tanto en relación con las medidas de posición como con otros aspectos de desigualdad.

Para analizar la influencia del parámetro sobre los percentiles de la distribución, se calcula la primera derivada parcial, con respecto al parámetro α, del percentil de orden p de la distribución de Dagum, obteniéndose como resultado la siguiente expresión que toma signo negativo para el rango de valores establecidos para cada uno de los restantes parámetros.

$$\frac{\partial x_p}{\partial \alpha} = -\frac{\lambda^{\frac{1}{\delta}}\left(\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}-1\right)^{-\left(1+\frac{1}{\delta}\right)}(1-p)}{\delta\beta(p-\alpha)(1-\alpha)^{1-\frac{1}{\beta}}} < 0$$

Por tanto, puede afirmarse que un incremento del parámetro α reduce la totalidad de los percentiles de orden $p > \alpha$ de la distribución, provocando así un desplazamiento de

la misma hacia el origen, situación que se ilustra en los gráficos 3.13 y 3.14, que representan respectivamente los valores que toman los percentiles en función del orden de los mismos, en los modelos Dagum II y III. Estas gráficas representan la función de distribución habitual expresada de una forma alternativa, en la que los valores de la variable (percentiles) figuran en el eje de ordenadas y las correspondientes probabilidades acumuladas (órdenes de los percentiles) en el eje de abscisas.

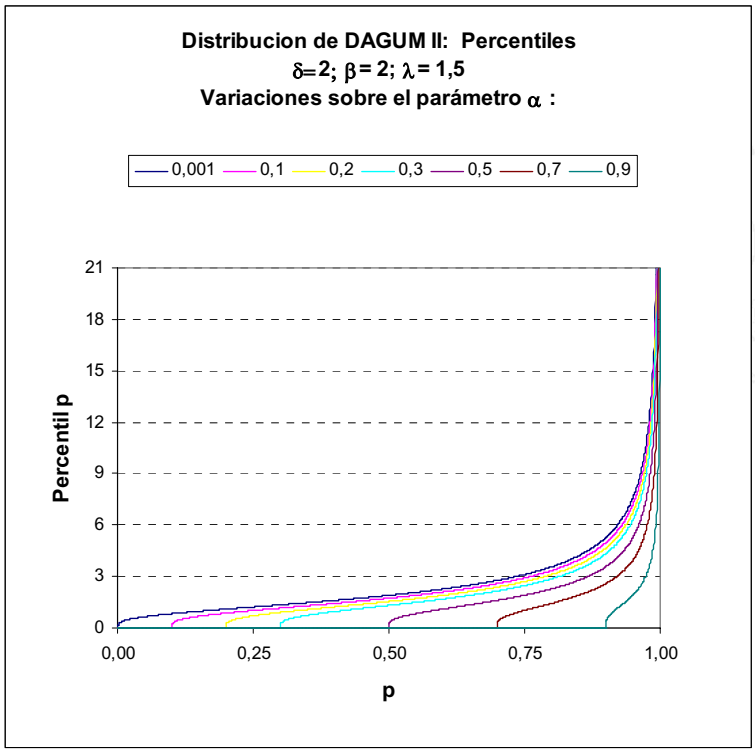


Gráfico 3.13. Valor de los percentiles de la distribución Dagum II para distintos valores de α

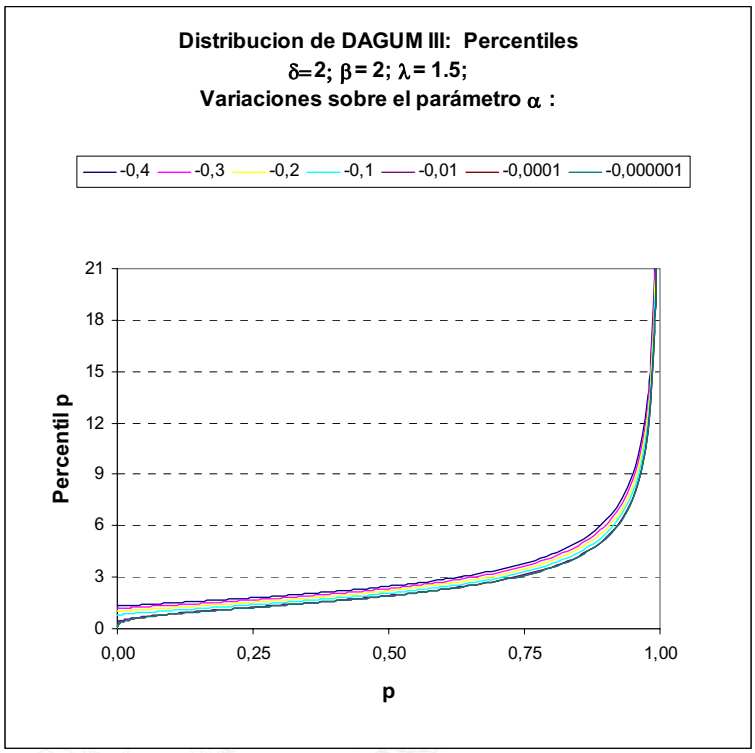


Gráfico 3.14. Valor de los percentiles de la distribución Dagum III para distintos valores de α

Para comprobar la repercusión que tiene el parámetro α en percentiles concretos de la distribución, se ha evaluado la primera derivada parcial de la expresión del percentil en p, $\left.\frac{\partial x_p}{\partial \alpha}\right|_p$, siendo $0<p<1$, así como la elasticidad del percentil p con respecto a α, para $p>\alpha$, que resulta ser:

$$\varepsilon_\alpha(x_p) = \frac{\partial x_p}{\partial \alpha}\frac{\alpha}{x_p} = -\frac{\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}\left(\frac{1-p}{p-\alpha}\right)\alpha}{\delta\beta(1-\alpha)\left(\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}-1\right)}$$

Los resultados de evaluar en $0<p<1$ ambas expresiones para la distribución de Dagum tipo II aparecen en el gráfico 3.15, donde se observa la existencia de una asíntota vertical, obviamente, en el punto $p = \alpha$. En el gráfico puede observarse cómo la sensibilidad de los percentiles, frente a aumentos de α, es cada vez menor a medida que aumenta el orden de los mismos. Este hecho indica que incrementos del parámetro α

provocan una reducción general de todos los percentiles, pero con una mayor incidencia sobre los inferiores, provocando por tanto un empeoramiento de las clases con menor renta y, por tanto, un aumento de la desigualdad.

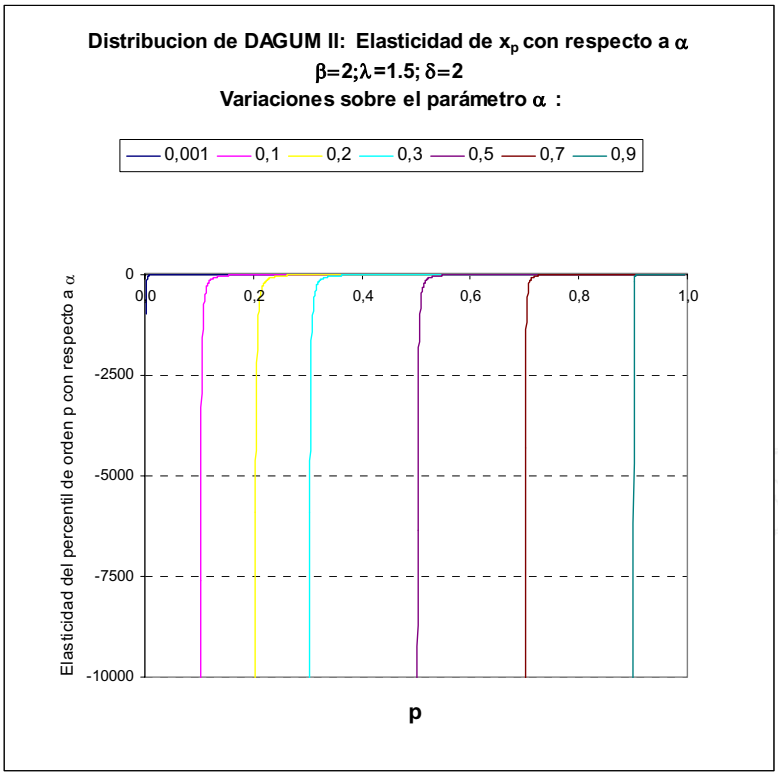


Gráfico 3.15. Elasticidades del percentil de orden *p*, con respecto al parámetro α, de la distribución de Dagum tipo II

Este mismo efecto se manifiesta en el caso de la distribución Dagum tipo III, cuyas representaciones gráficas de la derivada y la elasticidad de los percentiles, con respecto al parámetro α, se presentan en los gráficos 3.16 y 3.17. En este caso, los gráficos también sugieren que, a medida que el valor del parámetro tiende a ser nulo, y, por tanto, la renta mínima cero, la sensibilidad que representa la elasticidad ante un aumento del valor del parámetro es progresivamente menor y se ve reducida a un rango de valores, cada vez más pequeño, en torno al orden 0, acercándose a las asíntotas existentes en los puntos $p = \alpha$, que quedarían, en este caso, fuera del dominio de la función dado que representarían órdenes negativos de percentiles. De este hecho se deduce una reducción de la capacidad de incidencia sobre la distribución de variaciones del parámetro α cuando este se aproxima a cero.

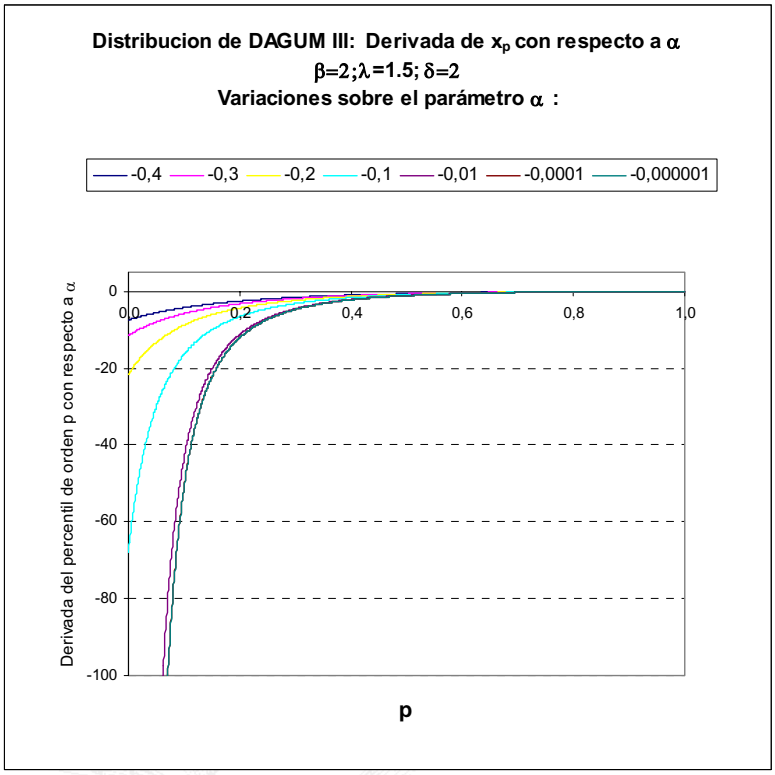


Gráfico 3.16. Derivada parcial del percentil de orden *p*, con respecto al parámetro α de la distribución de Dagum tipo III

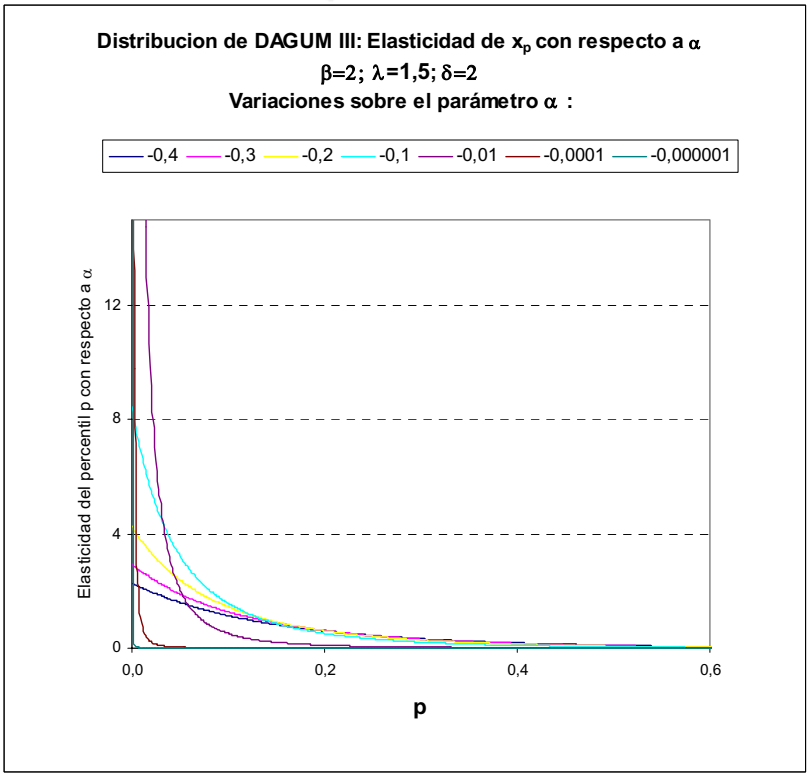


Gráfico 3.17. Derivada parcial del percentil de orden *p*, con respecto al parámetro α de la distribución de Dagum tipo II

Esta influencia que reduce los percentiles, en general, y con mayor incidencia en los inferiores provocará, como es obvio, una mayor desigualdad en la distribución. Esta consecuencia se manifiesta en el signo positivo que toma la derivada parcial, con respecto de α, del índice de Gini, obtenida por Dagum (1977a). Esta relación inversa de α con el Índice de Gini es la que se aprecia en las curvas de Lorenz, correspondientes a las situaciones recogidas en los gráficos anteriores, que, ante aumentos de α, se alejan progresivamente de la diagonal de equidistribución (Gráficos 3.18 y 3.19).

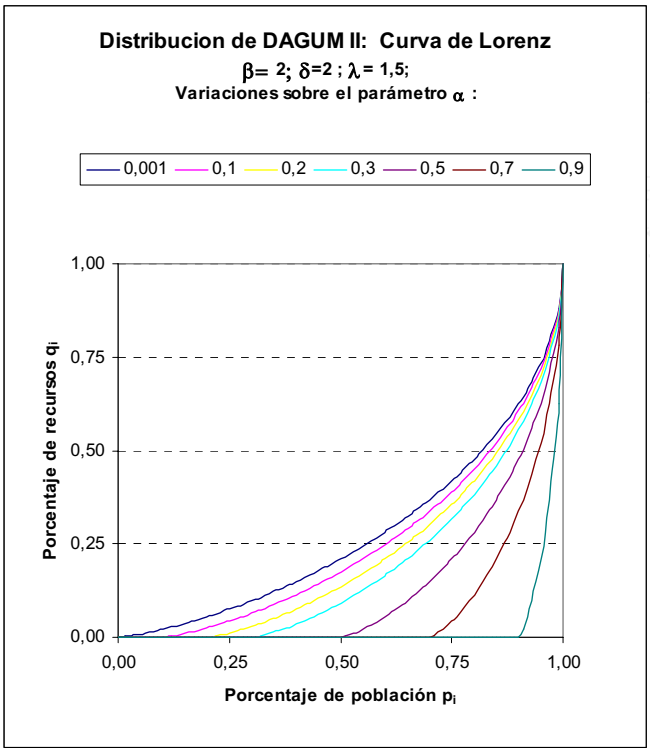


Gráfico 3.18. Curvas de Lorenz de la distribución de Dagum tipo II para distintos valores de α

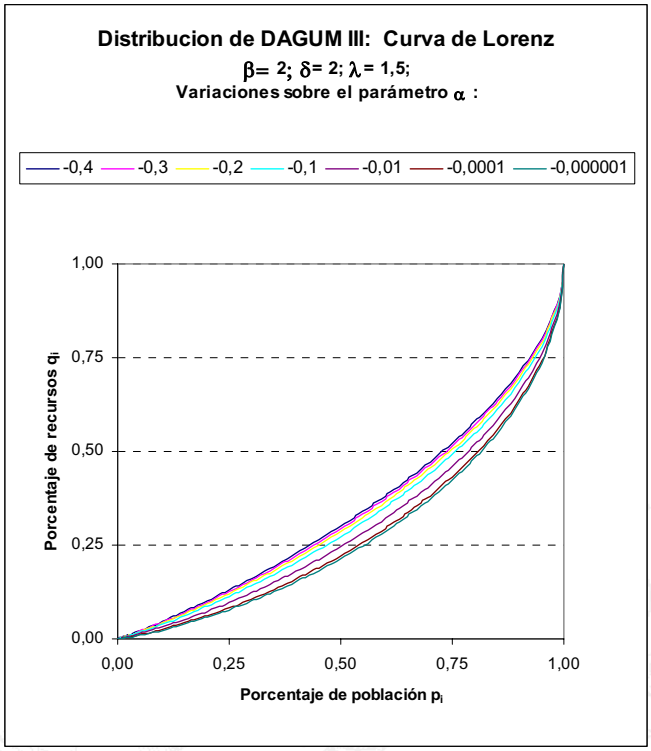


Gráfico 3.19. Curvas de Lorenz de la distribución de Dagum tipo III para distintos valores de α

Por último, como consecuencia de la reducción de todos los percentiles, cabe esperar que la renta media también se reduzca ante aumentos del parámetro α; así pues, se han obtenido las correspondientes derivadas parciales de la renta media con respecto al parámetro α para los modelos Dagum II y III, para evaluar los signos de las mismas que, con las restricciones habituales de los demás parámetros, resultan negativos.

Si $0<\alpha<1$,

$$\frac{\partial \mu}{\partial \alpha} = -\lambda^{\frac{1}{\delta}} \beta \, \mathrm{B}\left(1-\frac{1}{\delta}, \beta+\frac{1}{\delta}\right) < 0, \qquad \delta > 1$$

Si $\alpha < 0$,

$$\frac{\partial \mu}{\partial \alpha} = -\lambda^{\frac{1}{\delta}} \beta \, \mathrm{B}\left(\frac{\lambda}{\lambda + x_0^r}; 1-\frac{1}{\delta}, \beta+\frac{1}{\delta}\right) < 0, \qquad \delta > 1$$

3.4.2.2. Análisis del parámetro λ

Para cualquier modelo de Dagum, se puede demostrar[16] que los coeficientes de variación, asimetría y curtosis son funciones de los parámetros adimensionales α, β y δ pero no de λ. Las demostraciones no son complicadas y se basarían en simplificaciones dado que los momentos centrales de orden r son proporcionales a $\lambda^{\frac{r}{\delta}}$.

Por otro lado, se comprobó que el parámetro λ de una variable X que sigue una distribución de Dagum, se convierte en $\frac{\lambda}{c^{\delta}} = \left(\frac{\lambda^{\frac{1}{\delta}}}{c} \right)^{\delta}$, cuando se aplica el cambio de escala $Y = \frac{X}{c}, \quad c > 0$, permaneciendo inalterados los demás. Por tanto, si se produce un cambio en la unidad monetaria de medida de la renta afectará únicamente al parámetro λ y mantendrá inalterados el resto de parámetros.

Si atendemos a la génesis de los modelos de Dagum, el parámetro λ no aparecía en la formulación de la característica de las distribuciones de renta que sirvió como base del sistema generador: *la elasticidad decreciente de la función de distribución*[17]. Así, Dagum (1977a) expresó este supuesto como:

$$\varepsilon(F(x)-\alpha, x) = \frac{d\,log(F(x)-\alpha)}{d\,log\,x} = \beta\delta\left(1-\left(\frac{F(x)-\alpha}{1-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}\right)$$

$$x \geq x_0 \geq 0, \quad \alpha < 1, \quad \beta > 0, \quad \delta > 0$$

$$F(x_0) = 0 \quad si\ \alpha < 0, \quad y \quad x_0 = 0 \quad si\ 0 \leq \alpha \leq 1$$

y, al resolver la ecuación diferencial planteada, como ya se ha analizado anteriormente, obtiene el modelo tetraparamétrico:

$$F(x) = \alpha + (1-\alpha)(1+\lambda x^{-\delta})^{-\beta}$$

[16] Dagum (1977a).

[17] No se hará aquí alusión a la segunda parte del supuesto, es decir, a la *concavidad, en general, de la elasticidad de la función de distribución*, requisito que se cumpliría sólo si β <1 y que será analizado en el epígrafe dedicado al parámetro correspondiente.

donde aparece por primera vez λ, como una constante positiva que no es más que el *"antilogaritmo de la constante de integración"* (Dagum, 1977a). Por tanto, el parámetro de escala aparece en la expresión de la función de distribución de una manera instrumental, lo que determina la neutralidad de sus efectos sobre la distribución, como se comprobará a continuación.

Los efectos de las variaciones del parámetro de escala sobre las funciones de densidad de cada una de las distribuciones Dagum I, II y III son similares. Únicamente se presenta el gráfico 3.20 correspondiente a la distribución Dagum de tipo III, puesto que las demás no aportan ningún matiz significativo adicional en la explicación de la influencia del parámetro.

Si analizamos las expresiones de las curvas de Lorenz, deducidas por Dagum (1980a), se comprueba que el parámetro λ no tiene influencia alguna sobre la curva de Lorenz; así, si representamos gráficamente las curvas de Lorenz de los casos anteriores se generarían gráficos idénticos, tal como ocurría en el caso de la distribución gamma con respecto a su correspondiente parámetro de escala.

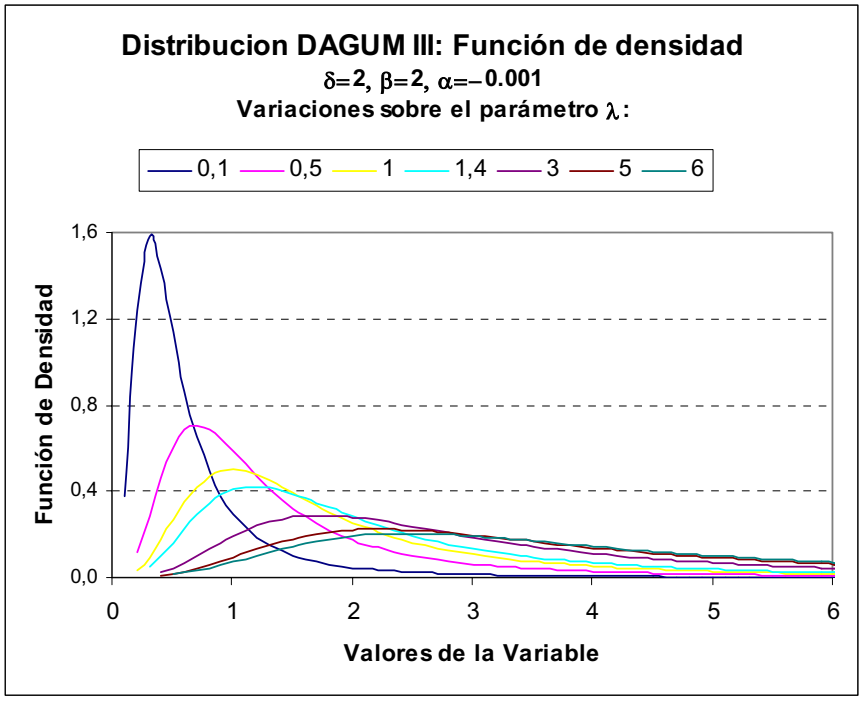


Gráfico 3.20. Funciones de densidad de la distribución Dagum III para distintos valores de λ

Centrándonos ahora en los efectos según el orden de los percentiles, por su naturaleza como parámetro de escala, incrementos en el parámetro λ aumentan, en términos relativos, por igual a todos los percentiles, como se aprecia en el gráfico 3.21 para una selección de valores habituales de los restantes parámetros.

Si se representa gráficamente la derivada del percentil de orden p con respecto a λ con el fin de comprobar cómo es la incidencia sobre percentiles concretos, se deberá evaluar para cada p la siguiente expresión, que toma signo positivo para los valores habituales de los demás parámetros especificados por Dagum:

$$\frac{\partial x_p}{\partial \lambda} = \frac{\lambda^{\frac{1}{\delta}} \left(\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha} \right)^{\frac{1}{\beta}} - 1 \right)^{-\frac{1}{\delta}}}{\lambda \delta} > 0$$

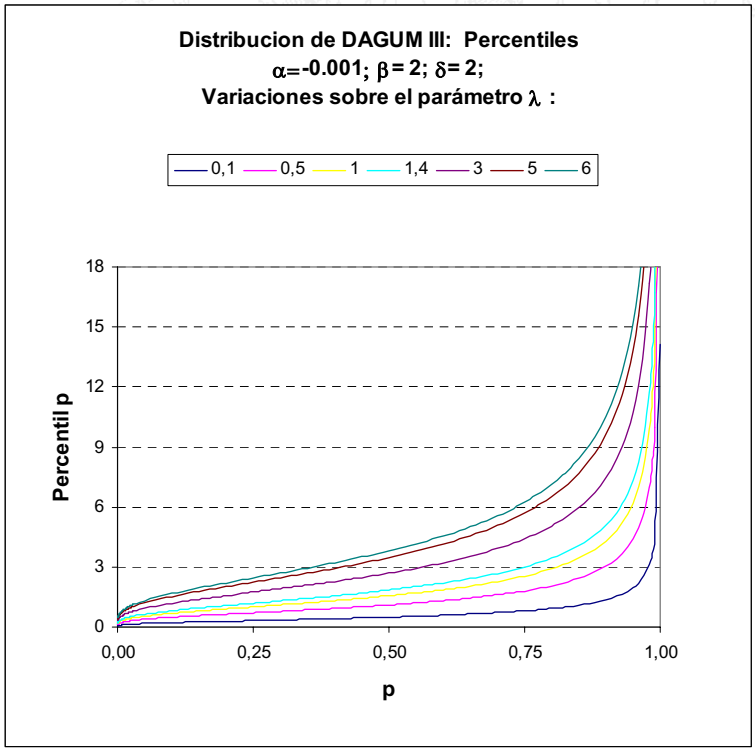


Gráfico 3.21. Valor de los percentiles de la distribución Dagum III para distintos valores de λ

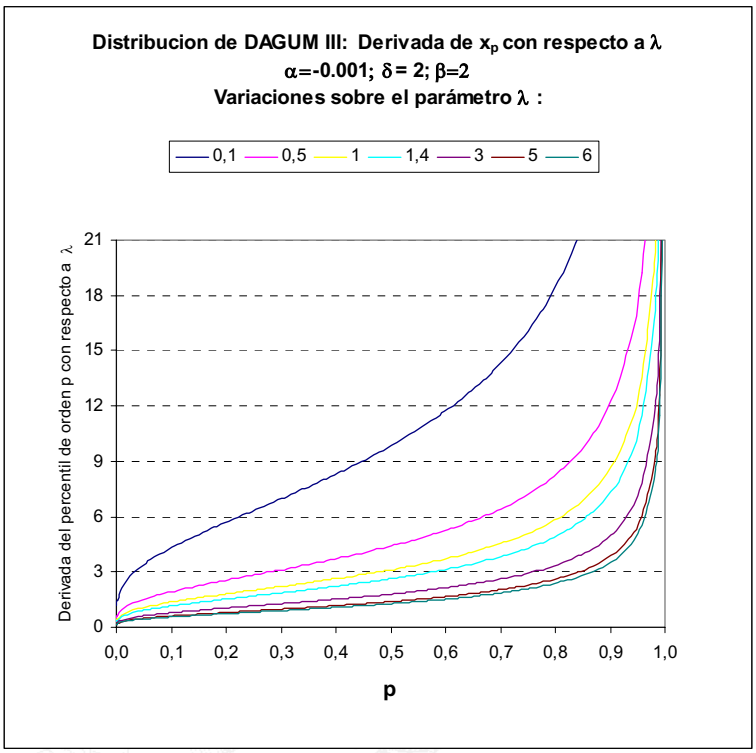


Gráfico 3.22. Derivada parcial del percentil de orden *p*, con respecto al parámetro λ, de la distribución de Dagum tipo III

La derivada evaluada en *p* (Gráfico 3.22) es una función creciente, manifestando una influencia mayor según aumenta el orden del percentil; sin embargo, si obtenemos la elasticidad del percentil *p* con respecto a λ, observamos, obviamente, que es constante e igual a $\frac{1}{\delta}$; por tanto, en términos relativos, variaciones de λ influyen de igual forma en todos los percentiles sea cual sea su orden o, expresado de otra forma, un incremento del 1% en el parámetro de escala hace aumentar todos y cada uno de los percentiles de la distribución en un $\frac{1}{\delta}$%. Esta circunstancia explica que las variaciones de λ no produzcan alteraciones en las medidas relativas de asimetría y curtosis o en el índice de Gini.

$$\varepsilon_\lambda(x_p)=\frac{\partial x_p}{\partial\lambda}\frac{\lambda}{x_p}=\frac{\lambda^{\frac{1}{\delta}}\left(\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}-1\right)^{-\frac{1}{\delta}}}{\lambda\delta}\frac{\lambda}{\lambda^{\frac{1}{\delta}}\left(\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}}-1\right)^{-\frac{1}{\delta}}}=\frac{1}{\delta}$$

A partir del signo de la derivada parcial de la renta media puede comprobarse que la renta media aumenta cuando lo hace λ, y que, al igual que todos los valores de la variable renta, la elasticidad de la renta media, respecto a λ, será $\frac{1}{\delta}$.

Así, en el caso del modelo de Dagum de tipo II, la derivada parcial de la renta media respecto a λ será:

$$\frac{\partial\mu}{\partial\lambda}=\frac{(1-\alpha)\lambda^{\frac{1}{\delta}}\beta\,\mathrm{B}\left(1-\frac{1}{\delta},\beta+\frac{1}{\delta}\right)}{\lambda\delta}>0$$

y la elasticidad de la renta media con respecto al parámetro λ será:

$$\varepsilon_\lambda(\mu)=\frac{\partial\mu}{\partial\lambda}\frac{\lambda}{\mu}=\frac{(1-\alpha)\lambda^{\frac{1}{\delta}}\beta\,\mathrm{B}\left(1-\frac{1}{\delta},\beta+\frac{1}{\delta}\right)}{\lambda\delta}\frac{\lambda}{(1-\alpha)\lambda^{\frac{1}{\delta}}\beta\,\mathrm{B}\left(1-\frac{1}{\delta},\beta+\frac{1}{\delta}\right)}=\frac{1}{\delta}$$

Las demostraciones son similares para las distribuciones de Dagum de tipo I y III.

3.4.2.3. Análisis del parámetro δ

Los parámetros δ y β tienen, en principio, una naturaleza parecida, pues ambos no están relacionados con la unidad de medida de la renta y podrían interpretarse como indicadores de igualdad de la distribución, ya que según se comprueba en Dagum (1977a):

$$\frac{\partial I_G}{\partial \beta} < 0, \qquad \frac{\partial I_G}{\partial \delta} < 0$$

Sin embargo, tras esta aparente similitud, se ocultan efectos muy diferentes de ambos parámetros sobre la distribución que merecen, en nuestra opinión, un análisis más detallado que revele la verdadera naturaleza de ambos parámetros.

El parámetro δ aparece en el modelo como *la constante de Pareto en el límite*, es decir, una medida de desigualdad que ha sido interpretada de diferentes formas[18]. La demostración de la identificación del parámetro δ con la constante de Pareto en el límite puede consultarse en Dagum (1980a), donde también se demuestra la convergencia de las tres versiones de su modelo a la ley de Pareto.

Una primera aproximación de la influencia de este parámetro se intuye en la representación de la función de densidad de la distribución Dagum de tipo III (Gráfico 3.23), donde puede observarse que a medida que aumenta el valor de δ, la cola derecha se aplasta expulsando unidades a tramos más centrados de la distribución, de forma que se genera una distribución más igualitaria. Pero esta primera impresión, puramente visual, debe contrastarse de forma más rigurosa.

[18] Por ejemplo, Pena (1965) equipara esta constante a la capacidad de filtro de una distribución en cada variación del nivel de ingresos, de forma que si es el filtro es fuerte (altos valores del parámetro) retiene a más individuos, acumulándose éstos en los tramos bajos de renta. En este caso, si δ es la constante de Pareto en el límite, se referirá a la capacidad de filtrado en la cola superior de la distribución, por lo que aportará información sobre la distribución de las rentas elevadas.

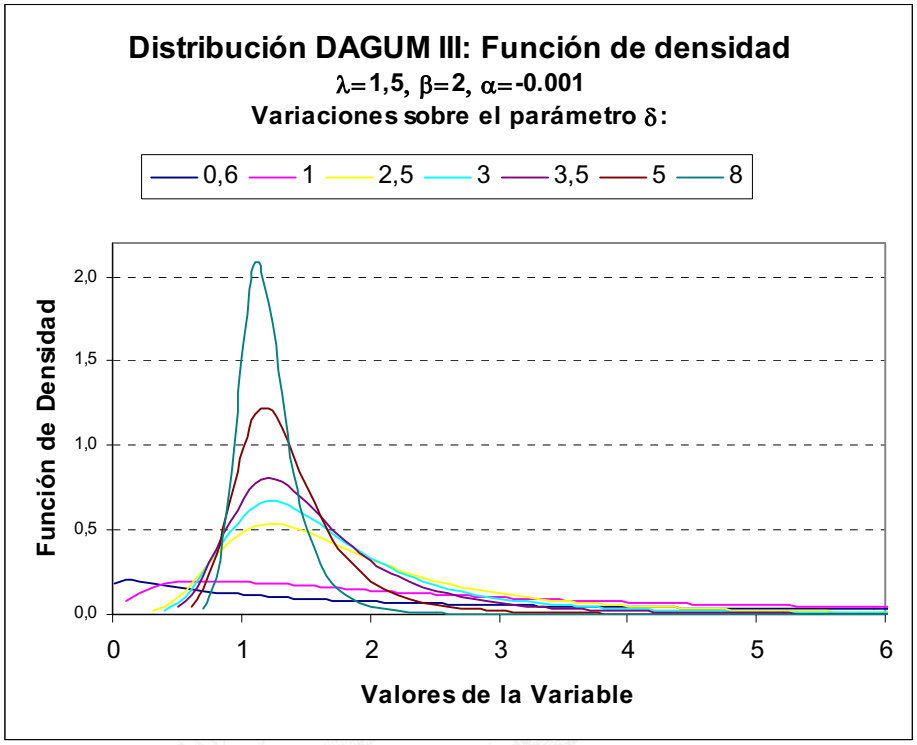


Gráfico 3.23. Funciones de densidad de la distribución Dagum III para distintos valores de δ

La influencia del parámetro δ sobre la distribución se puede analizar mediante la derivada parcial de la expresión de los percentiles respecto de dicho parámetro, expresión que se ha calculado y resulta:

$$\frac{\partial x_p}{\partial \delta} = -\left(\frac{1}{\delta^2}\right) ln\left(\frac{\lambda}{\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} - 1}\right)\left(\frac{\lambda}{\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} - 1}\right)^{\frac{1}{\delta}}$$

Esta expresión se hace cero para $p_0 = \alpha + \frac{1-\alpha}{(\lambda+1)^{\beta}}$, $\forall \delta > 0$, probabilidad que se corresponde siempre con el valor de la función de distribución que se obtiene para una renta igual a 1; es decir, $x_{p_0} = 1$, siendo, por tanto, crucial la escala de medida de la variable renta. Por otra parte, si evaluamos la expresión de la derivada parcial en los dos intervalos que delimita p_0, se cumple que:

$$\frac{\partial x_p}{\partial \delta} > 0 \quad \text{si} \quad p < \alpha + \frac{1-\alpha}{(\lambda+1)^{\beta}}$$

$$\frac{\partial x_p}{\partial \delta} < 0 \quad \text{si} \quad p > \alpha + \frac{1-\alpha}{(\lambda+1)^{\beta}}$$

Por tanto, no podemos concluir, como en los restantes parámetros, que el signo de la primera derivada sea siempre el mismo, sino que dependerá de *p*. Variaciones de δ provocan que determinados percentiles aumenten su valor y otros disminuyan. El punto donde se produce esta diferenciación entre percentiles que aumentan y otros que disminuyen no depende del parámetro δ. Aunque las variaciones de este parámetro son las que provocan la redistribución, ésta se realiza pivotando sobre un punto que se determina en función de los demás parámetros de la siguiente forma:

$$\frac{\partial p_0}{\partial \beta} = -\frac{(1-\alpha)ln(1+\lambda)}{(1+\lambda)^{\beta}} < 0$$

$$\frac{\partial p_0}{\partial \alpha} = 1 - \frac{1}{(1+\lambda)^{\beta}} > 0$$

$$\frac{\partial p_0}{\partial \lambda} = -\frac{\beta(1-\alpha)}{(1+\lambda)^{\beta+1}} < 0$$

Por tanto, aumentos en el parámetro de escala y en β desplazan el punto de redistribución a la izquierda, mientras que incrementos de α lo desplazan a la derecha.

El gráfico 3.24 ilustra la situación referida; un aumento de δ provoca una disminución de los percentiles superiores y un aumento de los inferiores, clasificados así a partir del punto (p_0, x_{p_0}); éste es el punto clave sobre el que pivotan las distintas gráficas produciéndose una redistribución que incide más sobre la cola superior, puesto que los percentiles superiores se reducen en mayor medida de lo que aumentan los inferiores.

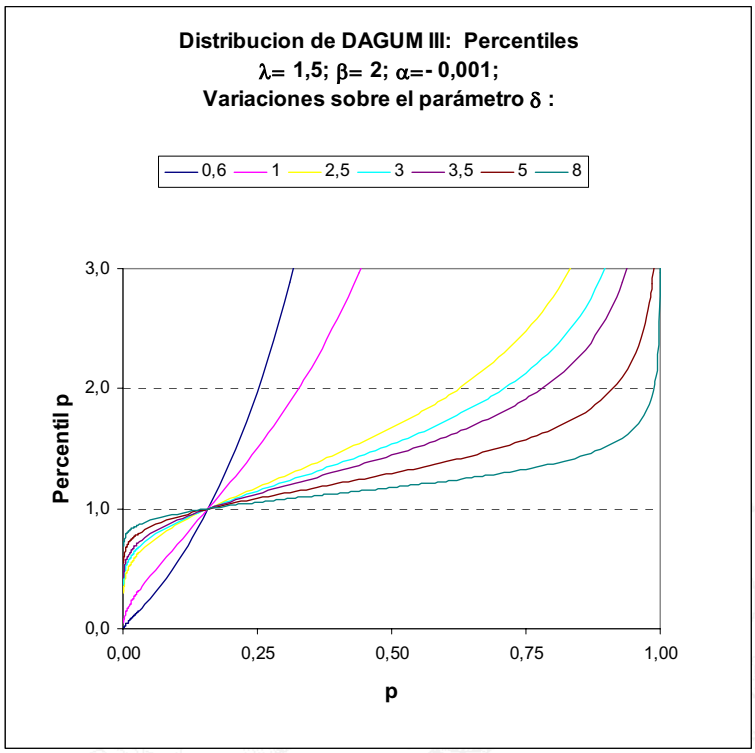


Gráfico 3.24. Valor de los percentiles de la distribución Dagum III para distintos valores de δ

Para analizar la sensisibilidad de la distribución en percentiles concretos, evaluamos, en los graficos 3.25 y 3.26, la derivada parcial para cada percentil, así como la elasticidad de los percentiles con respecto a δ que resulta ser:

$$\varepsilon_\delta(x_p) = \frac{\partial x_p}{\partial \delta}\frac{\delta}{x_p} = \frac{ln\left(\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} - 1\right) - ln\,\lambda}{\delta}$$

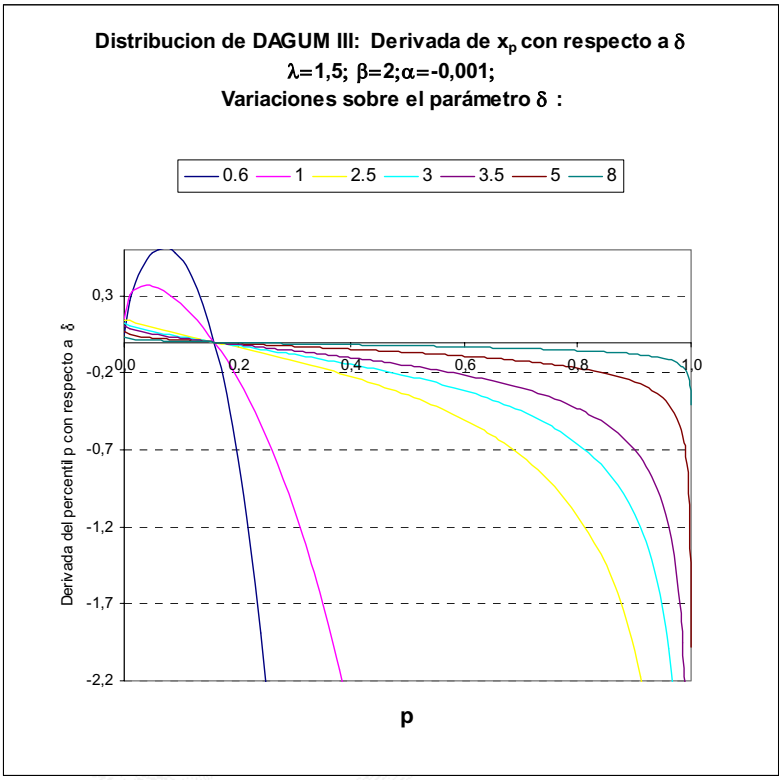


Gráfico 3.25. Derivada parcial del percentil de orden *p*, con respecto al parámetro *δ*, de la distribución de Dagum tipo III

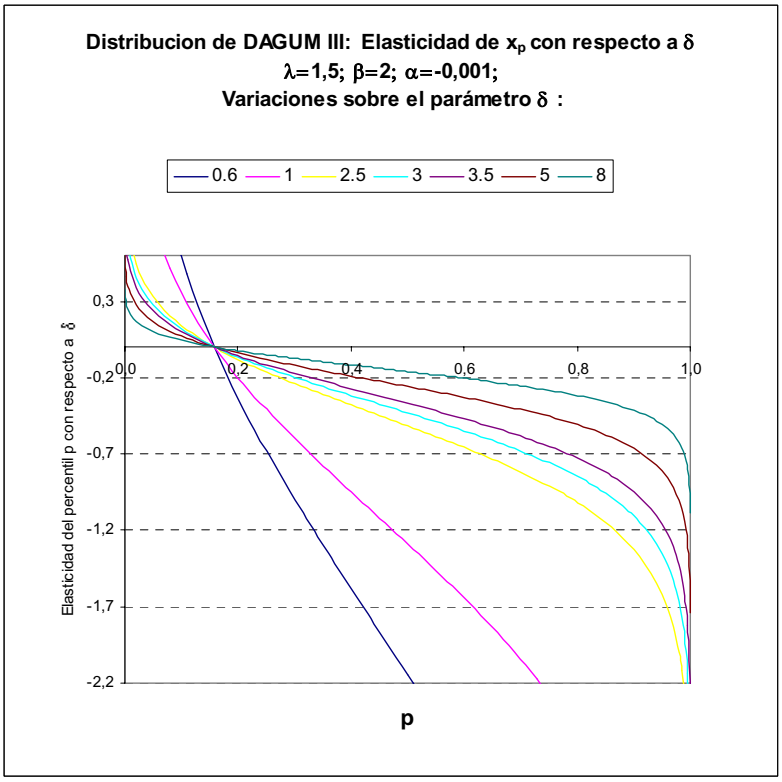


Gráfico 3.26. Elasticidad del percentil de orden *p*, con respecto al parámetro *δ*, de la distribución de Dagum tipo III

El gráfico 3.25 permite ilustrar cómo cambia el signo de la derivada parcial generando el efecto señalado de aumento de los percentiles inferiores y disminución de los superiores. La elasticidad creciente, en valor absoluto, (Gráfico 3.26) manifiesta de forma clara el progresivo aumento de la incidencia marginal de este parámetro al aumentar el orden del percentil, si bien con ritmos no monótonos cuando $0 < p < p_0$ y $0 < \delta < 1$ [19]. El efecto redistributivo es claro, aunque se apoya más en una reducción, fuertemente progresiva, de los percentiles de la cola superior de la distribución que en el aumento experimentado por los percentiles inferiores. Consecuencia lógica de este efecto, es el progresivo acercamiento de las curvas de Lorenz hacia la diagonal de equidistribución, como se observa en el gráfico 3.27[20].

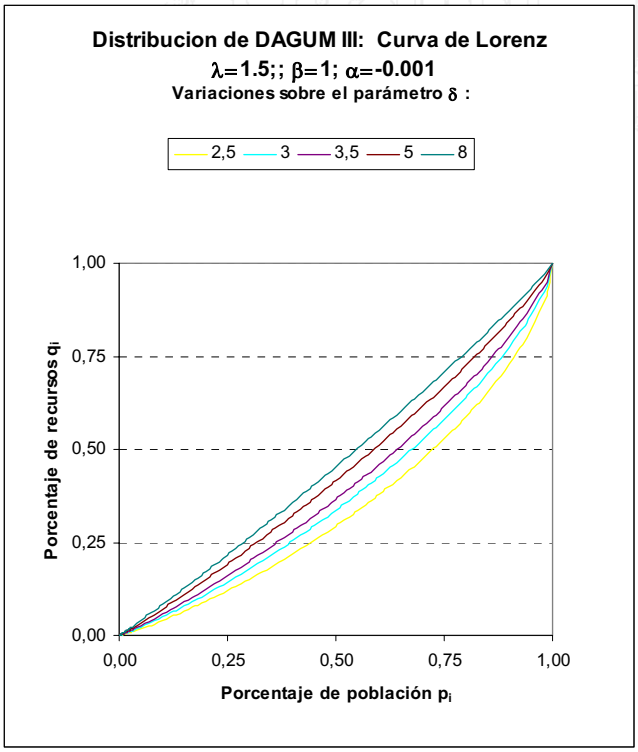


Gráfico 3.27. Curvas de Lorenz de la distribución de Dagum tipo III para distintos valores de δ

[19] No se dedica especial atención a estos casos, dado que, en la práctica, raramente el parámetro δ toma valores inferiores a la unidad. Por otra parte, la deducción de las expresiones explícitas de las curva de Lorenz y los momentos sólo puede obtenerse para el caso $\delta > 1$. Estas razones y la restricción adicional $\beta\delta > 1$, impuesta en el sistema generador de Dagum, justifican también que Dagum no presente ningún desarrollo o resultado para el caso $\delta < 1$.

[20] Las curvas de Lorenz se han representado únicamente para los casos en que $\delta > 1$, condición para poder obtener la expresión explícita de dicha curva.

Se puede demostrar que, como consecuencia de la fuerte penalización de los percentiles superiores, incrementos de δ reducen también la renta media de la distribución. En efecto, derivando la expresión de la renta media con respecto al parámetro δ se obtiene:

$$\frac{\partial \mu}{\partial \delta} = \frac{(1-\alpha)\lambda^{\frac{1}{\delta}} \beta \mathrm{B}\left(1-\frac{1}{\delta}, \beta+\frac{1}{\delta}\right)}{\delta^2}\left(\Psi\left(1-\frac{1}{\delta}\right) - \Psi\left(\beta+\frac{1}{\delta}\right) - 1\right)$$

donde $\Psi(x)$ es la función digamma, definida para un número real positivo x como:

$$\Psi(x) = \frac{d \log \Gamma(x)}{dx} = \frac{\Gamma'(x)}{\Gamma(x)}$$

Esta función aparece frecuentemente al derivar funciones de tipo beta o gamma. Es una función creciente y cóncava, con interesantes propiedades que pueden consultarse en Abramowitz y Stegun (1972), entre otros. Aplicando estas propiedades, respecto al crecimiento y acotación, y teniendo en cuenta las restricciones habituales sobre los parámetros ($\delta > 1, \beta > 0, \beta\delta > 1, \alpha < 1$), se deduce que:

.

$$\left(\Psi\left(1-\frac{1}{\delta}\right) - \Psi\left(\beta+\frac{1}{\delta}\right) - 1\right) < 0$$

y como:

$$\frac{(1-\alpha)\lambda^{\frac{1}{\delta}} \beta \mathrm{B}\left(1-\frac{1}{\delta}, \beta+\frac{1}{\delta}\right)}{\delta^2} > 0$$

se tiene que la derivada de la renta media con respecto al parámetro δ será negativa.

Si se considera ahora el caso $\alpha < 0$, se obtienen conclusiones análogas, siendo la demostración similar a la anterior.

Finalmente, se presenta el gráfico 3.28, que corresponde a la elasticidad de la función de supervivencia ($1-F(x)$) con respecto a la renta. Se observa la progresiva aproximación de las funciones de elasticidad al valor límite determinado por δ, comprobándose así que, tal como demostró Dagum (1980a), este parámetro puede interpretarse como *la constante de Pareto en el límite*.

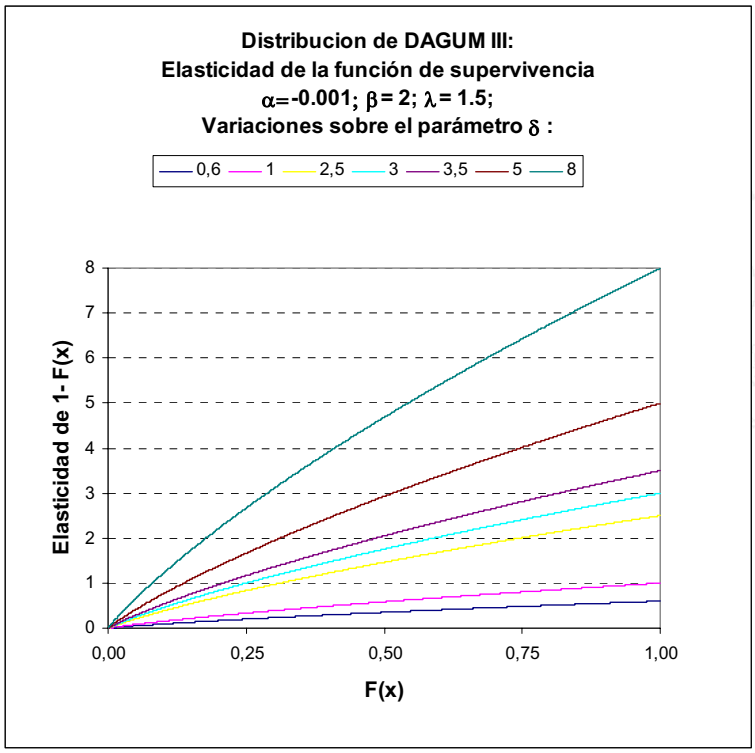


Gráfico 3.28. Elasticidades de la Función de Distribución, con respecto a la renta, de la distribución de Dagum tipo III para distintos valores de δ

3.4.2.4. Análisis del parámetro β

El parámetro β, que Dagum clasifica como parámetro de igualdad, tiene un efecto sobre la distribución claramente diferenciado del producido por δ, a pesar de que ambos parámetros, al aumentar su valor, generen distribuciones más igualitarias. Una primera aproximación del efecto del parámetro β puede observarse en el gráfico 3.29, donde se representan diferentes funciones de densidad correspondientes, únicamente, a la distribución de Dagum de tipo III, ya que en los demás casos el efecto es similar. En dicho gráfico, se comprueba que las mismas variaciones, tanto en términos absolutos como

relativos, simuladas anteriormente para δ producen efectos menos marcados sobre la función de densidad, aunque se aprecie un claro desplazamiento de la misma hacia la derecha y una alteración de la forma.

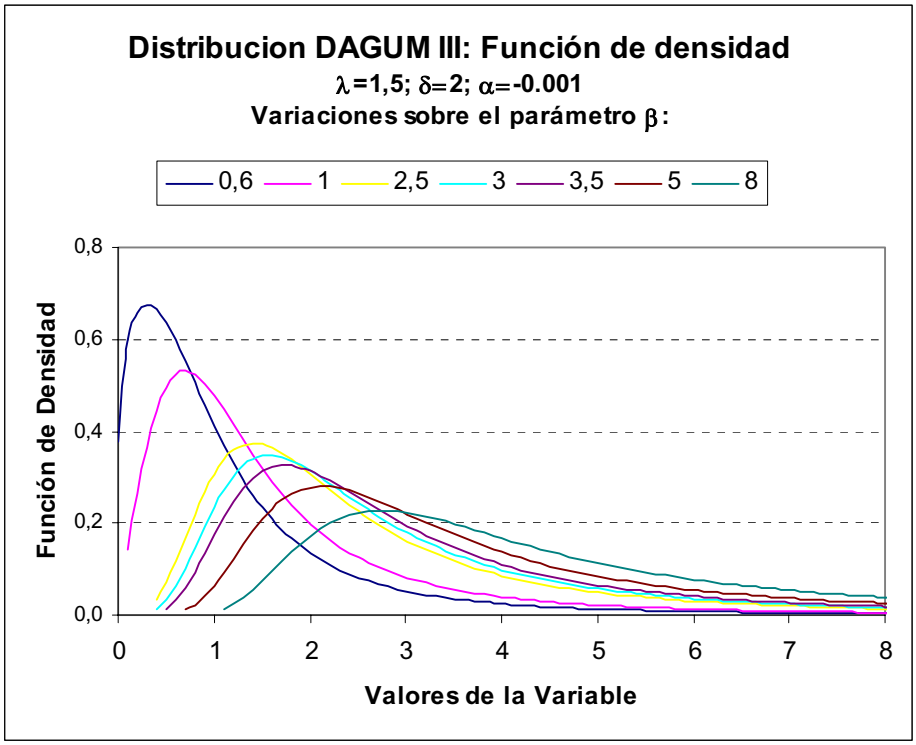


Gráfico 3.29. Funciones de densidad de la distribución Dagum III para distintos valores de β

Estas ideas iniciales deducidas a partir de representaciones gráficas adquieren generalidad y rigor al comprobar que el signo de de la derivada parcial de la expresión del percentil de orden p, con respecto a β, toma siempre signo positivo para cualquier orden $p > \alpha$ del percentil.

$$\frac{\partial x_p}{\partial \beta} = \frac{\lambda^{\frac{1}{\delta}}}{\delta\,\beta^2}\left(\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} - 1\right)^{-\left(\frac{1}{\delta}+1\right)}\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} \ln\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right) > 0$$

Este resultado se ilustra con el gráfico 3.30 en el que se observa el aumento de todos los percentiles de la distribución ante aumentos del parámetro β.

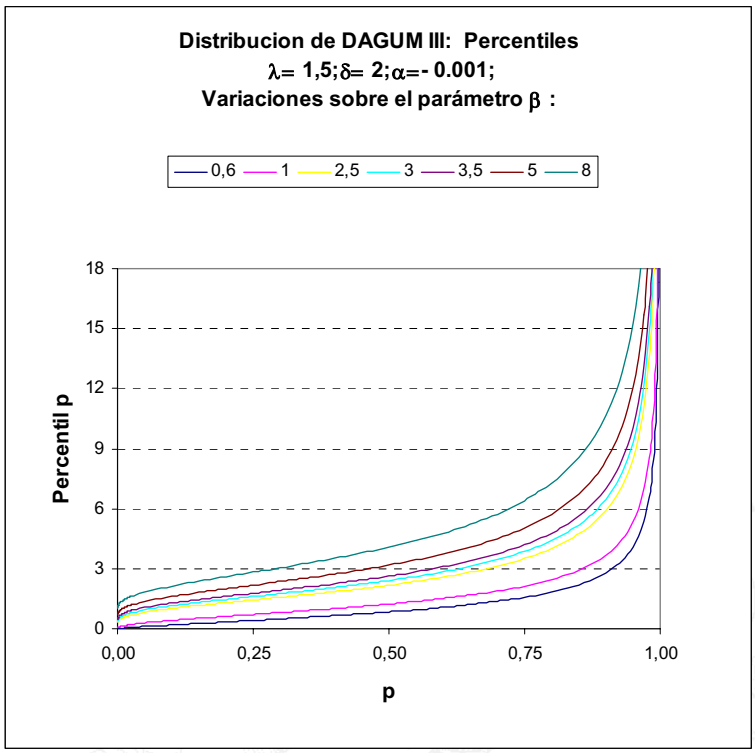


Gráfico 3.30. Valor de los percentiles de la distribución Dagum III para distintos valores de β

Para analizar la sensibilidad por tramos de percentiles, se han evaluado, en los gráficos 3.31 y 3.32, la derivada parcial de la expresión del percentil, con respecto de β, para cada orden p, así como la elasticidad correspondiente que resulta ser:

$$\varepsilon_{\beta}(x_p) = \frac{\partial x_p}{\partial \beta}\frac{\beta}{x_p} = \frac{\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} ln\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)}{\delta\beta\left(\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta}} - 1\right)}$$

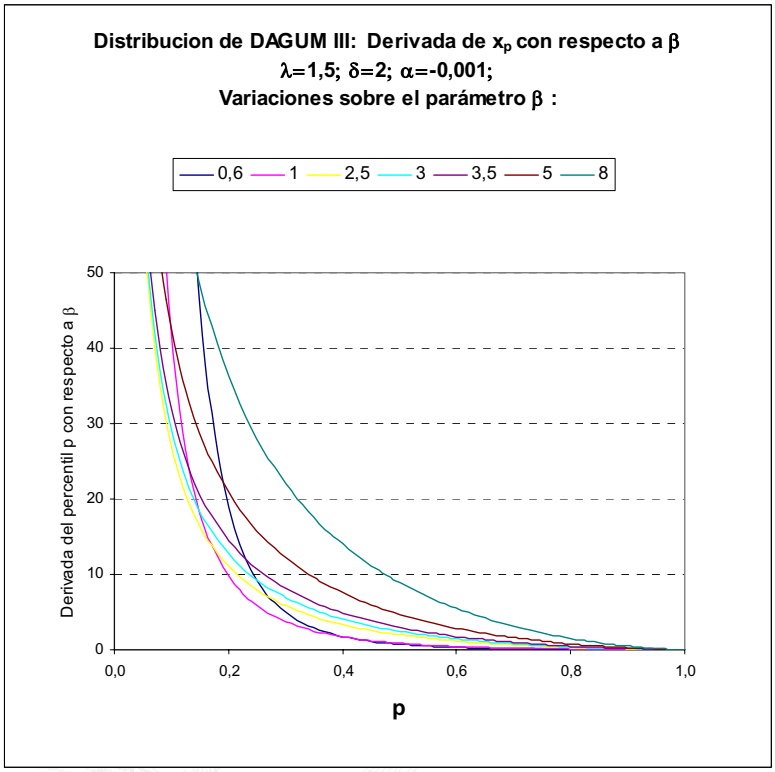


Gráfico 3.31. Derivada parcial del percentil de orden *p*, con respecto al parámetro *β*, de la distribución de Dagum tipo III

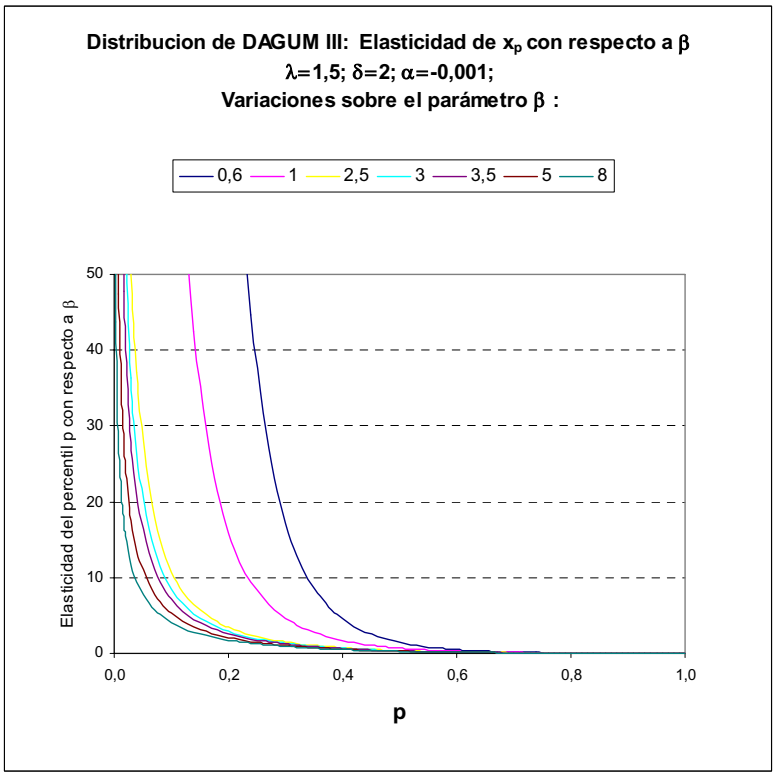


Gráfico 3.32. Elasticidad del percentil de orden *p*, con respecto al parámetro *β*, de la distribución de Dagum tipo III

Los decrecimientos con respecto a *p*, tanto de la derivada parcial como de la elasticidad, demuestran que incrementos del parámetro β inciden intensamente sobre los percentiles inferiores, siendo mucho menor la incidencia sobre los percentiles de órdenes más elevados[21]. Por tanto, se llega a una reducción de la desigualdad presente en la distribución a través de una elevación general del nivel de renta, pero centrada claramente sobre los percentiles inferiores. Es decir, elevar el valor de este parámetro supone reducir la desigualdad sin perjudicar a los individuos de la cola superior, mientras que mejoran los de percentiles inferiores. Resultado de este proceso, se produce un aumento de la renta media en la distribución, como se comprueba a continuación.

Para $0 \leq \alpha < 1$, la derivada parcial de de la renta media con respecto a β resulta:

$$\frac{\partial \mu}{\partial \beta} = (1-\alpha)\lambda^{\frac{1}{\delta}} \beta \mathrm{B}\left(1-\frac{1}{\delta}, \beta+\frac{1}{\delta}\right)\left(1-\Psi(1+\beta)+\Psi\left(\beta+\frac{1}{\delta}\right)\right)$$

De acuerdo a las propiedades de crecimiento y acotación de la función digamma y dadas las restricciones habituales sobre los valores de los parámetros ($\delta > 1, \beta > 0, \beta\delta > 1, \alpha < 1$), se tiene que:

$$1+\Psi\left(\beta+\frac{1}{\delta}\right) > \Psi(1+\beta)$$

y como,

$$(1-\alpha)\lambda^{\frac{1}{\delta}} \beta \mathrm{B}\left(1-\frac{1}{\delta}, \beta+\frac{1}{\delta}\right) > 0$$

entonces:

$$\frac{\partial \mu}{\partial \beta} > 0$$

Para el caso $\alpha < 0$, la demostración es similar a partir de la expresión correspondiente para la renta media, alcanzando conclusiones análogas.

[21] No obstante, como se observa en el gráfico 3.32, el comportamiento es diferente si $\beta < 1$ ó $\beta \geq 1$, manteniéndose la tónica general expuesta.

La particular influencia del parámetro β sobre la desigualdad queda también constatada a partir del gráfico 3.33, donde se representan las curvas de Lorenz correspondientes a los casos que se han simulado anteriormente.

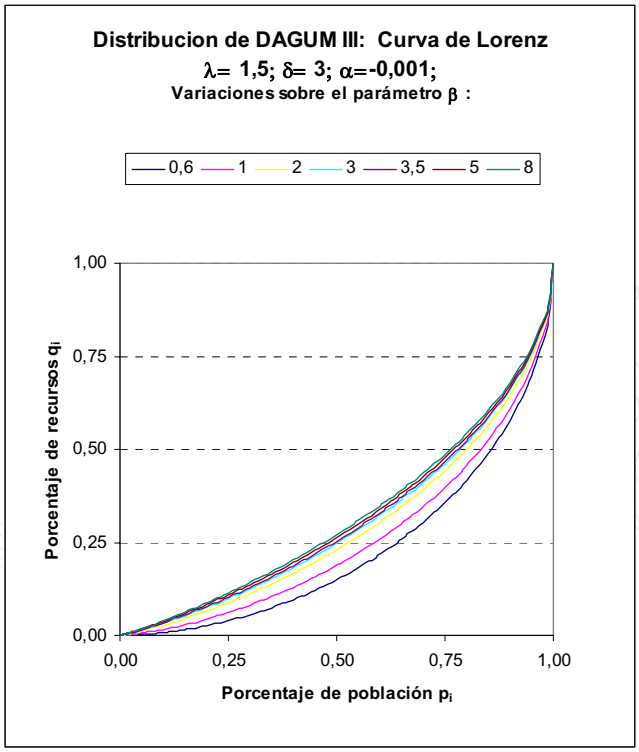


Gráfico 3.33. Curvas de Lorenz de la distribución de Dagum tipo III para distintos valores de β

La posición de las distintas curvas de Lorenz indican que aumentos en este parámetro producen una reducción de la desigualdad. El mecanismo de actuación del parámetro β es, sin embargo, muy diferente al utilizado por el parámetro δ. Se recuerda que este parámetro, también de igualdad, aumentaba los percentiles inferiores y reducía los superiores, repercutiendo sobre éstos últimos con una incidencia claramente más acusada. El parámetro β actúa fundamentalmente en la cola inferior, produciendo, sobre todo, una mejora de los percentiles inferiores.

Finalmente, es importante recordar el sentido que, en la formulación del sistema generador de Dagum, tenía el parámetro β. Dagum modeliza, a través de la ecuación diferencial propuesta para su sistema generador, un supuesto que había observado en gran parte de distribuciones empíricas de la renta personal: *el decrecimiento y, en general, la concavidad de la elasticidad de la función de distribución de la renta.* Pues bien, la

concavidad o convexidad de la elasticidad depende del parámetro β que provoca, según los valores que tome, un signo diferente en la segunda derivada de la elasticidad, de forma que:

a) Cuando $0 < \beta < 1$, la elasticidad es una función cóncava de *F(x)*.

b) Cuando $\beta > 1$, la elasticidad es una función convexa de *F(x)*.

c) Cuando $\beta = 1$, la elasticidad es una función lineal y decreciente de *F(x)*.[22]

En el gráfico 3.34, se comprueba el decrecimiento y la concavidad, convexidad o linealidad de la elasticidad de *F(x)* según los diferentes valores de β , no obstante, la demostración de estas propiedades puede consultarse en Dagum (1980a).

BIBLIOTECA VIRTUAL

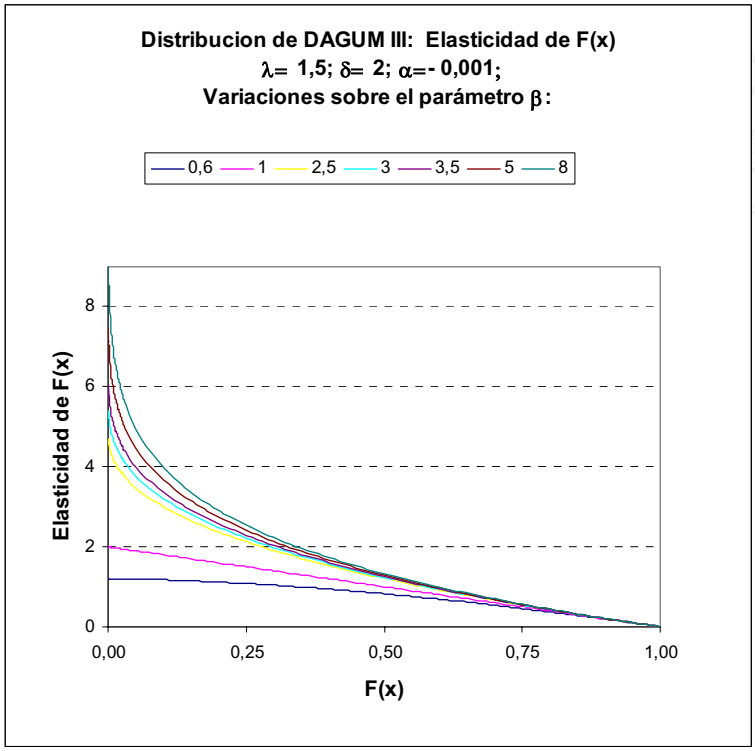


Gráfico 3.34. Elasticidad de la función de distribución de la Dagum tipo III para distintos valores del parámetro β

3.4.2.5. Conclusiones sobre el significado económico de los parámetros

[22] En este último caso, se tendrá la distribución log-logística (Dagum, 1975, 1977b).

A modo de conclusión, el modelo propuesto por Dagum para las distribuciones de renta, queda caracterizado por los siguientes parámetros:

- Un parámetro α relacionado, en principio, con el origen del rango de la variable renta, que define el tipo de modelo entre los tres propuestos por Dagum. Admite diferentes significados según que la distribución Dagum sea de tipo II (porcentaje de unidades con renta nula o negativa) o de tipo III (relacionado de forma inversa con la renta mínima). En ambos casos, se comprueba que aumentos de este parámetro reducen el nivel de renta general de la distribución de todos los percentiles y, por tanto, la renta media. A partir de su mayor incidencia sobre los percentiles inferiores, que ven reducidos sus valores, sus aumentos provocan un incremento de la desigualdad de la distribución, manifestado además por el signo de la derivada del índice de Gini con respecto a este parámetro.

  Por su influencia sobre las rentas más bajas, este parámetro está relacionado con variables económicas asociadas a políticas sociales de apoyo a rentas mínimas, con la economía informal y a cualquier medida que trate de actuar sobre los percentiles inferiores de la distribución, con el consiguiente efecto sobre la distribución general. En el caso de que la distribución sea de tipo II, el propio valor del parámetro es un indicativo del tamaño de una bolsa marginal de individuos, relacionada con la pobreza, que reúne a los perceptores de rentas nulas o negativas.

- El parámetro λ es un parámetro de escala. La elasticidad de la renta media y de los diferentes percentiles, con respecto a variaciones unitarias de este parámetro, es constante e igual a $\frac{1}{\delta}$, de manera que no habrá influencia alguna sobre medidas adimensionales de forma o sobre indicadores de desigualdad, como el índice de Gini o la curva de Lorenz. Este parámetro informará del nivel de las distribuciones de renta, es decir, de la renta global repartida, ligando su sentido más bien a la teoría de la producción que a la de la distribución, lo que permitirá introducir en un modelo distributivo los factores creadores de la renta.

  Por otra parte, si se desea expresar la distribución de la renta en una unidad monetaria diferente o expresar las rentas individuales en términos reales, bastará con

modificar este parámetro obteniendo el nuevo parámetro de escala a partir de la expresión $\frac{\lambda}{c^{\delta}}$, donde c es la constante del cambio de escala que puede referirse a un tipo de cambio o a un deflactor.

- El parámetro δ es un parámetro redistribuidor puro, pues el incremento de su valor provoca distribuciones más igualitarias a través de un proceso que hace aumentar los percentiles inferiores y, fundamentalmente, penaliza de forma contundente a los percentiles superiores. La cola derecha de la distribución es el tramo de mayor incidencia del parámetro, si bien conviene señalar también que el parámetro se identifica con la constante de Pareto en el límite. Así pues, el efecto del parámetro consiste en la expulsión de unidades perceptoras situadas en los tramos más altos hacia tramos medios y, simultáneamente y en menor medida, un desplazamiento de individuos de rentas bajas hacia tramos más centrados. Se realiza así una redistribución interna que produce una mayor simetría y agrupación de las unidades perceptoras en torno a la renta media. La repercusión de este parámetro, en su acción reductora de la desigualdad de la distribución, perjudica claramente a los más ricos y, como consecuencia, se produce una reducción de la renta media de la distribución. En la práctica, este parámetro podría corresponderse con un conjunto de políticas fiscales y de rentas que generen una excesiva carga para las clases altas.

En el aspecto fiscal, el parámetro δ estaría relacionado con medidas destinadas a aumentar la progresividad del sistema impositivo, de forma que se detrae más a los que más tienen para beneficiar a los individuos de menor renta. Esta es la función que se atribuye al impuesto sobre la renta personal y también, aunque más relacionados con la cola derecha de la distribución, a los impuestos sobre el patrimonio o sobre las rentas de capital o los beneficios. El peligro de estas políticas radica en que una carga excesiva puede desestimular el ahorro de las clases altas, con mayor propensión a ahorrar, provocando así una caída de la inversión con el consiguiente desestímulo del crecimiento e incluso una reducción de la recaudación, tal como indica la conocida curva de Laffer. Este perjuicio al crecimiento económico se refleja en la reducción de la renta media provocada por aumentos de este parámetro.

- El parámetro β es también un parámetro cuyos aumentos provocan distribuciones más igualitarias, pero de una forma bien distinta. A medida que aumenta el parámetro, se produce una mejora de la renta media, provocada por una actuación centrada en los percentiles inferiores sobre los que se centra la mejora, tanto de forma absoluta como relativa. Los percentiles superiores no ven alterada sustancialmente su posición, ya que mejoran siempre pero levemente. Modificar el valor de este parámetro puede suponer un menor coste para el político, pues produce una distribución de la renta más igualitaria sin perjudicar, de forma absoluta, a las clases más altas que pueden ser los empresarios o ahorradores con capacidad inversora. Nos referiríamos, en este caso, a medidas de política económica destinada a promocionar la igualdad de oportunidades, elevando el nivel de renta de las clases bajas o medias a través de políticas educativas de mejora y subvención de la enseñanza pública, aumento del gasto público en sanidad, mayor gasto en prestaciones sociales, etc.

Por tanto, las políticas que pretendan un manejo adecuado de la distribución deberán perseguir:

- Un aumento del parámetro de escala, como indicativo del nivel de renta que se distribuye, mediante medidas de mejora de la eficiencia productiva.
- Un aumento del parámetro β para provocar una mayor igualdad a través de la mejora de los tramos bajos y medios de la distribución.
- Fijar un determinado nivel para δ, de forma que se produzca la necesaria redistribución sin que se penalice en exceso la renta media, dificultad que puede solventarse con un simultáneo aumento del parámetro de escala.
- Reducir α, para que la renta mínima y las más bajas crezcan y el efecto de esta mejora repercuta de forma positiva sobre la igualdad. En ocasiones, reducir el parámetro α supone actuar directamente en la reducción de bolsas de pobreza, marginación o grupos de endeudados.

3.5. Estimación de los parámetros de los modelos seleccionados

Una vez seleccionadas las distribuciones probabilísticas adecuadas para modelizar las distribuciones provinciales de renta personal, se ha procedido a la estimación de sus parámetros.

3.5.1. Métodos aplicados para la estimación de los parámetros

El método de obtención de estimadores que se ha utilizado ha sido el de *máxima verosimilitud* que consiste en elegir como estimador del vector de parámetros desconocidos aquél que haga máxima la función de verosimilitud de la muestra. Las razones que han llevado a la utilización de este método recaen en las buenas propiedades de los estimadores que proporciona: consistencia, eficiencia y normalidad asintótica además de que, si existe un estimador eficiente, es el de máxima verosimilitud.

Para llevar a la práctica la estimación, se han utilizado los programas diseñados en el trabajo de Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996), para obtener las estimaciones paramétricas usando el método de mínimos cuadrados (ponderados o no) en modelos no lineales, con restricciones de acotación sobre los parámetros, mediante el procedimiento "*NLIN*" del paquete informático estadístico SAS [23]. En el estudio citado, se desarrolla una reformulación de los distintos métodos de estimación para su resolución mediante los programas diseñados para tal fin. En todos los casos, la estimación se realizó considerando una división del recorrido de la variable renta en los 100 intervalos interpercentílicos, tomando como representantes de cada intervalo las correspondientes marcas de clase.

El método de máxima verosimilitud, elegido para este trabajo, debe resolver el problema consistente en obtener los parámetros θ del espacio paramétrico Ω tales que hagan máxima la expresión:

$$\frac{n!}{n_1!\,n_2!\ldots n_{nc}!}\prod_{i=1}^{nc}(PY_i)^{n_i}$$

$$\text{sujeto a}: \sum_{i=1}^{nc} PY_i = 1$$

donde *nc* es el número de intervalos (100), PY_i son las probabilidades de cada uno de los 100 intervalos, que dependerán de θ, y n_i es el número de individuos observados en el intervalo *i*-ésimo.

[23] "SAS® System" es una marca registrada de SAS Institute Inc.

Para resolver el problema, éste se plantea de una forma equivalente que consiste en obtener los parámetros θ del espacio paramétrico Ω que hagan mínima la expresión:

$$\sum_{i=1}^{nc}\left(\sqrt{-F_i\, log(PY_i)}\right)^2$$

donde F_i son las frecuencias relativas de cada intervalo.

Con motivo de la realización del presente estudio, los programas de estimación fueron revisados y adaptados a la estimación de los parámetros de las distribuciones gamma y de la Familia de Dagum, para las muestras provinciales. La obtención de las muestras provinciales de rentas personales se realizó mediante la selección de las mismas, a través del correspondiente código, dentro del conjunto de datos corregidos por tasa de ocultación progresiva obtenidos en Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996). Este nuevo nivel de desagregación, no utilizado en el mencionado estudio, fue el principal elemento que incorporó modificaciones en los programas informáticos.

Para la estimación de la Familia Dagum, se partió de una solución inicial procedente de la estimación de los parámetros de la distribución de Dagum de tipo I para, posteriormente, obtener la solución óptima del vector paramétrico perteneciente a la distribución de Dagum de tipo I, II o III que mejor ajustara la distribución empírica.

3.5.2. Resultados de los ajustes de las distribuciones provinciales en España durante el periodo 1973-1991

Los resultados obtenidos mediante el proceso de estimación descrito en el epígrafe anterior aparecen en las siguientes tablas. Se incluye en éstas, como medida objetiva del error de estimación, la suma de cuadrados de las discrepancias entre el modelo teórico estimado y la distribución empírica.

Tabla 3.1. Estimaciones de los parámetros y sumas de cuadrados de los residuos para la distribución gamma. (millones de pesetas constantes de 1986)

Provincia	EBPF 73/74			EBPF 80/81			EBPF 90/91		
	λ	α	SCR	λ	α	SCR	λ	α	SCR

Alava	3,905	2,740	4,982	5,316	3,646	4,855	5,737	4,577	4,861
Albacete	4,508	2,136	4,868	7,938	3,403	4,892	6,332	3,378	4,829
Alicante	5,275	2,892	4,803	5,151	2,840	4,801	4,910	3,176	4,774
Almería	7,057	3,031	4,871	4,982	2,001	4,955	4,136	2,300	4,781
Avila	8,008	2,761	4,935	5,187	2,283	4,924	7,101	3,717	4,967
Badajoz	5,785	2,600	4,819	6,970	2,612	4,858	5,653	2,772	4,878
Baleares	6,788	3,965	4,804	3,752	2,555	4,795	3,760	2,842	4,818
Barcelona	5,370	3,474	4,711	5,232	3,298	4,710	3,355	2,932	4,778
Burgos	4,669	2,066	4,841	4,231	3,087	4,940	3,673	2,911	4,919
Cáceres	8,853	2,343	4,857	6,228	2,571	4,878	5,491	2,939	4,879
Cádiz	4,704	1,969	4,804	5,975	2,584	4,737	4,536	2,323	4,746
Castellón	5,465	3,021	4,918	6,213	3,572	4,776	7,569	4,630	4,798
Ciudad Real	4,506	1,938	5,064	6,985	2,640	4,948	8,012	3,840	4,864
Córdoba	5,645	2,165	4,922	4,608	2,157	4,812	5,748	2,942	4,834
La Coruña	5,474	2,799	4,869	4,740	2,611	4,854	4,752	2,927	4,781
Cuenca	7,416	3,023	5,054	4,899	2,363	5,071	5,304	2,998	4,909
Gerona	4,572	2,637	4,878	6,345	3,416	4,850	5,344	4,120	4,966
Granada	6,151	2,166	4,807	4,671	1,923	4,781	4,691	2,660	4,809
Guadalajara	6,171	3,019	4,996	6,804	3,526	4,940	4,881	3,191	4,874
Guipúzcoa	4,810	3,087	4,827	6,980	4,165	4,881	4,799	3,455	4,806
Huelva	5,785	2,326	4,872	4,481	2,137	4,836	6,279	3,624	5,026
Huesca	5,606	3,002	5,015	3,748	2,556	4,955	6,313	3,900	4,932
Jaén	6,511	2,247	4,94	6,601	2,529	4,812	7,043	3,400	4,787
León	3,490	1,818	5,098	4,426	2,260	4,925	4,189	2,964	4,804
Lérida	7,671	3,953	4,891	6,007	3,416	4,828	4,787	3,478	4,871
Logroño	5,671	3,130	4,909	6,511	3,847	4,809	5,153	3,413	4,855
Lugo	8,215	3,131	5,049	5,995	2,973	4,916	6,920	4,186	4,868
Madrid	2,958	2,178	4,779	3,113	2,249	4,719	3,925	3,196	4,749
Málaga	4,918	2,293	4,836	5,898	3,001	4,770	4,331	2,601	4,756
Murcia	7,010	2,831	4,869	4,957	2,654	4,852	4,078	2,421	4,802
Navarra	6,387	3,482	4,922	4,217	2,805	4,866	4,398	3,593	4,823
Orense	5,438	2,650	5,007	6,092	2,845	4,873	4,739	2,862	4,882
Asturias	5,752	3,094	4,783	4,406	2,584	4,721	6,559	4,495	4,781
Palencia	5,335	2,341	4,962	4,390	2,773	4,841	5,273	3,499	4,848
Las Palmas	5,341	2,905	4,799	5,187	2,446	4,858	4,224	2,666	4,830
Pontevedra	5,764	2,684	4,909	5,494	3,077	4,828	6,230	3,791	4,787
Salamanca	5,117	2,045	4,945	5,869	2,798	4,818	5,040	2,618	4,972
Tenerife	3,991	2,078	4,929	5,174	2,453	4,864	4,911	2,709	4,785
Santander	6,503	3,394	4,869	4,782	2,918	4,788	4,744	3,053	4,840
Segovia	5,207	3,436	4,908	4,558	2,615	4,907	5,513	3,649	4,913
Sevilla	4,558	2,199	4,773	4,721	2,348	4,767	4,338	2,622	4,752
Soria	6,884	3,298	5,048	6,024	3,203	4,973	5,321	3,894	4,878
Tarragona	7,438	3,571	4,770	6,586	3,471	4,793	4,881	3,535	4,836
Teruel	6,752	2,826	4,959	7,631	3,667	4,862	7,528	4,545	4,983
Toledo	5,847	2,578	4,913	6,470	2,687	5,005	9,062	4,427	4,918
Valencia	5,899	3,016	4,759	5,701	3,004	4,740	5,419	3,462	4,755
Valladolid	4,720	2,350	4,863	4,832	3,267	4,840	3,805	2,690	4,841
Vizcaya	6,817	3,857	4,741	5,385	3,664	4,767	4,088	3,112	4,758
Zamora	6,391	2,637	5,034	6,404	2,893	5,002	5,284	3,185	4,901
Zaragoza	3,989	2,398	4,849	4,096	2,608	4,762	5,419	3,546	4,770

Fuente: Elaboración propia

Tabla 3.2. Estimaciones de los parámetros y sumas de cuadrados de los residuos para la Familia de Dagum.
EBPF 1973/74 (millones de pesetas constantes de 1986)

Provincia	**λ**	**β**	**δ**	**α**	**SCR**
Alava	0,145	1,335	2,540	-0,028	4,890

Albacete	0,051	1,515	2,353	-0,002	4,745
Alicante	0,060	1,663	2,649	0,000	4,721
Almería	0,044	1,136	2,843	-0,005	4,830
Avila	0,036	0,693	2,975	-0,050	4,870
Badajoz	0,036	1,863	2,380	-0,008	4,728
Baleares	0,143	0,671	3,656	-0,045	4,754
Barcelona	0,126	1,164	3,130	0,000	4,666
Burgos	0,056	1,293	2,317	-0,001	4,776
Cáceres	0,016	1,227	2,473	-0,001	4,804
Cádiz	0,079	0,820	2,411	-0,024	4,742
Castellón	0,063	1,466	2,844	-0,001	4,826
Ciudad Real	0,044	1,532	2,220	-0,002	4,940
Córdoba	0,019	2,298	2,300	0,000	4,750
La Coruña	0,061	1,297	2,580	-0,053	4,737
Cuenca	0,030	1,566	2,607	-0,013	4,972
Gerona	0,149	0,832	2,845	-0,016	4,827
Granada	0,028	1,424	2,340	-0,003	4,711
Guadalajara	0,057	1,348	2,663	-0,010	4,949
Guipúzcoa	0,168	0,910	2,883	-0,041	4,763
Huelva	0,043	1,012	2,734	-0,002	4,789
Huesca	0,031	2,820	2,589	0,000	4,864
Jaén	0,012	3,109	2,214	-0,008	4,753
León	0,035	2,544	2,163	-0,003	4,873
Lérida	0,160	0,372	4,041	-0,134	4,859
Logroño	0,097	0,954	3,067	-0,015	4,836
Lugo	0,025	1,448	2,692	-0,021	4,964
Madrid	0,094	2,311	2,133	-0,006	4,663
Málaga	0,080	1,002	2,498	-0,009	4,795
Murcia	0,027	1,601	2,618	-0,013	4,751
Navarra	0,084	1,046	3,191	0,000	4,891
Orense	0,057	1,438	2,440	-0,021	4,929
Asturias	0,070	1,265	2,881	-0,004	4,716
Palencia	0,065	1,010	2,406	-0,050	4,867
Las Palmas	0,121	0,817	3,050	-0,010	4,770
Pontevedra	0,090	0,685	2,876	-0,073	4,822
Salamanca	0,032	1,860	2,151	-0,001	4,853
Tenerife	0,079	1,349	2,238	-0,010	4,846
Santander	0,060	1,199	3,073	-0,012	4,772
Segovia	0,185	0,863	3,210	-0,025	4,858
Sevilla	0,068	1,189	2,495	0,000	4,694
Soria	0,052	1,075	3,179	-0,001	4,992
Tarragona	0,054	1,086	3,166	-0,003	4,731
Teruel	0,050	1,014	2,768	-0,008	4,928
Toledo	0,079	0,745	2,737	-0,059	4,834
Valencia	0,059	1,344	2,772	-0,008	4,682
Valladolid	0,080	1,042	2,613	-0,009	4,783
Vizcaya	0,100	0,913	3,437	-0,007	4,714
Zamora	0,010	5,319	2,234	0,000	4,897
Zaragoza	0,100	1,268	2,574	-0,012	4,723

Fuente: Elaboración propia

Tabla 3.3. Estimaciones de los parámetros y sumas de cuadrados de los residuos para la Familia de Dagum.
EBPF 1980/81 (millones de pesetas constantes de 1986)

Provincia	λ	β	δ	α	**SCR**
Alava	0,240	0,745	3,454	-0,028	4,813

Albacete	0,037	1,284	2,795	-0,030	4,827
Alicante	0,113	0,913	3,011	0,000	4,762
Almería	0,045	1,207	2,381	-0,001	4,855
Avila	0,050	1,277	2,476	-0,001	4,848
Badajoz	0,035	1,198	2,599	-0,001	4,816
Baleares	0,122	1,606	2,388	0,000	4,750
Barcelona	0,135	1,009	3,215	0,000	4,662
Burgos	0,203	1,118	2,944	0,000	4,900
Cáceres	0,043	1,109	2,736	-0,002	4,813
Cádiz	0,083	0,666	2,944	-0,030	4,708
Castellón	0,102	1,014	3,240	0,000	4,753
Ciudad Real	0,037	0,897	2,968	0,000	4,901
Córdoba	0,087	0,836	2,663	-0,010	4,747
La Coruña	0,123	0,867	2,804	-0,019	4,801
Cuenca	0,041	1,497	2,697	0,000	4,892
Gerona	0,128	0,606	3,610	-0,034	4,811
Granada	0,093	0,541	3,056	-0,001	4,750
Guadalajara	0,055	1,293	3,050	-0,008	4,865
Guipúzcoa	0,101	1,035	3,505	0,000	4,858
Huelva	0,062	1,355	2,334	-0,002	4,759
Huesca	0,073	2,491	2,247	-0,011	4,839
Jaén	0,051	0,799	2,797	-0,017	4,776
León	0,083	1,066	2,610	-0,003	4,841
Lérida	0,122	0,772	3,541	-0,002	4,792
Logroño	0,157	0,670	3,786	-0,012	4,791
Lugo	0,064	1,024	3,082	0,000	4,852
Madrid	0,147	1,501	2,330	0,000	4,648
Málaga	0,090	0,846	3,056	-0,018	4,720
Murcia	0,068	1,473	2,553	0,000	4,794
Navarra	0,156	1,099	2,867	-0,001	4,814
Orense	0,084	0,710	3,210	-0,009	4,847
Asturias	0,196	0,662	3,228	0,000	4,700
Palencia	0,177	0,858	3,071	-0,001	4,803
Las Palmas	0,060	1,177	2,612	-0,005	4,778
Pontevedra	0,123	0,841	3,163	-0,003	4,797
Salamanca	0,063	1,087	2,847	-0,001	4,767
Tenerife	0,039	2,069	2,299	0,000	4,776
Santander	0,118	1,161	2,825	0,000	4,747
Segovia	0,038	3,126	2,269	-0,003	4,791
Sevilla	0,068	1,306	2,472	0,000	4,702
Soria	0,055	1,495	2,897	0,000	4,889
Tarragona	0,065	1,283	2,974	0,000	4,762
Teruel	0,139	0,354	3,918	-0,146	4,830
Toledo	0,055	0,644	3,444	0,000	4,962
Valencia	0,072	1,213	2,842	-0,004	4,680
Valladolid	0,135	1,239	3,039	-0,001	4,774
Vizcaya	0,160	1,114	3,132	-0,004	4,744
Zamora	0,044	1,331	2,714	-0,006	4,928
Zaragoza	0,205	0,795	3,034	0,000	4,727

Fuente: Elaboración propia

Tabla 3.4. Estimaciones de los parámetros y sumas de cuadrados de los residuos para la Familia de Dagum.
EBPF 1990/91 (millones de pesetas constantes de 1986)

Provincia	λ	β	δ	α	SCR
Alava	0,172	1,500	3,398	0,000	4,811
Albacete	0,113	0,721	3,359	-0,025	4,797
Alicante	0,132	1,180	2,947	0,000	4,734
Almería	0,157	0,756	2,858	-0,001	4,753
Avila	0,085	0,679	4,013	0,000	4,926
Badajoz	0,074	0,898	3,082	0,000	4,820
Baleares	0,425	0,663	3,442	0,000	4,792
Barcelona	0,268	1,345	2,747	-0,001	4,718
Burgos	0,242	1,203	2,747	-0,003	4,887
Cáceres	0,071	1,347	2,732	0,000	4,832
Cádiz	0,140	0,667	2,920	-0,012	4,715
Castellón	0,142	0,658	4,314	-0,017	4,760
Ciudad Real	0,094	0,498	3,801	-0,080	4,828
Córdoba	0,070	1,112	2,949	-0,001	4,771
La Coruña	0,140	0,996	2,869	-0,015	4,722
Cuenca	0,120	0,882	2,905	-0,039	4,841
Gerona	0,662	0,395	4,019	-0,163	4,899
Granada	0,161	0,683	3,187	-0,012	4,762
Guadalajara	0,099	1,655	2,675	-0,001	4,837
Guipúzcoa	0,256	0,875	3,333	-0,001	4,793
Huelva	0,176	0,543	3,836	-0,040	4,985
Huesca	0,090	1,411	3,058	-0,003	4,892
Jaén	0,072	0,699	3,719	0,000	4,757
León	0,233	0,893	3,148	0,000	4,760
Lérida	0,196	1,117	3,112	0,000	4,840
Logroño	0,143	1,116	3,142	0,000	4,810
Lugo	0,127	0,799	3,910	0,000	4,839
Madrid	0,233	1,307	2,849	0,000	4,712
Málaga	0,199	0,697	3,175	0,000	4,731
Murcia	0,143	0,967	2,712	-0,001	4,763
Navarra	0,414	0,815	3,560	-0,001	4,798
Orense	0,129	1,008	2,962	0,000	4,837
Asturias	0,173	0,956	3,734	-0,001	4,760
Palencia	0,123	1,324	2,989	0,000	4,813
Las Palmas	0,229	0,741	3,043	-0,001	4,824
Pontevedra	0,115	1,010	3,397	0,000	4,752
Salamanca	0,086	0,944	2,959	-0,003	4,904
Tenerife	0,131	0,819	2,987	-0,003	4,759
Santander	0,185	0,821	3,301	0,000	4,800
Segovia	0,137	1,083	3,176	-0,023	4,840
Sevilla	0,156	0,909	2,765	-0,014	4,707
Soria	0,235	0,880	3,493	-0,022	4,820
Tarragona	0,283	0,808	3,490	0,000	4,817
Teruel	0,104	0,894	3,753	-0,026	4,918
Toledo	0,045	1,125	3,443	-0,010	4,883
Valencia	0,143	0,990	3,175	-0,014	4,701
Valladolid	0,141	1,425	2,614	0,000	4,783
Vizcaya	0,210	1,229	2,831	0,000	4,727
Zamora	0,098	1,314	2,857	0,000	4,853
Zaragoza	0,215	0,705	3,793	0,000	4,741

Fuente: Elaboración propia

3.6. Análisis de las estimaciones de los parámetros obtenidas para el total nacional y las provincias españolas

A continuación, se inicia un análisis de las estimaciones paramétricas obtenidas en el anterior apartado. Dicho análisis, permitirá:

- Determinar la existencia de relaciones entre los distintos parámetros, una vez que el estudio teórico ha identificado la naturaleza individual de cada uno de ellos. Dichas relaciones se introducirán en el modelo que enlaza factores y parámetros en un contexto multiecuacional.

- Profundizar en el significado de los parámetros y en su interpretación en el caso concreto de estudio, obteniendo las características relevantes de la evolución de la distribución de la renta en España en el período 1973-1991, a partir de la información económica que contienen los parámetros.

3.6.1. Análisis de las estimaciones de los parámetros de la distribución gamma

Comenzaremos analizando las estimaciones obtenidas al utilizar la distribución gamma como modelo de la distribución de la renta en el caso español. Para ello, en primer lugar, se estudiarán de manera aislada para pasar posteriormente a su análisis conjunto.

3.6.1.1. Evolución de las estimaciones de los parámetros

Para el conjunto nacional, los valores estimados de los parámetros presentan la evolución reflejada en la tabla 3.5 y en el gráfico 3.35, donde se aprecia el aumento continuado en el parámetro de igualdad y la disminución global en el parámetro de escala para la distribución expresada en pesetas constantes de 1986.

EBPF	λ	α	Incremento	% λ	% α
1973/74	4,522	2,425	**1973-1981**	1,674	6,592
1980/81	4,597	2,584	**1981-1991**	-6,660	12,460
1990/91	4,291	2,906	**1973-1991**	-5,097	19,874

Tabla 3.5. Estimaciones de los parámetros de la distribución gamma para el total nacional

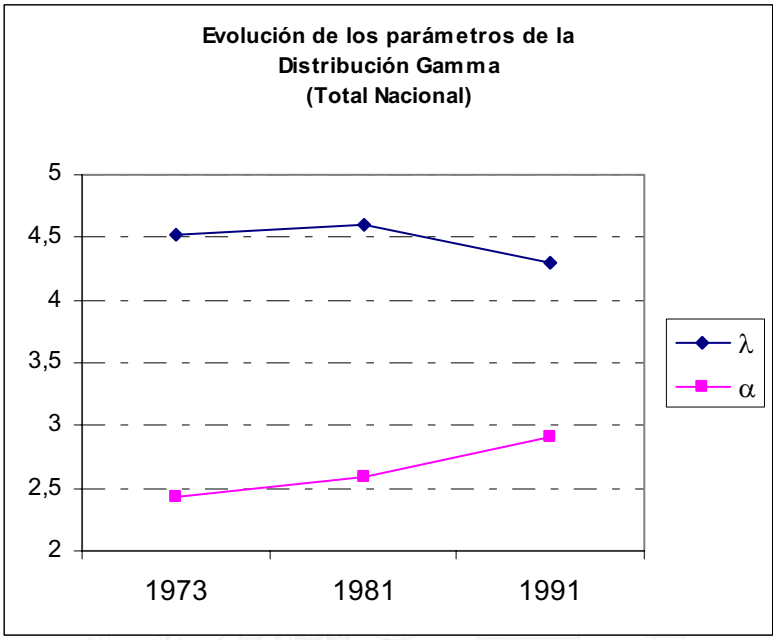


Gráfico 3.35. Evolución de las estimaciones de los parámetros de la distribución gamma para el total nacional

La disminución, a lo largo del período global, de las estimaciones del parámetro de escala, con dimensión inversa a la renta, indica el crecimiento de la renta, en pesetas constantes de 1986, en el período 1973-1991, basado fundamentalmente en el incremento experimentado entre 1980/81 y 1990/91. Entre 1973/74 y 1980/81, se registra una leve disminución, que refleja el casi estancamiento de la renta media en pesetas constantes en este período, conclusión ya expuesta en otros estudios[24].

El aumento del parámetro de igualdad es sostenido, siendo el período 1980-1991 el de mayor incidencia sobre dicho parámetro, ya que éste aumenta un 12,5%, frente al 6,6% de la década anterior. Estas conclusiones coinciden con las obtenidas a partir de la consideración de indicadores de desigualdad tales como el índice de Gini, que disminuye de la misma forma y con mayor intensidad en 1981-1991.

Similares conclusiones se obtienen si estudiamos las estimaciones por provincias, cuyas distribuciones para cada EBPF se resumen en los gráficos 3.35 y 3.36 mediante diagramas de caja. Ambos gráficos ponen de manifiesto la trayectoria ascendente del parámetro

[24] Ver, por ejemplo, Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996) donde se calcula un incremento aproximado de la renta media disponible, en pesetas constantes, del 5% frente a un incremento del 20% en el período 1981-1991.

de igualdad y la descendente del parámetro de escala, relacionado de manera inversa con la magnitud de la renta. La conclusión es, por tanto, que, a lo largo de los años estudiados, se produce un aumento de la masa de rentas a repartir y un mayor equilibrio en la forma de reparto.

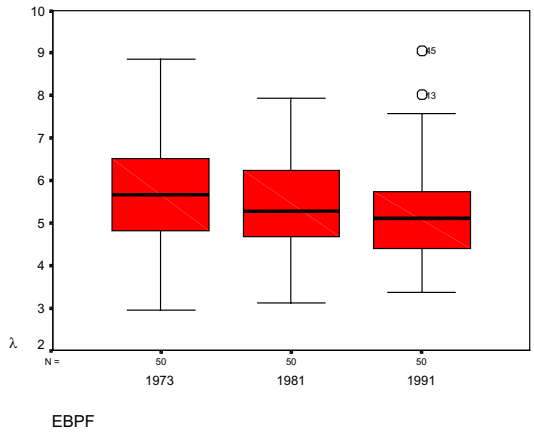


Gráfico 3.36. Diagramas de caja correspondientes a las estimaciones del parámetro λ de la distribución gamma para las provincias españolas.

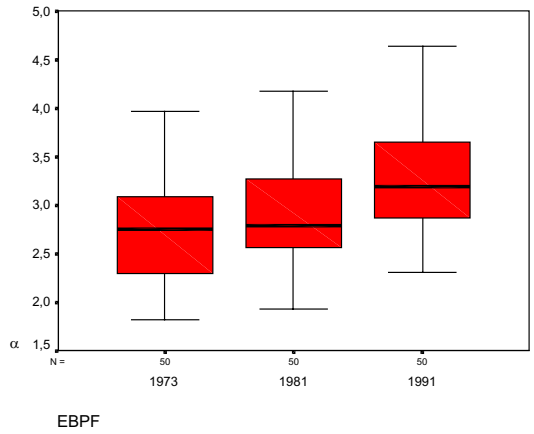


Gráfico 3.37. Diagramas de caja correspondientes a las estimaciones del parámetro α de la distribución gamma para las provincias españolas.

En cuanto a las diferencias interprovinciales, los coeficientes de variación de las estimaciones del parámetro λ, para cada encuesta, son respectivamente 0,22, 0,19 y 0,23 y, para las del parámetro α, 0,20, 0,18 y 0,19. Estas cifras sugieren que, respecto al parámetro de

escala, se siguen manteniendo las diferencias entre provincias y que la evolución, en términos relativos, es similar para el parámetro de igualdad. Estos resultados indican, por tanto, que no existe una reducción de disparidades de igualdad o renta media entre las distintas provincias, aunque dentro de cada entidad sí se produzca una disminución de la desigualdad y un aumento de la renta media.

La evolución de los parámetros en las distintas provincias sigue trayectorias diferentes según cada caso particular. La mayor parte de estas trayectorias, para el caso del parámetro de escala, son descendentes, sobre todo en el período global, en el que 32 provincias experimentan una caída en la estimación del parámetro de escala. En cuanto al parámetro de igualdad, la variedad de patrones es menor y, excepto en el periodo 1973-1981 en el que la mitad de provincias ven aumentada su desigualdad y la otra mitad la reducen, se observa que se producen reducciones de la desigualdad en 40 provincias, tanto entre 1980 y 1991 como en el período global.

Un análisis más detallado permite constatar que la evolución de las estimaciones del parámetro α muestra trayectorias variadas en relación con el aumento o disminución de la desigualdad: en algunas provincias se da una reducción continuada del parámetro, en otras un aumento y en otras un máximo o mínimo en el corte temporal correspondiente a 1980/81. Estas trayectorias se corresponden con la evolución de la desigualdad que marca, entre otros indicadores, el índice de Gini, y que viene a corroborar la conclusión de que existe una variedad de situaciones y trayectorias en el desarrollo regional, aunque se observe una tendencia general hacia la igualdad.

En la interpretación económica del parámetro α de la distribución gamma, se solapan muchos efectos y es difícil obtener conclusiones más matizadas sobre la evolución de la desigualdad, puesto que un incremento de este parámetro, manteniendo constante el de escala, produce también aumentos sobre las medidas de posición; por tanto, parece coherente que su evolución en este período sea creciente, reflejando así tanto una mayor igualdad de rentas como un aumento de la renta media, expresada en pesetas constantes.

Por otra parte, la evolución seguida por las distintas provincias, en cuanto al parámetro de escala, indica unos patrones de convergencia similares entre ellas, con trayectorias que, en todos las casos, implican una disminución progresiva del parámetro, si

consideramos rentas corrientes, lo que supone un crecimiento de la renta media nominal. La renta media expresada en pesetas constantes aumenta en general pero a tasas más moderadas y ya no en todos los casos.

3.6.1.2. Estudio de las relaciones entre las estimaciones de los parámetros

Para estudiar la relación entre los parámetros de la distribución gamma y, posteriormente, de la familia Dagum, nos basaremos en primer lugar en las correlaciones obtenidas en el proceso de estimación utilizado y, en segundo lugar, en las correlaciones calculadas sobre las estimaciones finales.

Como resultado del proceso de estimación, se obtiene la matriz de correlación asintótica que contiene las correlaciones existentes entre las estimaciones que se han ido obteniendo en las sucesivas iteraciones hasta conseguir la convergencia en la solución final. Estas correlaciones servirán de apoyo para establecer el tipo y la intensidad de la relación entre los parámetros estimados, lo que facilitará el diseño del modelo causal que relacione factores y parámetros.

Las distribuciones de los coeficientes de correlación procedentes de las matrices de correlación asintótica facilitadas por el programa SAS, permiten construir la tabla 3.6, en la que puede apreciarse que las correlaciones medias entre los dos parámetros de la distribución gamma superan un valor de 0,9, lo que indica una fuerte intensidad de la relación directa entre ambos parámetros, que deberá repercutir, en alguna medida, en el modelo que relacione a ambos con los factores.

Coeficientes de correlación en el proceso de estimación Estimaciones de los parámetros λ y α de la distribución gamma			
Estadísticos descriptivos	**1973/74**	**1980/81**	**1990/91**
Media	0,901	0,902	0,914
Desviación Típica	0,028	0,023	0,017
Rango	0,178	0,107	0,060
Mínimo	0,771	0,838	0,883
Máximo	0,949	0,944	0,943

Tabla 3.6. Estadísticos descriptivos de las correlaciones en la estimación de los parámetros de la distribución gamma

Si se analizan, por otra parte, las correlaciones entre las estimaciones finales provinciales de los parámetros de la distribución gamma (tabla 3.7), se observa que son

significativas y directas en cada uno de los cortes temporales y en el período global. Por tanto, por término medio, cuando la provincia evoluciona aumentando en nivel de renta, también lo hace aumentando su nivel de desigualdad, lo que no impide una variedad de patrones en esta relación que repercutiría de diferente forma en el nivel de bienestar de los individuos, si utilizamos como herramienta de medición el *Indicador de nivel de vida-renta*[25].

Coeficientes de correlación de las estimaciones de λ y α		
	Coeficiente	Sig.
Período global	**0,502**	0,000
1973/74	**0,534**	0,000
1980/81	**0,556**	0,000
1990/91	**0,733**	0,000

Tabla 3.7. Coeficientes de correlación de las estimaciones finales de los parámetros de la distribución gamma

En el terreno de la interpretación económica, se concluye que la igualdad, medida por el parámetro α, está asociada a niveles bajos de renta en el caso de las estimaciones de las provincias españolas. Sin embargo, no se puede admitir, sin más, una relación de causalidad entre los dos parámetros; ésta deberá plantearse mediante una argumentación económica que pueda ser contrastada posteriormente a través de la estimación de un modelo. En cualquier caso, todas las conclusiones aquí obtenidas, en cuanto a su significado económico, quedan supeditadas a la adecuación del modelo probabilístico gamma para el caso español y, en este aspecto, ya es conocido que los ajustes conseguidos por los modelos de Dagum son mejores que los obtenidos con la distribución gamma.

3.6.2. Análisis de las estimaciones de los parámetros de los modelos de Dagum

3.6.2.1. Evolución de las estimaciones de los parámetros

[25] Este término fue acuñado por Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996), para acotar el alcance, dentro del campo de la medición del bienestar social, de un indicador basado en dos componentes: renta media e indicador de desigualdad, siendo función creciente del primero y decreciente del segundo.

La trayectoria seguida por la distribución personal de la renta en España, a través de las estimaciones de los parámetros del modelo de Dagum, muestra las siguientes características persistentes en todo el período de estudio:

- Un aumento del parámetro de escala λ como consecuencia del aumento de la renta real disponible.
- Una disminución del parámetro de igualdad β.
- Un aumento del parámetro de igualdad δ.
- Un aumento del parámetro α, lo que indica una disminución de la renta mínima de la distribución para el caso de la distribución de Dagum tipo III.

Estos rasgos evolutivos se ilustran en la tabla 3.8 y el gráfico 3.38.

EBPF	λ	α	δ	β	Increm.	%λ	%α	%δ	%β
1973/74	0,102	-0,008	2,584	1,056	**74-81**	15,3	99,0	7,1	-6,6
1980/81	0,118	-84E-5	2,768	0,987	**81-91**	53,4	100,0	7,7	-3,4
1990/91	0,181	-99E-9	2,980	0,953	**73-91**	76,8	100,0	15,3	-9,8

Tabla 3.8. Estimaciones de los parámetros del modelo Dagum III para el total nacional

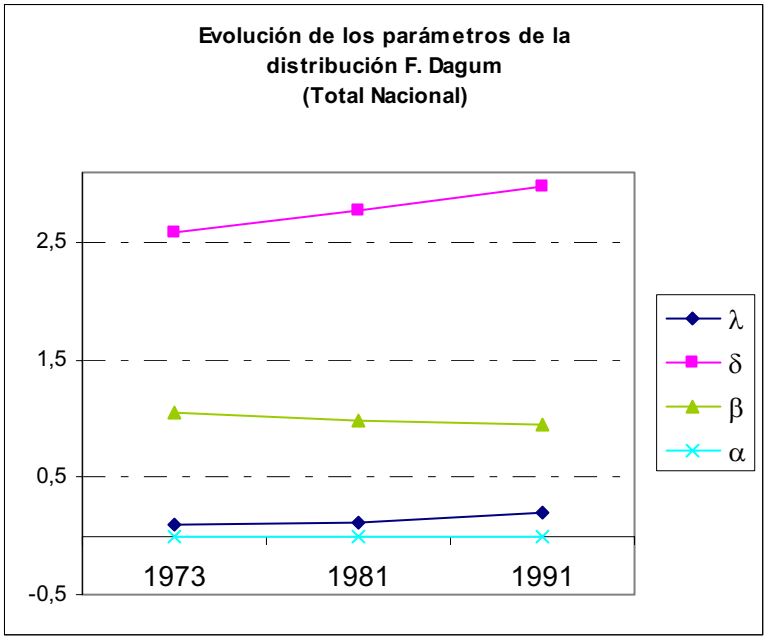


Gráfico 3.38. Evolución de las estimaciones de los parámetros de la distribución de Dagum para el total nacional

La evolución que sigue España en el período es la propia de un patrón de desarrollo económico que viene marcado, como señalaba Dagum en un seminario celebrado en la

Universidad de Alcalá en 1994[26], por una disminución del parámetro de igualdad β y un aumento simultáneo del parámetro δ. En los trabajos empíricos de Dagum, también se comprueba que un mayor desarrollo implica este proceso de sustitución de un tipo de igualdad por otra; así se deduce para el caso de Estados Unidos (Dagum, 1980b) o en una comparación transversal y longitudinal para los casos de Argentina, Estados Unidos, Canadá y Sri Lanka (Dagum, 1977a).

De acuerdo con el significado expuesto de ambos parámetros, el incremento de las estimaciones obtenidas para δ implicaría que la distribución ha sufrido un proceso de redistribución pura, reduciendo la participación de renta de los percentiles superiores y aumentando la de los inferiores. Este fenómeno ha podido producirse, entre otras causas, por la introducción de mayor progresividad en el sistema impositivo a la vez que el crecimiento económico ha permitido aumentar las rentas en general. La reforma fiscal que se diseña en 1977, y su continuación en 1983, pueden explicar el comportamiento del parámetro δ, debido al cambio de un sistema fiscal que se apoyaba más en impuestos indirectos regresivos hacia otro nuevo basado en impuestos personales y progresivos. Esta forma de redistribución parece caracterizar más a la evolución de la distribución de la renta española, en lugar de un sistema apoyado únicamente en políticas de protección social sobre capas bajas de ingresos o en mejoras generalizadas para todas las clases sociales, sin afectar significativamente al extremo superior de la distribución.

El parámetro β sufre por el contrario un descenso a lo largo del período. Un aumento de este parámetro indicaría una redistribución que mejoraría la situación de todos los percentiles de renta, con especial incidencia sobre los inferiores y medios. En el caso de España, la disminución del parámetro supondría que las políticas de redistribución basadas en transferencias a los más pobres y aumentos de gastos en servicios como vivienda, educación o sanidad, no son la clave exclusiva de la redistribución operada en este período, sino que a todas estas medidas les acompaña un retroceso relativo de los percentiles superiores, reduciéndose a la vez la polarización de las rentas.

[26] En dicho seminario, Dagum señalaba que un aumento del parámetro β y una disminución de δ provocaba una fuerte polarización en la distribución y establecía como características de las distribuciones de los países en desarrollo tener un parámetro $\beta > 1$ y que $2 < \delta < 3$. Ambas condiciones se cumplían en el caso de España en 1973.

El parámetro de escala de la distribución de Dagum muestra un incremento a lo largo del tiempo, con más fuerza entre 1981 y 1991. Este parámetro no hace sino registrar el incremento de la renta real experimentado en España en el período de estudio, que evita el efecto pernicioso que habría supuesto la exclusiva elevación del parámetro δ, con derivada negativa con respecto a la renta media. Por tanto, el parámetro muestra, en cierto modo, cómo el crecimiento económico del período repercute en la distribución produciendo una mayor masa de renta a repartir. Este incremento continuado no es captado, sin embargo, por el parámetro de escala de la distribución gamma que señalaba un descenso real de la renta en 1973-1981, apreciándose así su menor adaptación a la situación real descrita.

BIBLIOTECA VIRTUAL

En cuanto al parámetro α relacionado con la renta mínima, su evolución indica un retroceso en cuanto a las políticas de apoyo a las clases más bajas, ya que el continuo aumento en el valor del parámetro indica que la renta mínima estimada se va reduciendo progresivamente. Esta conclusión, aparentemente sorprendente, podría perder validez si tenemos en cuenta que el mínimo de la distribución puede quedar fuertemente influenciado por el mínimo muestral, más propenso a errores de observaciones extremas o a la posibilidad de que un dato aislado determine, por sí mismo, el mínimo de la distribución.

Además de estas razones, y en referencia a los datos utilizados en la estimación, deben destacarse dos consideraciones sobre las limitaciones de comparabilidad de las estimaciones obtenidas para el parámetro α:

- La recogida de datos en la EBPF de 1990/91 es más rigurosa y exhaustiva que en las anteriores encuestas, lo que propicia la aparición de un número considerable de rentas disponibles negativas (consideradas nulas), circunstancia que no es apreciable en la encuesta de 1980/81 y menos en la de 1973/74.

- Los valores estimados del parámetro α son prácticamente nulos, dando lugar a una gran similitud de los modelos estimados con la distribución de Dagum de tipo I.

Considerando la evolución de las distintas provincias españolas, se obtienen, en general, los mismos resultados que para el total nacional. Así, la media de las estimaciones de los parámetros de igualdad β sufre un retroceso a lo largo de todo el período de estudio, al contrario que la media de las estimaciones de los parámetros δ, que presenta un aumento.

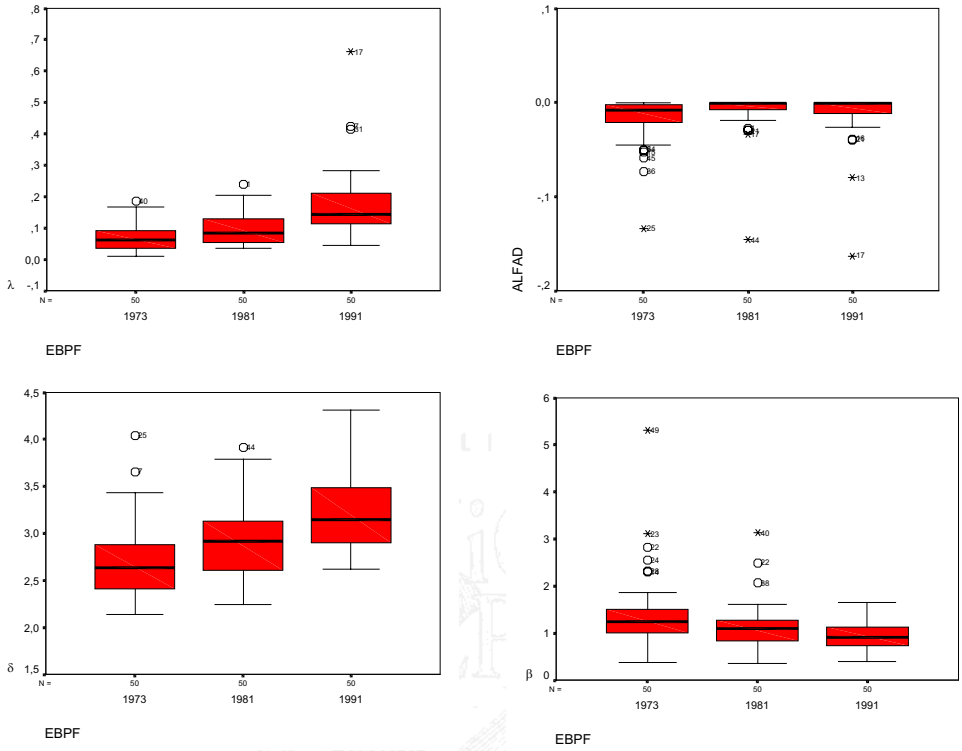


Gráfico 3.39. Diagramas de caja correspondientes a las estimaciones de los parámetros de la Familia Dagum para las provincias españolas.

En cuanto a las trayectorias seguidas por las distintas provincias, se aprecian diferencias en torno a unos tipos generales de tendencia, diferentes para cada parámetro. No se presentan los gráficos de trayectorias provinciales porque resultan confusos al considerarse 50 casos, pero una detallada observación de las diferentes estimaciones, la contabilización de los aumentos y disminuciones y el cálculo de determinados estadísticos descriptivos, que se presentan en la tabla 3.9, permite realizar las siguientes consideraciones:

- Respecto al parámetro de escala, se mantiene la diversidad provincial a lo largo del período con cierta convergencia entre provincias en el año 1981, donde se reduce el coeficiente de variación para luego volver en el 91 a los niveles del 73. Se producen aumentos generalizados en casi todas las provincias con respecto a la referencia temporal anterior y, en el período global, son sólo dos las provincias que experimentan un retroceso: Segovia y Toledo.

- En cuanto al parámetro δ, se observa una progresiva convergencia provincial, con una reducción continuada del coeficiente de variación en casi un 2%. Predominan, en este caso, los patrones de crecimiento, de forma más contundente en el período global donde sólo en 6 provincias disminuye el valor del parámetro δ.

- La evolución del parámetro β sigue un sentido opuesto a δ, observándose una progresiva reducción del mismo como tendencia generalizada en la mayor parte de las provincias. Esta tendencia no es tan uniforme como en el caso de δ, ya que 12 provincias mantienen un valor más alto del parámetro en 1991 que el que tenían en 1973. Sin embargo, la tendencia a la homogeneización es más intensa que en el caso del parámetro δ, observándose mayores reducciones del coeficiente de variación de las estimaciones de este parámetro.

- Respecto al parámetro α, no se observa un patrón de convergencia provincial, presentando una evolución dispar con mayores aumentos que disminuciones en 1973-1981 y la situación inversa en 1981-1991. Hay que señalar que ambas tendencias no son claramente mayoritarias. Globalmente, 36 provincias experimentan un crecimiento en el parámetro α, lo que indicaría una reducción de la renta mínima, conclusión sujeta a las limitaciones anteriormente presentadas.

Las consideraciones anteriores nos permiten concluir que las provincias españolas siguen, en general, la misma evolución que el conjunto nacional en cuanto a los parámetros de la distribución de Dagum, apreciándose además claras tendencias a la convergencia en los parámetros de igualdad, β y δ, mientras que no hay tal aproximación en el parámetro de escala. El comportamiento de α resulta errático y no nos permite concluir más que un aumento de la dispersión provincial y una tendencia poco marcada hacia aumentos del mismo.

	Estimaciones											
	λ			**δ**			**β**			**α**		
Estadísticos	**1973/74**	**1980/81**	**1990/91**	**1973/74**	**1980/81**	**1990/91**	**1973/74**	**1980/81**	**1990/91**	**1973/74**	**1980/81**	**1990/91**
Media	0.070	0.097	0.172	2.705	2.915	3.226	1.395	1.126	0.961	-0.017	-0.011	-0.008
Desv. Típica	0.042	0.051	0.104	0.399	0.393	0.410	0.777	0.470	0.275	0.024	0.026	0.022

Coef. Variación	0.599	0.527	0.606	0.148	0.135	0.127	0.557	0.418	0.287	1.473	2.438	2.606
	Global	**73-81**	**81-91**	**Global**	**73-81**	**81-91**	**Global**	**73-81**	**81-91**	**Global**	**73-81**	**81-91**
Disminuciones	2	12	8	6	15	16	38	34	30	14	17	29
Aumentos	48	38	42	44	35	34	12	16	20	36	33	21

Tabla 3.9. Estadísticos descriptivos referentes a las distribuciones provinciales de los parámetros del modelo Dagum III

3.6.2.2. Estudio de las relaciones entre las estimaciones de los parámetros

El sistema de correlaciones existente entre los parámetros de la Familia de Dagum presenta una estructura más compleja y enriquecedora que en el caso de la distribución gamma. La existencia de cuatro parámetros con significados económicos definidos arroja una serie de relaciones de interés.

En cuanto a las correlaciones observadas en las matrices asintóticas obtenidas en la estimación (tabla 3.10), no se presentan claras tendencias, salvo la fuerte relación inversa entre los parámetros de igualdad, circunstancia observada en todas las estimaciones y en todos los cortes temporales, con una gran homogeneidad en las 150 estimaciones realizadas. Además, es destacable que el parámetro de escala presenta una relación directa con δ e inversa con β en 1991, lo que ya parece adelantar que el patrón general de crecimiento de la renta se acompaña de valores altos de δ y bajos de β.

Si atendemos ahora al esquema de correlaciones entre las estimaciones finales (tabla 3.11), se observa una férrea estructura de correlación entre parámetros, puesto que todas las correlaciones bivariadas son significativas y estables en signo a lo largo del tiempo, pudiendo deducirse además las siguientes características:

- El rasgo más claro de la matriz de correlaciones, radica en la fuerte correlación negativa entre los parámetros de igualdad β y δ.
- El parámetro de escala presenta correlaciones positivas con el parámetro δ, mientras que son negativas con los parámetros α y β.
- El parámetro α presenta correlaciones negativas con δ y positivas con β.

Estadísticos descriptivos de las distribuciones de los coeficientes de correlación asintóticos			
	1973/74	**1980/81**	**1990/91**
λ δ			
Media	-0.663	-0.278	0.676
Desviación típica	0.265	0.307	0.102
Coef. Variación	0.400	1.104	0.151
Mínimo	-0.948	-0.792	0.335
Máximo	0.165	0.603	0.842
λ β			
Media	0.197	-0.210	-0.913
Desviación típica	0.329	0.306	0.060
Coef. Variación	1.674	1.455	0.065
Mínimo	-0.673	-0.940	-0.978
Máximo	0.645	0.421	-0.675
λ α			
Media	-0.095	-0.276	-0.391
Desviación típica	0.231	0.274	0.372
Coef. Variación	2.426	0.991	0.952
Mínimo	-0.757	-0.878	-0.859
Máximo	0.324	0.007	0.012
β δ			
Media	-0.831	-0.838	-0.842
Desviación típica	0.014	0.014	0.012
Coef. Variación	0.017	0.016	0.014
Mínimo	-0.862	-0.873	-0.870
Máximo	-0.794	-0.792	-0.803
α δ			
Media	-0.408	-0.270	-0.244
Desviación típica	0.199	0.237	0.234
Coef. Variación	0.486	0.877	0.957
Mínimo	-0.587	-0.585	-0.561
Máximo	0.008	0.005	0.011
α β			
Media	0.674	0.449	0.414
Desviación típica	0.324	0.390	0.393
Coef. Variación	0.480	0.869	0.949
Mínimo	-0.011	-0.007	-0.012
Máximo	0.918	0.921	0.931

Tabla 3.10. Estadísticos descriptivos de las distribuciones de los coeficientes de correlación asintóticos en la estimación de los parámetros de la distribución de Dagum

Correlaciones	$\lambda\alpha$	$\lambda\beta$	$\lambda\delta$	$\beta\alpha$	$\beta\delta$	$\delta\alpha$
73-91	**-0,283**	**-0,395**	**0,498**	**0,297**	**-0,620**	**-0,331**
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1973/74	**-0,448**	**-0,521**	**0,577**	**0,400**	**-0,556**	**-0,472**
	0,001	0,000	0,000	0,004	0,000	0,001
1980/81	**-0,143**	**-0,396**	**0,483**	**0,306**	**-0,718**	**-0,424**
	0,322	0,004	0,000	0,030	0,000	0,002
1990/91	**-0,483**	**-0,318**	**0,232**	**0,456**	**-0,629**	**-0,389**
	0,000	0,024	0,106	0,001	0,000	0,005

Tabla 3.11. Coeficientes de correlación entre las estimaciones finales de los parámetros de la distribución de Dagum.

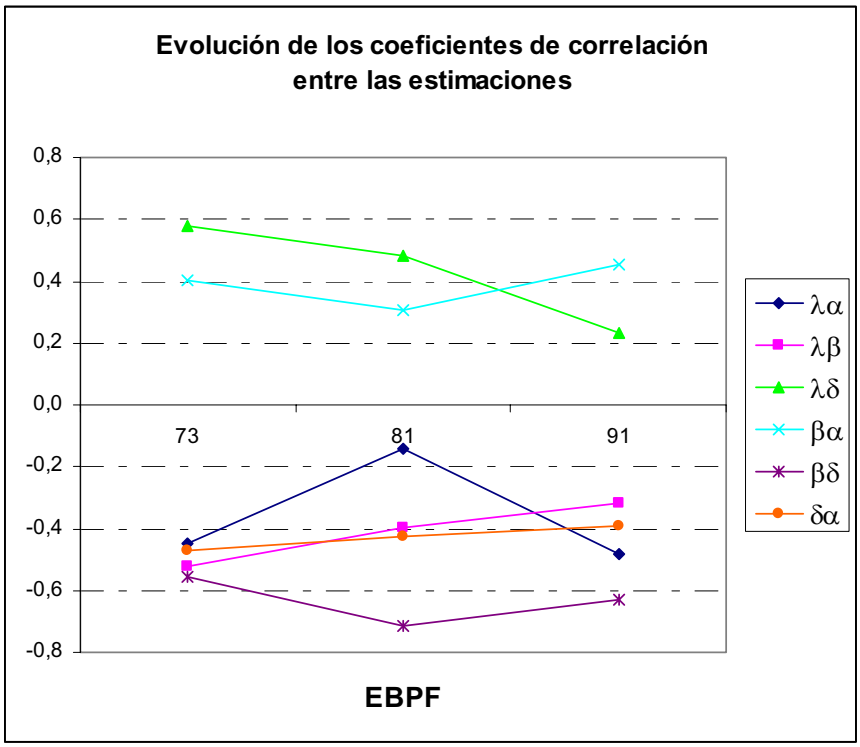


Gráfico 3.40. Evolución de los coeficientes de correlación entre las estimaciones de los parámetros de la Familia Dagum.

Para profundizar en el significado de los parámetros y del esquema de relaciones que se establecen entre ellos, para el caso concreto de las provincias españolas en el periodo 1973-1991, se ha realizado un análisis de componentes principales en cada corte temporal, que arroja los siguientes resultados expresados en los gráficos de componentes y tablas de resultados adjuntos.

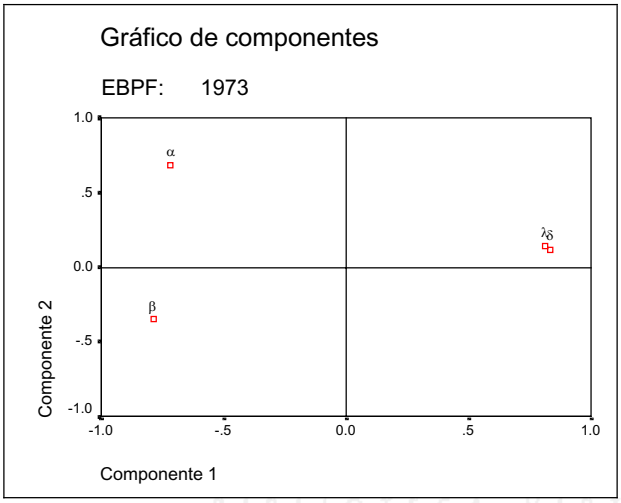


Gráfico 3.41. Gráfico de coeficientes de los dos primeros componentes principales (EBPF 1973/74)

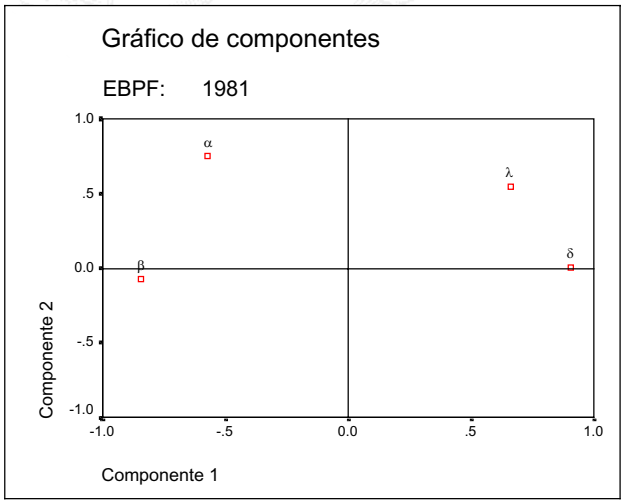


Gráfico 3.42. Gráfico de coeficientes de los dos primeros componentes principales (EBPF 1980/81)

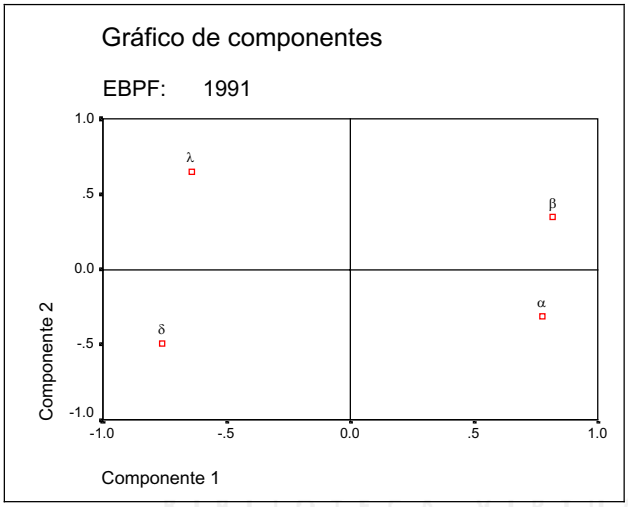


Gráfico 3.43. Gráfico de coeficientes de los dos primeros componentes principales (EBPF 1990/91)

		Varianza total explicada		Coeficientes		
Componente	**Autovalores**	**% de varianza**	**% acumulado**	**Par.**	**Componente**	
1973/74					1	2
1	2,494	62,341	62,341	λ	0,813	0,139
2	0,620	15,490	77,832	δ	0,834	0,119
3	0,474	11,840	89,671	β	-0,787	-0,351
4	0,413	10,329	100,000	α	-0,718	0,680
1980/81						
1	2,289	57,217	57,217	λ	0,661	0,544
2	0,862	21,559	78,777	δ	0,904	0,005
3	0,590	14,758	93,535	β	-0,842	-0,075
4	0,259	6,465	100,000	α	-0,571	0,749
1990/91						
1	2,266	56,644	56,644	λ	-0,641	0,652
2	0,888	22,197	78,841	δ	-0,763	-0,495
3	0,484	12,095	90,936	β	0,820	0,345
4	0,363	9,064	100,000	α	0,775	-0,314

Tabla 3.12. Resultados del análisis de componentes principales realizado sobre las estimaciones de los parámetros de la Familia Dagum.

En el análisis de componentes principales aplicado a las estimaciones, la primera componente principal se revela como factor explicativo fundamental de los datos al ser la única cuyo autovalor supera la unidad y que cuenta con un poder explicativo comprendido entre el 56 y el 62% de la variabilidad de la información contenida en los datos. Esta componente tiene una estructura estable a lo largo del tiempo, de forma que revela una relación subyacente entre los parámetros con carácter estructural.

En cuanto al significado de esta primera componente, se observa que es una combinación lineal que asocia con el mismo signo a los parámetros λ y δ, enfrentándolos a β y α, ambos con signo contrario. Así, en el caso en que λ y δ tuvieran coeficientes positivos en la correspondiente combinación lineal, obtendríamos puntuaciones altas para aquellas provincias con elevados valores de estos dos parámetros. En este caso, se trataría de provincias con una elevada renta y nivel de igualdad procedente de una redistribución pura, característica de países desarrollados, representada por δ. Las puntuaciones serían bajas para provincias con elevados valores de β, parámetro de igualdad característico de países en desarrollo, y elevados valores de α y, por consiguiente, bajas rentas mínimas. El análisis es el mismo para 1991, si se consideran los signos cambiados y, por tanto, las tendencias apuntadas en 1973 y 1981.

Por tanto, esta primera componente sería un indicador de crecimiento equilibrado característico de las provincias con un patrón de incremento de la renta acompañado de una distribución adecuada de la misma. Frente a estas provincias, se encontrarían las que experimentan bajos crecimientos de renta media acompañados de disminuciones de rentas mínimas y altos valores del parámetro β, circunstancias que provocan, en palabras de Dagum, una "polarización" en la distribución.

$$\textit{Primera Componente} = a_{1i}\lambda_i + a_{2i}\delta_i + a_{3i}\beta_i + a_{4i}\alpha_i$$

"Crecimiento despolarizador"

Siendo $a_{1i}, a_{2i}>0$ y $a_{3i}, a_{4i}<0$

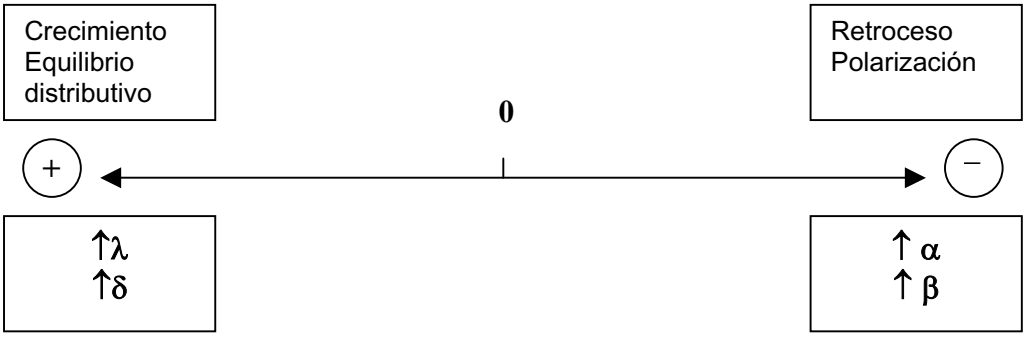


Gráfico 3.44. Interpretación de la primera componente principal del análisis de 1973/74 y 1980/81

Los demás componentes tienen un poder explicativo mucho menor, según el porcentaje de varianza explicada, además de que no cuentan con una estabilidad en su

composición, manifestando, en algunos casos, las peculiaridades del parámetro α, frente a los demás.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Capítulo 4

Factores determinantes de la distribución personal de la renta. Selección y análisis de indicadores agregados para las provincias españolas

4.1 Introducción

Según el desarrollo metodológico presentado en el capítulo 2, antes de formular modelos que relacionen parámetros con factores, es necesario un análisis previo de ambos elementos integrantes. Así, de la misma forma que, en el capítulo 3, se realiza una selección de distribuciones probabilísticas y un análisis de sus parámetros como variables dependientes de los modelos; en el presente capítulo, se acomete la tarea de seleccionar y analizar las variables explicativas que medirán el efecto de los factores.

El análisis previo de las variables explicativas comenzará por una delimitación teórica de los factores determinantes de la distribución personal de la renta susceptibles de ser tratados en estudios de tipo agregado. El punto de partida de esta tarea será una revisión de los trabajos de reciente publicación para componer una panorámica inicial de los factores e indicadores. Seguidamente, se revisarán las teorías presentadas en el primer capítulo para extraer los factores que pueden medirse en un nivel colectivo y completar el cuadro de variables o indicadores. Se tratará pues de extraer del enfoque presentado en el capítulo 1, referido principalmente a

modelos econométricos para rentas individuales, su aplicación y adaptación razonada para obtener indicadores que resuman, en el nivel agregado, el comportamiento de los factores estudiados en el nivel microeconómico.

La materialización del objetivo de este análisis será la búsqueda y selección final de una batería de indicadores referentes a los factores en el caso español. En relación con dichos indicadores, se ha confeccionado una base de datos para las provincias españolas en los cortes temporales de las Encuestas Básicas, así como con valores retardados, para estudiar efectos a más largo plazo. En este sentido, en el presente capítulo, se introduce una panorámica general de dicha base de datos y diferentes consideraciones sobre las fuentes y la disponibilidad de datos para las provincias españolas en el período 1973-1991. La descripción detallada de la base de datos, finalmente construida, se presenta en el Anexo.

De la misma forma que se analizó la evolución de las estimaciones de los parámetros y su significado económico, el presente capítulo se cerrará con un análisis de la evolución de los factores determinantes en el caso español, lo que permite definir las coordenadas causales donde se enmarca la evolución de la distribución personal de la renta en España desde 1973 a 1991.

4.2. Delimitación y tratamiento de los factores determinantes de la distribución personal de la renta en el nivel agregado

Como ya se ha señalado, el estudio de la distribución personal de la renta, a partir de los parámetros de un modelo probabilístico, se complementa con la utilización de indicadores agregados, como variables representativas de los factores determinantes de la distribución, superando así el enfoque microeconómico de la formación de rentas individuales presentado en el primer capítulo. Una vez que se dispone de dichos indicadores para cada país, región o grupo, éstos podrán ser relacionados con las estimaciones de los parámetros de las funciones probabilísticas que modelizan las distribuciones de renta de dichos colectivos.

Con el fin de delimitar el cuadro de variables explicativas de la distribución de la renta personal en el nivel agregado, se comenzará por la consideración de las variables más

frecuentemente utilizadas en los trabajos representativos de las líneas actuales de investigación, generalmente referidos a datos de países. En segundo lugar, se tratará de contrastar y completar esta relación con indicadores agregados de los efectos de los factores que actúan sobre las rentas en el ámbito individual y microeconómico expuesto en el primer capítulo.

4.2.1. Los factores determinantes de la distribución personal de la renta en los estudios de tipo agregado. Revisión teórica y aportaciones recientes

En los estudios aplicados recientes sobre distribución de la renta, realizados en su mayor parte con muestras de países, se admite una relación de factores determinantes que podría sistematizarse de la siguiente forma, siguiendo en líneas generales el esquema que presentan De Janvry y Sadoulet (2000):

a) Crecimiento económico

Este factor ha sido el más estudiado como variable explicativa de la desigualdad en la distribución de la renta; sobre todo desde que Kuznets propusiera su conocida curva en la que se distinguían diferentes estadios en la evolución de la desigualdad de un país a medida que aumentaba la renta *per cápita* del mismo.

En la actualidad, parece haber consenso en que el aumento en el nivel de renta *per cápita* produce una reducción del nivel de pobreza y así se constata en los informes del Banco Mundial (1990) y en estudios como el de Psacharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee y Wood (1995), donde se comprueba cómo los ciclos económicos se proyectan sobre la evolución de la pobreza, reduciéndola en los períodos de auge y produciendo aumentos de la misma durante las recesiones.

Sin embargo, el efecto del crecimiento sobre la desigualdad de la renta continúa siendo un tema controvertido, como demuestra la publicación, casi simultánea, de trabajos que demuestran una influencia reductora sobre la desigualdad y otros que sostienen una escasa o negativa repercusión del crecimiento, apoyados ambos en diferentes conjuntos de datos. Así, por ejemplo, Psacharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee y Wood (1995) observan que la desigualdad se reduce en los países de América Latina cuando aumenta la renta *per*

cápita, mientras que Ravallion y Chen (1997) no encuentran razón alguna para sostener este efecto en un estudio realizado con datos de 42 países.

Un estudio muy reciente, realizado por Thornton (2001), viene finalmente a demostrar, para un conjunto de 96 países, que la relación entre desigualdad y desarrollo se corresponde con la hipótesis de la "*U*" invertida de Kuznets. El estudio se refiere al período posterior a la Segunda Guerra Mundial y utiliza como variables de análisis el índice de Gini, los quintiles de la distribución y el Producto Nacional Bruto real *per cápita*.

Existe también otra línea de trabajos que sostienen una influencia bidireccional de la desigualdad sobre el crecimiento económico, de forma que, además de la influencia del crecimiento sobre la desigualdad, se admite que un determinado nivel de desigualdad puede estimular el crecimiento por distintas vías de actuación. Una de estas vías de estímulo es la concentración del ahorro que, a su vez, favorece la inversión, extremo ya considerado por los economistas clásicos. Ejemplos de esta línea son los trabajos de Galor y Zeira (1993), Aghion y Volton (1997) y Alesina y Perotti (1996).

Como variable de medida del crecimiento económico se suelen utilizar las tasas de crecimiento del producto interior (bruto o neto), según los criterios del Banco Mundial que considera a este indicador como uno de los más adecuados para aproximar la capacidad económica y de progreso de un país. El producto interior, en términos *per cápita*, es también utilizado por la citada institución como medida de bienestar que sirve para generar las conocidas clasificaciones de países por niveles de desarrollo.

b) Características del crecimiento económico:

1. La *estabilidad del crecimiento*, dado que las tendencias continuadas de crecimiento económico repercuten de forma diferente que los episodios coyunturales de crecimiento o recesión que puede atravesar un país (Datt y Ravallion, 1998).
2. La *composición sectorial del crecimiento,* que provoca diferentes pautas de comportamiento en los cambios que se producen en el nivel de desigualdad o pobreza. Así, Ravallion y Datt (1996) encuentran que un crecimiento basado en la industria, con alta intensidad de capital, no tiene un efecto significativo sobre la pobreza y la desigualdad, mientras que la repercusión será mayor si el crecimiento está basado en el

sector primario y terciario, con una mayor intensidad de mano de obra en sus actividades

c) Comportamiento de determinados indicadores macroeconómicos.

1. A la *inflación* se le atribuyen controvertidos efectos sobre la desigualdad, ya comentados en el primer capítulo. En algunos trabajos, se asocia inflación con aumentos en la bolsa de pobreza, sobre todo cuando existe hiperinflación (Lustig y Deutsch, 1998). Al-Marhubi (2000), mediante regresiones aplicadas a datos referentes a 53 países en el período 1975-1995, llega a la conclusión de que una mayor desigualdad de la renta está asociada a una mayor tasa de inflación.

2. La *tasa de paro* es analizada en numerosos trabajos en los que se comprueba el impacto negativo de esta variable sobre la desigualdad (Bakker y Creedy, 2000). En el caso español, el estudio de Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996) señala unos efectos poco significativos del paro sobre la desigualdad.

3. La *depreciación del tipo de cambio* puede provocar un aumento de la igualdad si las rentas de los menos favorecidos (sector informal), ligados a sectores más aislados del exterior, se ven menos afectadas que las de los trabajadores de sectores abiertos y dinámicos de moderna tecnología (Sahn, Dorosh y Younger, 1996).

d) Variables que configuran la estructura sectorial y demográfica y las condiciones iniciales en cuanto a renta media, desigualdad y pobreza.

1. *La participación de la agricultura en el producto nacional*. La importancia relativa del sector agrícola, tradicionalmente con ingresos homogéneos, es analizada por muchos autores desde los trabajos pioneros de Oshima (1962) o Kuznets (1955). Este indicador marca la transición a estadios más avanzados de desarrollo económico y está relacionado con otras variables de interés como el porcentaje de población urbana o rural, que reúne determinadas características influyentes en la mayor o menor desigualdad de los ingresos (Cameron, 2000).

2. *Los factores demográficos*, tales como la natalidad o las migraciones, tienen efectos distributivos, a la vez que la desigualdad puede estimular o desincentivar determinados comportamientos referidos a estas variables de tipo demográfico. Ngwane, Ydavalli y Steffens (2001) realizan un estudio basado en un modelo de regresión, donde el índice de Gini es la variable dependiente que se explica a partir de variables demográficas referentes a pesos de determinados grupos de población, género del cabeza de familia, etc.; mediante este procedimiento, se constata la existencia de efectos cruzados entre las variables demográficas y la distribución personal de la renta.

3. *Condiciones iniciales* referidas al nivel inicial de renta *per cápita*, desigualdad y pobreza. La consideración de los niveles de renta *per cápita* correspondientes a períodos precedentes y de otras condiciones previas se desarrollan en el marco de análisis de las teorías sobre convergencia (Sala i Martin, 1996).

e) La educación

En el papel de la educación se centran numerosos trabajos, (Psacharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee y Wood, 1995; Alonso, 2001) que concluyen y constatan empíricamente que la mejora de los niveles educativos es una herramienta eficaz que permite reducir la desigualdad y la pobreza en las distribuciones de renta. La tasa de escolarización o el porcentaje de personas con determinados niveles educativos[1] son variables que permiten explicar la reducción de la desigualdad en las distribuciones de renta. El reciente trabajo de Zamudio (2001) prueba que la mejora de los niveles educativos de la población aumenta las rentas medias y hace disminuir la desigualdad para el caso de Méjico en el período 1984-1996. En los citados trabajos, se echa en falta la utilización de variables de gasto o inversión en educación, estudiándose así la influencia de la educación en la distribución personal de la renta a partir de variables referentes al estado o resultado del proceso educativo y no de la financiación del mismo, que sería un indicador indirecto e introduciría el problema de la eficiencia del sistema educativo.

[1] Bourguignon y Morrison (1998), por ejemplo, estudian la influencia sobre la distribución de la educación secundaria mediante indicadores del porcentaje de personas con estudios medios.

f) Por último, y fuera del esquema establecido por De Janvry y Sadoulet (2000), no debe dejarse de señalar la importancia de factores relacionados con las políticas redistributivas del Estado y determinados aspectos de tipo político tales como la independencia de los bancos centrales, la estabilidad y calidad democrática del sistema político, las reformas económicas emprendidas, el nivel de incertidumbre y confianza en los gobiernos y el grado de apertura de la economía. Como ejemplo de análisis de este tipo de factores, Al-Marhubi (2000) introduce variables que registran la frecuencia de golpes de Estado y revoluciones, el número de transiciones políticas y las repercusiones de éstas en los cambios de gobernadores del banco central emisor.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

En el caso español, un trabajo que trata de forma extensa los factores determinantes de la distribución de renta, considerados en un nivel agregado, es el realizado por Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996), en el que se propone una clasificación, según la acción que desarrollan los factores, en tres ámbitos:

1) *Ámbito de la producción,* donde se realizan las actividades que generan los pagos a los factores y dan lugar a la distribución primaria de la renta. En esta categoría, se incluyen todos los factores relacionados con el mercado de trabajo y el de capitales como son el desempleo, la tecnología, la concentración de la propiedad, etc.

2) *Ambito de la redistribución,* (*marco institucional*) que engloba el conjunto de programas públicos con flujos de renta positivos y negativos entre Estado e individuos, que suponen la redistribución de las rentas primarias, incluyendo la distribución de prestaciones sociales, distribución de la imposición, etc.

3) *Ámbito familiar* de la puesta en común y utilización conjunta en el hogar por sus miembros, concretado por la consideración de la renta *per cápita* o las diferentes escalas de equivalencia.

Definido este marco general, los autores analizan la influencia en la distribución española de los cambios sociodemográficos, los sistemas de impuestos y transferencias públicas, la desigualdad salarial generada a través de los distintos niveles de cualificación,

la flexibilidad de la contratación, el desempleo, la tecnología y las peculiaridades de la estructura productiva.

En el caso español, los efectos redistributivos del sistema impositivo son un factor importante, que ha sido analizado entre otros por Argimón y González Páramo (1987), Rabadán y Salas (1995) y Calonge y Manresa (2001). Los gastos en educación (Oliver, Ramos y Raymond, 2000) y sanidad (Jaén y Molina, 2001) y los gastos sociales (Bandrés, 1991; Estruch, 1995) han sido objeto de análisis en el caso español con el fin de comprobar sus efectos sobre la distribución de la renta.

Por el momento, únicamente se intenta acotar los factores que serán objeto de estudio y búsqueda de indicadores agregados que recojan su contenido informativo. El siguiente capítulo abordará la comparación de los resultados de los mencionados estudios con los que se obtengan del análisis aplicado, que se realizará para las provincias españolas.

4.2.2. La consideración de indicadores agregados sobre factores cuyo desarrollo teórico ha tenido lugar bajo un enfoque microeconómico

En el primer capítulo, se comprobó que el análisis económico de los factores determinantes de la distribución personal de la renta se había desarrollado, principalmente, a través de estudios econométricos que explicaban los mecanismos de generación o formación de la renta individual. Estos mecanismos de formación de la renta explicaban a su vez la desigualdad partiendo de la menor o mayor repercusión de los factores sobre cada una de las rentas individuales.

Una vez considerado este enfoque que no contempla los comportamientos globales de una sociedad, ya que ésta no es una mera suma de comportamientos individuales, queda la tarea de medir estos factores en un nivel agregado mediante indicadores que reflejen en términos colectivos la actuación microeconómica de los determinantes de la distribución personal de la renta.

Es evidente que algunos de los factores estudiados en el primer capítulo, tales como la suerte, la elección individual o la capacidad de las personas, no pueden ser analizados ni medidos de la misma forma en un nivel agregado; en los siguientes párrafos, se irán

trasladando las teorías sobre factores determinantes al plano agregado, mediante diferentes consideraciones.

a) La capacidad

La teoría de la capacidad o habilidad de los individuos no llegaba a proponer una delimitación clara del concepto y el contenido de este factor y, por tanto, no existe tampoco un conjunto definido de variables que puedan servir como referencia o medida objetiva de la influencia del factor capacidad a nivel individual. Además de la inteligencia general, autores como Lydall (1968) presentaban medidas complejas como el *"factor D"*, donde se incluye un compendio de rasgos personales tales como fuerza, energía, dinamismo, tenacidad y determinación del individuo, que dicho autor consideraba más importantes que el cociente intelectual para la obtención de rentas más altas. Además de la falta de consenso sobre los integrantes de la capacidad, también se habían postulado fórmulas diferentes para determinar la capacidad como resultado de la agregación ponderada de componentes interrelacionados, entre los que se incluían aspectos relativos al entorno.

Estas circunstancias provocan que los efectos de la capacidad se estudien asociados a los de la formación, de forma que es difícil diseccionar efectos exclusivos del factor capacidad en estudios empíricos, aplicados generalmente al análisis de la determinación del rendimiento educativo o el fracaso escolar en función de factores ambientales y hereditarios.

Las dificultades de medición que surgen en la propia teoría de la capacidad podrían solventarse de una forma objetiva, siendo conscientes de la reducción de la perspectiva del enfoque, con la consideración de las medidas desarrolladas por la Psicometría, consistentes principalmente en cocientes intelectuales y otras puntuaciones de tests psicológicos sobre habilidades innatas o destrezas de cualquier tipo. Pero los estudios disponibles en estos campos, no utilizan muestras de tamaños aceptables o no recogen datos rigurosos sobre rentas. Por otra parte, es difícil encontrar indicadores psicométricos en las encuestas de presupuestos, o en otras habitualmente utilizadas para el estudio de la distribución de la renta, por lo que un estudio de estos factores requeriría el diseño de encuestas específicas

para este objetivo. Esto supone un enorme obstáculo para la utilización final de indicadores de este factor, por lo que en el presente trabajo no se han considerado.

En cualquier caso, cuando estas encuestas estén disponibles, la construcción de indicadores agregados se basaría en medidas tales como el cociente intelectual medio o cualquier otra referida a algún aspecto de la capacidad. Asimismo, podrían obtenerse los porcentajes de individuos situados en determinados intervalos de puntuaciones de estas medidas.

b) La herencia genética o cultural

De la misma forma que la capacidad, la herencia genética y cultural es un factor de complicada medida tanto en el nivel individual como en el nivel agregado. Los factores hereditarios se establecen a través de la transmisión e historia propia de cada individuo y, por tanto, pierden su especificidad al considerarse para un conjunto poblacional. No obstante, las referencias a dotaciones genéticas o culturales transmitidas por los padres no son datos habitualmente contenidos en las encuestas, aunque sí es posible encontrar información sobre los progenitores respecto a niveles de estudio, profesiones o ingresos. Sin embargo, como se ha señalado, la consideración de estos indicadores indirectos, en un nivel agregado, difuminaría la conexión entre individuos.

Por otra parte, las encuestas de corte transversal referentes a ingresos, como son las de Presupuestos Familiares, presentan el inconveniente adicional de que, en la mayor parte de las unidades muestrales, los ingresos se refieren frecuentemente a los del sustentador principal del hogar, que suele ser generalmente el padre, o al único perceptor en los hogares con un único miembro. Esta circunstancia hace que los datos de ingresos de los hijos constituyan una pequeña parte de la muestra, que debería ser aislada para estudiar la influencia de las variables informativas de la situación de los padres, debiéndose obtener muestras específicas de tamaños demasiado reducidos, insuficientes para abordar estudios que permitan obtener resultados representativos. Aún así, este proceso de creación de submuestras de hijos sólo podría llevarse a cabo con la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990/91, que es la única que proporciona información individualizada de ingresos.

Las mencionadas dificultades y la necesidad de obtener datos provinciales, con el consiguiente riesgo de reducción aún mayor de las muestras iniciales, llevan a la imposibilidad de considerar la herencia, en su sentido más amplio, en este análisis que intenta cubrir la problemática de un amplio conjunto de factores determinantes.

c) Los factores estocásticos

El efecto de la suerte de los individuos de una colectividad irá asociado con sus rentas individuales susceptibles de afectación por este factor estocástico; sin embargo, será difícil cuantificar en términos globales el efecto de la suerte, dado que los *shocks* aleatorios a los que están sometidas las rentas podrían tener diferente signo y además, dada su naturaleza aleatoria, tenderían a compensarse. La vía de inclusión del factor estocástico en los modelos de tipo agregado consiste en atribuirle el papel de componente residual, que informa de la parte no explicada por las variables independientes incluidas en los modelos, parte que va reduciéndose progresivamente, debido a las mejoras en la especificación y a la disponibilidad de datos sobre nuevas variables adicionales. Esta componente residual puede ser la medida de la influencia de un factor latente no observable que, no obstante, podría ser estudiado mediante las distribuciones de los residuos de los modelos estimados (Hirschberg y Slottje, 1996).

d) La elección individual

Como ya se expuso, los modelos de la teoría de la elección individual se desarrollaban en el marco analítico utilitarista. Así, la renta de un individuo derivaba de un proceso de elección entre alternativas de renta o "no renta" (ocio), según la forma de su función de utilidad, de acuerdo a su aversión o preferencia por el riesgo. Esta versión de la influencia de la elección individual sobre la determinación de la renta, debida a Friedman (1953), determinaba finalmente la forma de la distribución a partir del porcentaje de individuos con aversión o preferencia por el riesgo.

Sin embargo, la medición de este tipo de actitudes presenta dificultades que surgen de la falta de una definición objetiva de los conceptos a medir y la inexistencia de instrumentos de medición, utilizables en la práctica, que permitan clasificar la preferencia o aversión de los individuos hacia el riesgo. De una forma indirecta, el porcentaje de empresarios o trabajadores dependientes, podría representar, en cierto modo, este tipo de actitudes, a pesar del fuerte supuesto que significaría utilizar la asociación del riesgo como actitud exclusiva de un tipo medio de empresario. El número medio de horas trabajadas podría ser también un indicativo de la elección entre trabajo-ocio, siempre que el trabajador pudiera elegir la duración de su jornada, supuesto tan irreal que justifica el rechazo de esta variable como exponente de la libre elección de los individuos.

BIBLIOTECA VIRTUAL

Por otra parte, la traslación de la teoría de la elección individual en el nivel agregado entraría en el polémico debate de las funciones de utilidad social, con la consiguiente consideración de problemas tales como las comparaciones interpersonales de utilidad. Ante este nivel de complejidad, las fuentes estadísticas disponibles no cubren esta parcela teórica y tampoco hay propuestas para la medición de este tipo de efectos agregados, si no es a partir de factores como el capital humano, que reflejan las consecuencias de las decisiones racionales, enfoque que se adoptará en el presente trabajo.

e) El capital humano

Los indicadores agregados relacionados con la teoría del capital humano serán, por el contrario, más sencillos de determinar puesto que son de frecuente utilización en los estudios de tipo agregado, como ya se comentó en el epígrafe anterior, refiriéndose fundamentalmente a tasas de analfabetismo, porcentaje de personas con estudios superiores, medios, etc.

Los modelos más utilizados en la teoría del capital humano, como determinante de la renta individual, son aquéllos que permiten determinar los rendimientos de la educación a partir del número de años de estudio o la consecución de determinados niveles educativos

representados por variables *dummies*. Las equivalencias de este tipo de variables, en el nivel agregado, serían el número medio de años de estudio o el porcentaje de individuos con determinados niveles educativos, como *outputs* del sistema educativo. Otras variables utilizadas en los modelos de rendimientos educativos serán de más difícil tratamiento en colectivos, como es el caso de la experiencia, sobre todo por la limitada disposición de datos referentes a esta variable.

Por otra parte, los *inputs* del sistema educativo tales como el gasto, inversión o capital público en educación, porcentaje de empleados del sector educativo, etc. se tratarán adecuadamente en un marco agregado que es el idóneo para medir los efectos de estas variables relacionadas con las diferentes políticas del Estado. En cualquier caso, los indicadores de gasto e inversión en educación requerirán un tratamiento individualizado debido a las peculiaridades de su asignación temporal. Esta problemática se discutirá de forma detallada en el siguiente epígrafe.

f) La edad y el ciclo vital

La teoría del ciclo vital sitúa a la edad como determinante del ritmo en la percepción de ingresos por los individuos. Los modelos que tratan de comprobar el efecto de la edad sobre los ingresos consisten básicamente en ecuaciones que expresan los ingresos individuales en función de determinadas características del individuo relacionadas con su edad. Estos estudios utilizan frecuentemente rentas medias por cohortes y analizan los efectos de la pertenencia a determinadas cohortes. Las ecuaciones representadas gráficamente en un sentido longitudinal presentan la forma de "*U*" invertida, típica de los perfiles de ingresos a lo largo del ciclo vital.

La naturaleza de los estudios agregados con datos de corte transversal no permitirá la apreciación de este efecto longitudinal, pero sí la determinación de la influencia, sobre desigualdad y renta repartida, del peso de determinados grupos de edades, caracterizados por ingresos uniformes, dispersos, bajos o altos. El peso de dichos grupos ayudará, en el nivel agregado, a observar la repercusión de la presencia mayoritaria o minoritaria de individuos que estén en diferentes fases de su ciclo vital en cuanto a la percepción de ingresos.

g) La herencia material

La herencia de riqueza material puede ser estudiada específicamente en un nivel agregado mediante las cuantías referidas a impuestos de sucesiones y donaciones, si bien hay que admitir la escasez de información estadística completa y disponible al usuario, en general, para muestras representativas.

Sin embargo, ya se señaló que, a pesar de su habitual denominación, la teoría de la herencia alberga un conjunto de ideas referidas al nexo de unión entre la distribución personal y la distribución funcional donde, en su versión más simple, suponía a los trabajadores y capitalistas con diferentes actitudes hacia el ahorro, la inversión o el gasto.

Aunque el sentido de esta teoría se difumina con el aumento de la variedad de clases sociales, permanece el sustrato original de la distinción entre rentas del trabajo, rentas del capital y rentas mixtas. Los dos primeros tipos de rentas serían las obtenidas de los rendimientos producidos por los factores de producción trabajo y capital, aunque con ciertas matizaciones que rompen el lazo de unión exclusivo con las dos clases sociales mencionadas. En las rentas de capital suelen incluirse, además de las rentas de capital retenidas por las empresas, los intereses y dividendos percibidos por las familias y las rentas inmobiliarias de la propiedad. En la categoría de rentas mixtas, generadas como ganancias derivadas de la conjunción del factor capital y trabajo, habitualmente se incluyen las percibidas por los agricultores, comerciantes, profesionales y trabajadores autónomos. Serán, pues, estos tres tipos de rentas los que permitan analizar la influencia de la distribución funcional sobre la distribución personal en el marco inicial creado por la teoría de la herencia material.

Las medidas de política económica del sector público, los factores macroeconómicos, los factores demográficos y los de tipo geográfico, que anteriormente se presentaban ligados a las rentas individuales, tienen un fácil traslado al plano agregado ya que es ésta su naturaleza original y así aparecen en los estudios recientes comentados en el epígrafe anterior, donde se presentan asociados a sus indicadores habituales.

h) Los factores demográficos

Los factores demográficos relativos a fenómenos como la natalidad, la mortalidad, la fertilidad, la nupcialidad o las migraciones tienen sus correspondientes tasas que se definen para colectividades. Sin embargo, la utilización, por ejemplo, de tasas de natalidad o de otro fenómeno referidas a grupos de ricos o pobres, elemento clave de algunas teorías, no es un dato de fácil disposición.

Las migraciones cuentan con indicadores de medición como son los saldos migratorios, las tasas de emigración e inmigración y también la distribución de inmigrantes y emigrantes clasificados por lugares de procedencia, categorías socioprofesionales, etc.

El tamaño de la unidad familiar es un factor que puede estudiarse, sobre colectividades, a partir de la media obtenida para el conjunto de las familias encuestadas, y así lo recogen las Encuestas de Presupuestos Familiares españolas, que consideran importante la recogida de este microdato dada su relación con la posterior utilización de escalas de equivalencia.

Relacionados con los factores demográficos, están también los factores de tipo geográfico referentes al lugar de residencia de la población de un país o región. La distinción entre población rural y urbana suele ser uno de los elementos habitualmente considerados en los estudios causales de la distribución de la renta, normalmente asociado al peso del sector primario. Una clasificación de la población por tipos de hábitat, con su consiguiente reparto porcentual, permitirá analizar la influencia de este factor.

i) Los factores macroeconómicos

Los factores macroeconómicos, como su nombre indica, se refieren al conjunto de una economía nacional o regional; por tanto, su medición está asegurada por los indicadores habituales referidos a la participación de factores en el producto nacional, nivel de desempleo, tasa de inflación y tasa de crecimiento económico, ya considerados en el epígrafe anterior.

j) La actuación del sector público

La política económica del Estado, en sus dos perspectivas de políticas de gastos o ingresos públicos, se refleja en las cuantías destinadas a cada una de las partidas de gastos, inversiones o las recaudaciones de cada tipo de impuesto.

En cuanto a las políticas de ingresos públicos, deberán considerarse como indicadores los construidos a partir de las recaudaciones de cada tipo de impuesto de forma absoluta o relativa, mediante *ratios* de cada figura impositiva sobre el conjunto del sistema fiscal o sobre el PIB. Estos indicadores permitirán determinar la progresividad o regresividad de cada figura del sistema impositivo según su influencia sobre los parámetros de igualdad o desigualdad de los modelos estadísticos de la distribución de la renta.

Los gastos o la inversión pública en sanidad, educación o infraestructuras, así como el *stock* de capital acumulado, podrán estudiarse dada su naturaleza de medidas que favorecen una mejor redistribución mediante prestaciones públicas en especie. Estas rúbricas pueden homogeneizarse para la comparación utilizando términos *per cápita*.

Tras considerar, por una parte, los factores referentes a países o regiones, utilizados en las investigaciones recientes sobre distribución personal de la renta y, por otra parte, la reformulación en indicadores globales de los factores analizados en un nivel microeconómico, se presenta, a modo de resumen, una relación de categorías generales. En referencia a dichas categorías, se tratará de encontrar datos sobre indicadores de los factores determinantes, con el fin de disponer de una información estadística completa de las variables explicativas a utilizar en el siguiente capítulo:

1. Crecimiento económico, medido en términos de producto o renta *per cápita*, y los factores responsables del mismo tales como la inversión, el *stock* de capital, el *stock* de población activa y ocupada, así como su calidad y variables referentes al estado de la tecnología.

2. Composición sectorial del crecimiento económico en términos de valor añadido bruto de cada sector, porcentaje de empleos, crecimiento o productividad de cada sector, con especial referencia a sectores clave en el estudio tradicional de la distribución de la renta como es el sector primario.

3. Indicadores macroeconómicos generales como la tasa de inflación, la tasa de paro o la evolución del tipo de cambio.

4. Cambios en el reparto de la participación de los factores de producción, a través de los distintos tipos de rentas (del trabajo, del capital o mixtas) que permiten la conexión con la distribución funcional de la renta.

5. Importancia relativa de determinados grupos de edad en la población, que podrán ser estudiados por su número de integrantes o porcentajes sobre el total poblacional.

6. Niveles educativos de la población, medidos como porcentaje de personas con determinados niveles de estudio (medios, superiores, etc.), tasas de escolarización o tasas de analfabetismo.

7. Diferentes rúbricas de gasto público dedicadas, entre otros fines, a infraestructuras, educación, sanidad, subvenciones a empresas, prestaciones sociales o cualquier tipo de transferencias.

8. Ingresos públicos procedentes de impuestos directos sobre las familias, impuestos directos sobre empresas, impuestos indirectos, impuestos sobre patrimonio y sucesiones, cotizaciones sociales, etc.

9. Factores demográficos como la tasa de natalidad, tasa de mortalidad, tasa de mortalidad infantil, porcentaje de población rural o urbana y tasas y saldos migratorios.

10. Situación en el contexto internacional, referida a la pertenencia a determinadas áreas de integración económica, grado de apertura de la economía, posición financiera internacional, etc.

11. Características del sistema político, como son el desarrollo y calidad del sistema democrático, las reformas acometidas, la estabilidad, etc.

4.2.3. Indicadores del efecto del gasto público en educación y la problemática de la imputación temporal de los gastos efectivos

Una vez presentado el conjunto de indicadores agregados más habituales de los factores determinantes de la distribución de la renta, nos centramos en la problemática especial de los indicadores del gasto o inversión en educación.

Los indicadores tratados en el epígrafe anterior se referían fundamentalmente a características de la población actual cuyos valores, observados en un tiempo *t*, influían, simultáneamente, en el mismo tiempo *t* de la formación de la distribución personal de la renta. Por tanto, dichos indicadores entrarán a formar parte del conjunto de las variables explicativas de los modelos, propuestos en el segundo capítulo, con una asignación temporal idéntica a las de las variables dependientes que son los parámetros de las distribuciones. Por supuesto, existe la posibilidad de introducir determinados indicadores afectados por retardos para incluir tiempos de reacción, o utilizar incrementos que reflejen la evolución de una variable en un período hasta el tiempo *t*.

En el caso de los indicadores del gasto en educación, la consideración de retardos no es un elemento opcional. Dado el desfase entre el período de inversión en educación y la percepción de los rendimientos procedentes de dicha inversión, siempre existirá el problema de determinar cuál es el período al que deben referirse los valores del gasto en educación para conseguir que sean las cantidades que realmente tengan una influencia efectiva, en un momento dado, sobre la distribución de la renta.

En primer lugar, resulta claro que el efecto de la inversión o el gasto educativo sobre las distribuciones de rentas disponibles será el derivado de la consecución de mayores ingresos por el aumento de la productividad de los individuos. El mecanismo de actuación del gasto educativo se articula en torno a medidas de generalización y apoyo a la calidad y funcionamiento del sistema educativo, para producir más y mejores *outputs* que, al cabo de un tiempo, se incorporarán al mercado laboral. En este mecanismo de influencia, surge un

desfase temporal entre la realización de la inversión en el individuo y el momento en que percibe el rendimiento de esa inversión. En un tratamiento individual de las rentas, sería relativamente sencillo averiguar el período de formación de cada individuo (en ocasiones consignado en las encuestas) y la asignación temporal de las cuantías imputadas de gasto en educación para deducir el rendimiento de las mismas. En un estudio agregado, sin embargo, es difícil situar en el tiempo, por término medio, un período de formación al que referir el rendimiento que están percibiendo hoy los individuos, procedente de aquella inversión en educación efectuada en el pasado.

En un momento del tiempo, una sociedad tendrá una población perceptora de rentas sobre la que estarán haciendo efecto las inversiones educativas de períodos muy diferentes que se determinarán en función de las edades de los individuos, las duraciones de su formación y su edad de entrada en el sistema educativo.

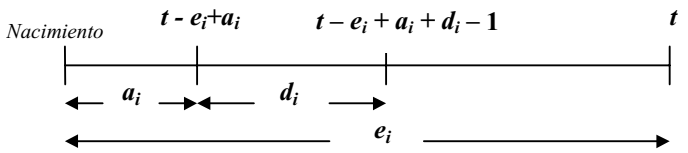
Formalicemos el problema para un individuo *i* perteneciente a una población perceptora de rentas compuesta por *N* individuos. Así, sean:

e_i : Edad del individuo *i* en el período *t*, *i* = 1, 2, ... , N.

d_i : Duración del período de formación del individuo *i.*

a_i : Edad de entrada al sistema educativo del individuo *i*, edad que consideramos que es igual para todos los individuos[2] (*a*).

Estos conceptos y los momentos relevantes en la vida del individuo *i,* desde su nacimiento, aparecen representados en el siguiente gráfico:



[2] Este supuesto no es, en realidad, muy restrictivo, ya que, en muchos casos, la edad de entrada al sistema educativo es obligatoria, como es bien conocido.

Los gastos en educación realizados en el individuo *i*, Y_{it} , que serán efectivos en el período t, serán la suma de los gastos en educación ($G_{i,t}$) de cada año de su etapa de formación:

$$Y_{i,t} = G_{i,t-e_i+a_i} + G_{i,t-e_i+a_i+1} + \ldots + G_{i,t-e_i+a_i+d_i-1} = \sum_{p=0}^{d_i-1} G_{i,t-e_i+a_i+p}$$

Los gastos en educación, efectivos en el año *t*, para el conjunto de los N individuos perceptores de rentas serán por tanto:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{N} Y_{i,t} = \sum_{i=1}^{N} \sum_{p=0}^{d_i-1} G_{i,t-e_i+a_i+p}$$

Este indicador, que reflejaría fielmente los gastos que deben imputarse a los rendimientos producidos en el período *t* por los *N* individuos, no siempre puede obtenerse debido a la falta de información sobre cada una de las *inversiones o gastos individuales*, así como sobre los datos correspondientes al período de formación, edad o edad de entrada al sistema educativo de cada individuo.

A continuación, se proponen distintos indicadores agregados aproximados que tratan de resolver el problema de la falta de información estadística sobre los gastos individuales con diferentes alternativas, según la disposición de datos de las dos variables implicadas en el cálculo de los períodos de imputación: la edad de los individuos y el nivel de estudios.

En una primera aproximación, supongamos que disponemos de series temporales con la siguiente información sobre una población perceptora de rentas de tamaño N :

G_t : Gastos totales en educación en el año *t.*

N_t^{est} : Número de estudiantes en el año *t.*

$N_{jk,\,t}$: Número de perceptores con un nivel de estudios *j* y una edad *k* en el año *t*, donde:

k tomará el valor 1 para la edad mínima del grupo de perceptores y *M* para la edad máxima,

j tomará el valor 1 para el nivel de estudios más bajo y *r* para el nivel de estudios más alto.

d_{jt}: Duración de la educación de un perceptor con un nivel de estudios *j* en el tiempo *t* .
(asignada habitualmente mediante baremos aproximados para los distintos niveles)

e_{kt}: Edad *k* de un perceptor en el tiempo *t.*

a: Edad de entrada al sistema educativo, que supondremos constante para todos los perceptores.

Disponiendo de esta información, se propone el indicador Y_t^A que parte de la consideración de los gastos *per cápita*, $\frac{G_t}{N_t^{est}}$. Dichos gastos pueden calcularse a partir de las cifras de gastos totales que son las que, de forma generalizada, proporcionan las estadísticas para cada unidad territorial.

$$Y_t^A = \sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{M} N_{jk,t}\left(\frac{G_{t-e_{kt}+a}}{N_{t-e_{kt}+a}^{est}} + \frac{G_{t-e_{kt}+a+1}}{N_{t-e_{kt}+a+1}^{est}} + \ldots + \frac{G_{t-e_{kt}+a+d_{jt}-1}}{N_{t-e_{kt}+a+d_{jt}-1}^{est}}\right) = \sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{M} N_{jk,t}\sum_{p=0}^{d_{jt}-1}\frac{G_{t-e_{kt}+a+p}}{N_{t-e_{kt}+a+p}^{est}}$$

El indicador podría perfeccionarse siempre que se dispusiera de la inversión o gasto educativo desagregado para cada nivel educativo *j* $\left(G_t^{(j)}\right)$ así como del número de estudiantes en cada nivel $\left(N_t^{est(j)}\right)$. En este caso, se obtendría el indicador Y_t^B que asigna el gasto en cada nivel educativo a los perceptores pertenecientes a ese nivel:

$$Y_t^B = \sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{M} N_{jk,t}\left(\frac{G_{t-e_{kt}+a}^{(j)}}{N_{t-e_{kt}+a}^{est(j)}} + \frac{G_{t-e_{kt}+a+1}^{(j)}}{N_{t-e_{kt}+a+1}^{est(j)}} + \ldots + \frac{G_{t-e_{kt}+a+d_{jt}-1}^{(j)}}{N_{t-e_{kt}+a+d_{jt}-1}^{est(j)}}\right) = \sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{M} N_{jk,t}\sum_{p=0}^{d_{jt}-1}\frac{G_{t-e_{kt}+a+p}^{(j)}}{N_{t-e_{kt}+a+p}^{est(j)}}$$

Para poder utilizar los indicadores Y_t^A e Y_t^B, en el caso de no disponer de información cruzada sobre las distribuciones de niveles de estudio y edades $\left(N_{jk,t}\right)$, podría recurrirse al supuesto simplificador de independencia entre las distribuciones de edades y de niveles de estudio. En este caso, disponiendo de las distribuciones marginales de frecuencias N_{jt} y N_{kt}, se obtendría el indicador Y_t^C :

$$Y_t^C = \sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{M}\frac{N_{j,t}N_{k,t}}{N_t}\left(\frac{G_{t-e_{kt}+a}}{N^{est}_{t-e_{kt}+a}}+\frac{G_{t-e_{kt}+a+1}}{N^{est}_{t-e_{kt}+a+1}}+\ldots+\frac{G_{t-e_{kt}+a+d_{jt}-1}}{N^{est}_{t-e_{kt}+a+d_{jt}-1}}\right)=\sum_{j=1}^{r}\sum_{k=1}^{M}\frac{N_{j,t}N_{k,t}}{N_t}\sum_{p=0}^{d_{jt}-1}\frac{G_{t-e_{kt}+a+p}}{N^{est}_{t-e_{kt}+a+p}}$$

Sin embargo, este supuesto de independencia es a todas luces irreal, puesto que la distribución de niveles educativos, en general, no será independiente de la distribución por edades. Por tanto, se proponen, a continuación, tres alternativas para la construcción de indicadores cuando no se conoce la distribución de frecuencias conjuntas de los niveles educativos y las edades.

- En un primer caso, si se dispusiera únicamente de la edad media de la población ($\bar{e}_t$) y la distribución, absoluta o relativa, de los niveles de educación, el indicador que podría utilizarse sería el siguiente:

$$Y_t^D = \sum_{j=1}^{r}N_{jt}\left(\frac{G_{t-\bar{e}_t+a}}{N^{est}_{t-\bar{e}_t+a}}+\frac{G_{t-\bar{e}_t+a+1}}{N^{est}_{t-\bar{e}_t+a+1}}+\ldots+\frac{G_{t-\bar{e}_t+a+d_{jt}-1}}{N^{est}_{t-\bar{e}_t+a+d_{jt}-1}}\right)=\sum_{j=1}^{r}N_{jt}\sum_{p=0}^{d_{jt}-1}\frac{G_{t-\bar{e}_t+a+p}}{N^{est}_{t-\bar{e}_t+a+p}}$$

Si se conocieran los gastos realizados en cada nivel educativo, así como el número de estudiantes de cada nivel, el indicador incorporaría esta información obteniéndose Y_t^E.

$$Y_t^E = \sum_{j=1}^{r}N_{jt}\left(\frac{G^{(j)}_{t-\bar{e}_t+a}}{N^{est(j)}_{t-\bar{e}_t+a}}+\frac{G^{(j)}_{t-\bar{e}_t+a+1}}{N^{est(j)}_{t-\bar{e}_t+a+1}}+\ldots+\frac{G^{(j)}_{t-\bar{e}_t+a+d_{jt}-1}}{N^{est(j)}_{t-\bar{e}_t+a+d_{jt}-1}}\right)=\sum_{j=1}^{r}N_{jt}\sum_{p=0}^{d_{jt}-1}\frac{G^{(j)}_{t-\bar{e}_t+a+p}}{N^{est(j)}_{t-\bar{e}_t+a+p}}$$

El mayor inconveniente de los indicadores Y_t^D y Y_t^E es la obligada asunción del supuesto de igualdad de edades medias en los grupos de perceptores de cada nivel educativo.

- Una segunda posibilidad sería contar con la información de la distribución por edades y únicamente un valor medio ($\bar{d}_t$) para el número de años de duración del período

educativo[3]. En este caso, podría utilizarse el indicador Y_t^F, construido sobre el supuesto de que la duración de la formación de los individuos pertenecientes a los distintos grupos de edades es la misma e igual a la media global.

$$Y_t^F = \sum_{k=1}^{M} N_{kt} \left(\frac{G_{t-e_{kt}+a}}{N^{est}_{t-e_{kt}+a}} + \frac{G_{t-e_{kt}+a+1}}{N^{est}_{t-e_{kt}+a+1}} + \ldots + \frac{G_{t-e_{kt}+a+\bar{d}_t-1}}{N^{est}_{t-e_{kt}+a+\bar{d}_t-1}} \right) = \sum_{k=1}^{M} N_{kt} \sum_{p=0}^{\bar{d}_t-1} \frac{G_{t-e_{kt}+a+p}}{N^{est}_{t-e_{kt}+a+p}}$$

- Finalmente, en el caso de disponer sólo de información de la edad media de la población perceptora en el tiempo t ($\bar{e}_t$) y de su período medio de formación ($\bar{d}_t$), sin posibilidad de disponer de las distribuciones por edades y por niveles de estudios, el indicador a utilizar será

$$Y_t^G = N_t \left(\frac{G_{t-\bar{e}_t+a}}{N^{est}_{t-\bar{e}_t+a}} + \frac{G_{t-\bar{e}_t+a+1}}{N^{est}_{t-\bar{e}_t+a+1}} + \ldots + \frac{G_{t-\bar{e}_t+a+\bar{d}_t-1}}{N^{est}_{t-\bar{e}_t+a+\bar{d}_t-1}} \right) = N_t \sum_{p=0}^{\bar{d}_t-1} \frac{G_{t-\bar{e}_t+a+p}}{N^{est}_{t-\bar{e}_t+a+p}}$$

Una vez construidos los indicadores, pueden desarrollarse sus expresiones y calcular los períodos de imputación de los gastos en educación para comprobar la disposición de los datos necesarios para su cálculo.

En primer lugar, se han calculado los períodos de imputación de gasto que requería el indicador Y_t^G que es el que menos información retardada necesita. El proceso que se ha seguido es el siguiente:

1) Cálculo de la edad media de la población perceptora de rentas de cada provincia de acuerdo a los datos del INE, referentes a grupos de edad en intervalos de 4 años, por lo que se trabajó con la marca de clase.

---

[3] Habitualmente $\bar{d}_t$ se obtendrá como $\bar{d}_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{r} d^*_{jt} N_{jt}$, siendo d^*_{jt} el número de años asignado a cada nivel de estudios j, que varía entre 1 y el nivel máximo r.

2) Cálculo de la duración media del período educativo a partir de la información disponible de las *Series Históricas de Capital Humano*, asignando el siguiente baremo por niveles de estudio:

Estudios primarios	10 años
Estudios medios	14 años
Estudios superiores (3 años)	17 años
Estudios superiores (5 o más)	19 años

3) Se supone un valor constante de 4 años para el comienzo del período de formación.

4) Finalmente, se obtiene el año medio aproximado de comienzo y final de la imputación de gastos de educación.

Aunque para cada provincia se obtiene un período diferente, se presenta la siguiente tabla que contiene las medias de los conceptos que intervienen en la obtención del retardo, para el conjunto de todas las provincias.

		Media	Desviación típ.	Coef.variación
1973	Duración de la educación	9,434	0,569	0,060
	Edad de los perceptores	46,082	1,549	0,034
1980	Duración de la educación	10,255	0,577	0,056
	Edad de los perceptores	46,816	1,806	0,039
1990	Duración de la educación	12,064	0,598	0,050
	Edad de los perceptores	47,341	2,039	0,043

Tabla 4.1. Estadísticos descriptivos de los conceptos implicados en los cálculos de los retardos del gasto en educación por provincias

Utilizando los datos consignados en la tabla 4.1., el cálculo de los períodos medios de imputación de gasto se efectúa de la siguiente forma:

Año de inicio		Año final
1973	$t - \bar{e}_t + a = 1973 - 46 + 4 = 1931$	$t - \bar{e}_t + a + \bar{d}_t - 1 = 1973 - 46 + 4 + 8 = 1939$
1980	$t - \bar{e}_t + a = 1980 - 47 + 4 = 1937$	$t - \bar{e}_t + a + \bar{d}_t - 1 = 1980 - 47 + 4 + 9 = 1946$
1990	$t - \bar{e}_t + a = 1990 - 47 + 4 = 1943$	$t - \bar{e}_t + a + \bar{d}_t - 1 = 1990 - 47 + 4 + 11 = 1958$

Si se obtienen los retardos a utilizar en los restantes indicadores, se comprueba que la necesidad de datos retardados es todavía mayor. Así, por ejemplo, para calcular el indicador Y_t^A, que utiliza información de las distribuciones de edades y niveles de estudio, se necesitarán datos del gasto en educación desde 1887. En efecto, el inicio del período de imputación de gastos en educación para los perceptores pertenecientes al intervalo de mayor edad, en el modelo correspondiente a 1973, se obtendrá de la siguiente forma:

$$t - e_{kt} + a = 1973 - 90 + 4 = 1887$$

Como puede observarse, la construcción de indicadores como los propuestos requerirá de series largas con datos desde 1931, en el mejor de los casos. Esta exigencia de conocimiento de datos retardados impedirá su utilización en el presente trabajo, al disponer únicamente de series de inversión y capital público en educación desde 1955 y de gasto total en educación (gasto corriente más inversiones) de los cursos académicos comprendidos entre 1980 y 1992. En cualquier caso, en la formulación de cada una de las ecuaciones de los modelos que se presentan en el capítulo 5, se propondrán aproximaciones que reproduzcan en lo posible el sentido y el fundamento de los indicadores propuestos en este epígrafe.

4.3. Fuentes estadísticas disponibles para el estudio de los factores determinantes de la distribución personal de la renta en un nivel agregado. Base de datos para las provincias españolas en el período 1973-1991

Si las variables explicadas del presente estudio son, como se ha señalado en el segundo capítulo, las estimaciones de los parámetros pertenecientes a los modelos de distribuciones de renta en cada una de las provincias españolas, en los cortes temporales de las Encuestas Básicas, las variables explicativas serán aquellas que representen o midan de alguna forma los efectos de los factores económicos determinantes de las distribuciones de renta provinciales, analizados en el epígrafe anterior.

El objetivo de este epígrafe consistirá, pues, en valorar la disposición de los indicadores que pueden ser útiles para analizar la influencia de los factores para las provincias españolas en el período de análisis 1973-1991. Ya se ha señalado que, para muchos de los factores estudiados, no se encuentran con facilidad variables directamente relacionadas con los mismos; tal es el caso de la pura elección del individuo, factores de costumbres o barreras institucionales, herencia genética o cultural, capacidad, etc. Sin embargo, otros factores presentan una completa disponibilidad de indicadores para su medición en el nivel provincial; así ocurre con los factores macroeconómicos (paro, inflación o crecimiento).

La base de datos referente a los indicadores de los factores se ha elaborado con observaciones pertenecientes a cada uno de los cortes temporales establecidos en las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares para los datos de renta (1973/74, 1980/81 y 1990/91), y también con valores retardados, con el fin de estudiar influencias a más largo plazo. La relación de variables con su definición, disponibilidad temporal, fuente y factor asociado puede verse en el Anexo. No obstante, aquí realizaremos algunas consideraciones sobre las fuentes de las que se han obtenido los datos y la falta de determinadas variables que podrían ser de interés y no han podido obtenerse en el nivel provincial. Las variables originales, sin transformación alguna, que componen la base de datos utilizada ascienden a más de 250, algunas de las cuales son redundantes en cuanto al factor económico al que se refieren, aunque diferentes en el enfoque de medición. Nos limitaremos aquí a ofrecer una panorámica general de las variables clasificadas por los factores determinantes a los que aluden.

Las variables demográficas permiten aproximar la situación de la población provincial en cuanto al movimiento natural de la misma, a su composición o a la naturaleza de los procesos de migración (interior, exterior, procedencia de países desarrollados o subdesarrollados, etc.), factores que influyen y son influidos por la distribución personal de la renta. Otras variables demográficas utilizadas son los porcentajes de individuos por cada grupo de edad que nos informan de la influencia del ciclo vital de los individuos sobre la distribución. Esta información se ha obtenido de las estadísticas de población producidas por el INE (Censos de Población, Actualizaciones del Padrón, Proyecciones y Estimaciones Intercensales de Población y Estadística de Variaciones Residenciales), disponibles, en gran parte, en la base de datos TEMPUS[4].

Gran parte de la base de datos está constituida por las variables que determinan la situación macroeconómica de las provincias. Estas variables son, entre otras, el producto interior regional bruto, la tasa de inflación y la tasa de paro. A estos indicadores básicos, se han añadido otros de acuerdo con las más recientes teorías sobre los mismos, factores que se refieren fundamentalmente a macromagnitudes tales como consumo privado o el ahorro familiar bruto. Estas, y otras macromagnitudes, se han podido obtener directamente de la publicación de la Fundación BBV "*Renta Nacional y su distribución provincial"* y de la Base Relacional de Conocimiento de Datos Económicos Regionales (SOPHINET), creada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), en el ámbito de un proyecto financiado por la Fundación BBV.

En cuanto al factor capital humano, el más estudiado por la teoría económica sobre distribución personal, se medirá su influencia mediante los porcentajes de individuos con determinados tipos de educación en cada provincia, procedentes 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) en el seno de un proyecto de investigación realizado por el IVIE con la Fundación Bancaja. No se han podido determinar, para el ámbito temporal de estudio, indicadores tales como el número medio de años de formación. Algunas encuestas, como las de Presupuestos Familiares, incluyen sólo los niveles de educación de los cabezas de familia; otras, como la Encuesta de Población Activa, no cubren el período de estudio en el ámbito provincial. Por otra parte, la utilización del número medio de años de formación requería el uso de baremos aproximados, que podrían estar distantes de la realidad, a pesar de que son utilizados frecuentemente en los modelos de determinación de rendimientos educativos.

Para caracterizar la estructura sectorial de cada provincia, se han utilizado variables que definen la importancia de cada uno de los sectores productivos en cuanto al empleo y al valor añadido bruto, que pueden obtenerse, respectivamente, de la Encuesta de Población Activa y de la Contabilidad Regional de España.

Las características de cada provincia en cuanto al mercado de trabajo ocupan un lugar relevante en el análisis posterior. Además de las variables aludidas de capital humano, se han considerado otras muchas, tales como la población activa, la población ocupada por sectores,

[4] A esta base de datos se puede acceder a través de la página *web www.ine.es*.

los empleos en cada sector, el porcentaje de autónomos frente a asalariados, etc. La mayor parte de estas variables proceden de la Encuesta de Población Activa y de los Censos de Población del INE, disponibles en la base de datos TEMPUS.

La importancia de los diferentes tipos de rentas (del trabajo, del capital y mixtas) permite analizar influencias de elementos de la teoría de la herencia como es la relación con la distribución factorial de la renta. Los datos, por tipos de renta, están disponibles en las series bianuales de la publicación "*Renta Nacional y su distribución provincial"*, ya citada.

El tipo de hábitat, rural o urbano, predominante en cada provincia, se estudia mediante los porcentajes de población que residen en municipios clasificados según su tamaño poblacional, de acuerdo a las clasificaciones y datos de población del INE.

Para analizar la actuación propia del Estado para nivelar la distribución de la renta, se han elaborado indicadores que evalúan las transferencias a los perceptores de rentas más bajas y los gastos en servicios como sanidad y educación. Las dotaciones de capital público y la inversión, con una completa desagregación de sectores[5], se han obtenido de las publicaciones de Mas, Pérez y Uriel (1995 y 1998) "*El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas"* y "*El stock de capital en España y su distribución territorial"* desarrolladas dentro de los proyectos del mismo nombre, realizados en el IVIE con la Fundación BBV.

Para estudiar el efecto del gasto total en educación (gastos corrientes más gastos de capital), se han utilizado los datos del estudio realizado por Uriel, Moltó, Pérez, Aldás y Cucarella (1997) *"Las cuentas de la educación en España y sus comunidades autónomas: 1980-1992"*. Esta publicación contiene información de gastos por alumno, desagregados por comunidades autónomas. Si se quiere utilizar esta fuente, se deberá asignar a cada provincia el gasto medio por alumno de la comunidad a la que pertenece.

La repercusión del sistema impositivo sobre la distribución de la renta se analizará mediante las cuantías *per cápita* de los impuestos directos sobre familias y empresas, impuestos indirectos y algunos *ratios* de éstos con relación al PIB o al montante total de la recaudación. Estos indicadores de la política de ingresos públicos y otros referentes a cotizaciones sociales,

[5] Carreteras, infraestructuras hidráulicas, estructuras urbanas, puertos, ferrocarril, educación, sanidad, aeropuertos y resto de funciones de las Administraciones Públicas.

prestaciones sociales y transferencias en general, se han obtenido de las series de rentas familiares brutas disponibles pertenecientes a la publicación "*Renta Nacional y su distribución provincial"*. De esta misma fuente, se han obtenido también otras variables relacionadas con la política del Estado y de la Unión Europea, como son las subvenciones de explotación que son los importes recibidos por el conjunto de ramas productivas procedentes de las Administraciones Públicas y del exterior, incluyendo así, por ejemplo, las subvenciones de la Política Agraria Común pagadas a los agricultores.

Como resumen de lo anteriormente expuesto, las fuentes estadísticas de las que proceden las variables son fundamentalmente producidas por el INE: Encuestas de Presupuestos Familiares, Anuarios Estadísticos de España, Encuesta de Población Activa, Censos de Población y Viviendas, Estadística de Variaciones Residenciales, Contabilidad Nacional de España, Contabilidad Regional de España, etc. Un buen número de variables se han obtenido directamente de la obra *"Renta Nacional y su distribución provincial"* de la Fundación BBV y de los proyectos de Más, Pérez y Uriel (1995 y 1998) *"El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas"* y *"El stock de capital en España y su distribución territorial"*. Las variables referentes al nivel de formación se han obtenido del informe "*Capital Humano, Series Históricas, 1964-1997"*, elaborado con información del INE, por Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1998). Los gastos totales (corrientes más inversión) en educación proceden del trabajo *"Las cuentas de la educación en España y sus comunidades autónomas"* de Uriel, Moltó, Pérez, Aldás y Cucarella (1997).

Generalmente, las variables requerirán para su introducción en los modelos algunas transformaciones, que consistirán básicamente en cálculos de porcentajes y ratios sobre totales, o cocientes para expresarlas en términos *per cápita*. Dichas transformaciones serán especificadas en la correspondiente definición de la variable utilizada en cada ecuación de los modelos del capítulo 5.

Obviamente, quedan fuera otras variables representativas de factores, pero éstas, en algunos casos, no han podido ser consideradas por la imposibilidad de homogeneizar las diferentes metodologías de construcción y recogida de datos sobre determinadas variables a lo largo de las casi dos décadas consideradas en el estudio. Este ha sido el caso de los indicadores de tecnología y de los índices de precios al consumo provinciales. Respecto a los indicadores

tecnológicos, se ha recurrido a las diferentes encuestas y fuentes disponibles[6], con el fin de obtener datos sobre recursos económicos y humanos de los sectores de I+D. Algunas de estas fuentes estadísticas no proporcionan series largas que cubran todo el período de estudio, debido a su reciente implantación (ITE, IAT y DIRCE), otras han sufrido cambios metodológicos y rupturas de series que hacen difícil la consideración de series homogéneas (Estadística sobre actividades de I+D) y finalmente, con la excepción del DIRCE, ninguna proporcionaba datos provinciales.

Los índices provinciales de precios al consumo tampoco estaban disponibles desde 1973, al existir únicamente series de índices por capitales. Tan sólo a partir de 1992, se dispone de datos provinciales, por lo que se consideraron otras medidas de la inflación a partir del deflactor implícito del PIB, para los que sí se dispone de series homogéneas.

En otros casos, las cifras oficiales deben también considerarse con cautela. Así, la afluencia total y la procedencia de inmigrantes extranjeros a las distintas provincias era en un principio un factor interesante, pero las cifras oficiales del INE registran solamente los residentes regularizados en cada provincia y arrojan cifras mínimas, que no se ajustan a la realidad, por las numerosas situaciones irregulares que se presentan en este asunto. Esta circunstancia hacía presagiar los resultados poco significativos que se obtuvieron finalmente al analizar la influencia de estos factores en los modelos estimados.

Señalar por último que la obtención de datos provinciales en España no es una tarea sencilla. Muchas encuestas se elaboran y diseñan con muestras de comunidades autónomas que aglutinan provincias muy diferentes, considerando en un mismo nivel a comunidades autónomas uniprovinciales, frente a otras que engloban casi una decena de provincias. Esta circunstancia, que hace perder riqueza y profundidad en los estudios de política regional en España[7], no está en absoluto resuelta y así, los autores de la publicación "*Renta Nacional y su distribución provincial"* afirman que *"La estadística española dispone de un bagaje*

[6] Estadística sobre las actividades de Investigación Científica y Desarrollo Tecnológico (I+D), Encuesta sobre Innovación Tecnológica en las Empresas (ITE), Indicadores de Alta Tecnología (IAT), Directorio Central de Empresas (DIRCE) y la publicación, también del INE, "La Estadística de I+D en España: 35 años de historia" con resultados sólo para comunidades autónomas.

[7] En este sentido, también se pronuncia el profesor Cuadrado Roura en el prólogo del libro de Garrido (2002), trabajo realizado sobre una base de datos provinciales.

considerable de información estadística a nivel de Comunidades Autónomas, pero falta la provincialización de muchos de sus datos de producción y fiscales".

4.4. Evolución de los principales factores económicos determinantes de la distribución de la renta en el caso español (1973-1991)

BIBLIOTECA VIRTUAL

Antes de iniciar el análisis conjunto de la influencia de los factores económicos sobre los parámetros de los modelos probabilísticos, se realiza en el presente epígrafe una aproximación a la evolución de los indicadores más representativos dentro de las categorías de factores establecidas en el epígrafe 4.1. El período considerado es el abarcado por los años que van desde 1973 a 1991, y las consideraciones se realizarán tanto a nivel nacional, como provincial, marco en el cual se intentarán detectar las diferencias que genera el comportamiento dispar de los factores en las distintas provincias.

4.4.1. Indicadores macroeconómicos

Una variable clave para conocer la evolución del país y de sus unidades componentes es el PIB, como indicador del vigor de la producción del país y, por tanto, de la evolución del ciclo económico. En el nivel nacional, el período 1973-1991 está caracterizado por distintas fases. Al principio del período, la economía se encuentra en una fase expansiva que se prolonga hasta 1975, fecha en la cual se dejan notar los efectos de la crisis del petróleo de 1973. En este año, se inicia una fase de crisis económica que lleva a alcanzar tasas negativas de crecimiento en 1981, acompañadas de un aumento del paro y de la inflación. Comparativamente, la economía española se aleja en este período de la media europea, volviéndose a niveles de 1967, en cuanto al porcentaje de nuestro PIB con respecto al promedio de la entonces Comunidad Económica Europea. Aunque con tardanza, se reacciona y, a partir de los acuerdos de los Pactos de la Moncloa, se pone en marcha un conjunto de medidas de ajuste para afrontar la crisis económica que se acometen con decisión durante el trienio 1977-1979. La debilidad del

último gobierno de la UCD es una de las razones del decaimiento de este impulso reformador, que es retomado posteriormente en 1983, fecha en la que el primer gobierno socialista pone en marcha el Programa Económico a medio plazo, que facilita la recuperación económica y el proceso de aproximación a Europa entre 1985 y 1991. Factores que ayudan a esta mejora son la firma en 1985 del Tratado de Adhesión a la Comunidad Europea, así como la recuperación de la economía mundial iniciada en 1983 por Estados Unidos que llega a Europa en 1984 y a España en 1985.

El año 1983 marca el inicio de una recuperación que permite alcanzar fuertes tasas de crecimiento en el trienio 1987-1989, año este último que supone el comienzo de una tendencia progresiva a la disminución en las tasas de crecimiento, que conduce al leve crecimiento de 1992 y al retroceso del 1% que experimenta el PIB en 1993. La desaceleración económica, iniciada en Estados Unidos entre 1988 y1989, llega a España con toda su intensidad en 1992, fecha en la que termina la recuperación y se inicia un lento crecimiento, frente a un exigente horizonte marcado por los criterios de convergencia del Tratado de Maastricht de 1992.

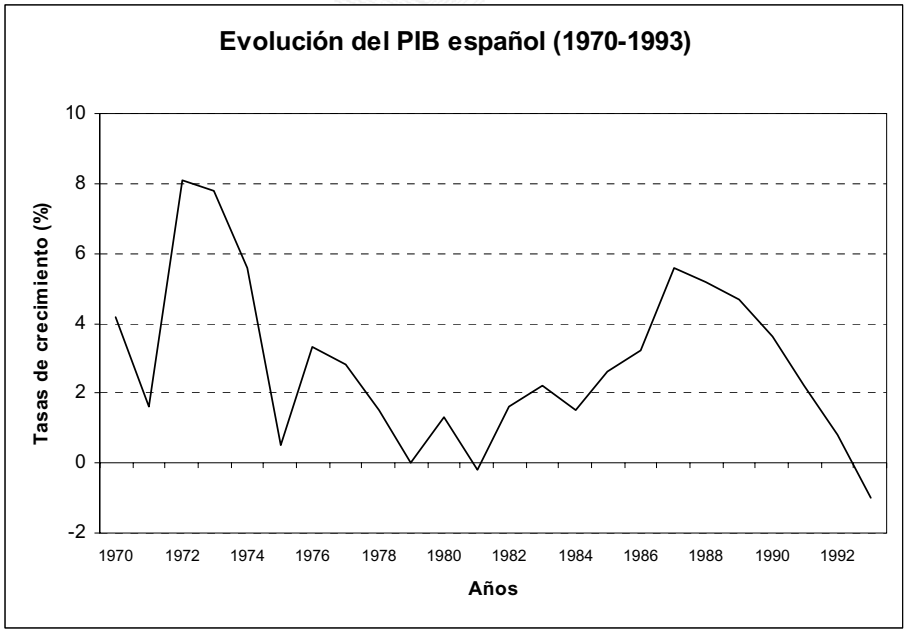


Gráfico 4.1. Tasas de crecimiento del PIB español.
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

Se observa pues que los tres cortes temporales de los que se dispone de datos acerca de la distribución de la renta corresponden a fases bien distintas: una fase de desarrollo que llegaba

a su fin en 1973, una profunda crisis de la economía española que tocaba fondo con un decrecimiento del PIB del 0,2% en 1981, y el inicio de otra crisis económica en 1991 que revelaría con dureza sus efectos en los años 1992 y 1993.

Durante este período, la evolución de las economías provinciales, cuyo análisis nos ocupa, aparece reflejada en los gráficos 4.2 y 4.3, que ponen de manifiesto el progreso seguido a lo largo del tiempo y la atenuación de las diferencias provinciales en cuanto al indicador PIB per cápita.

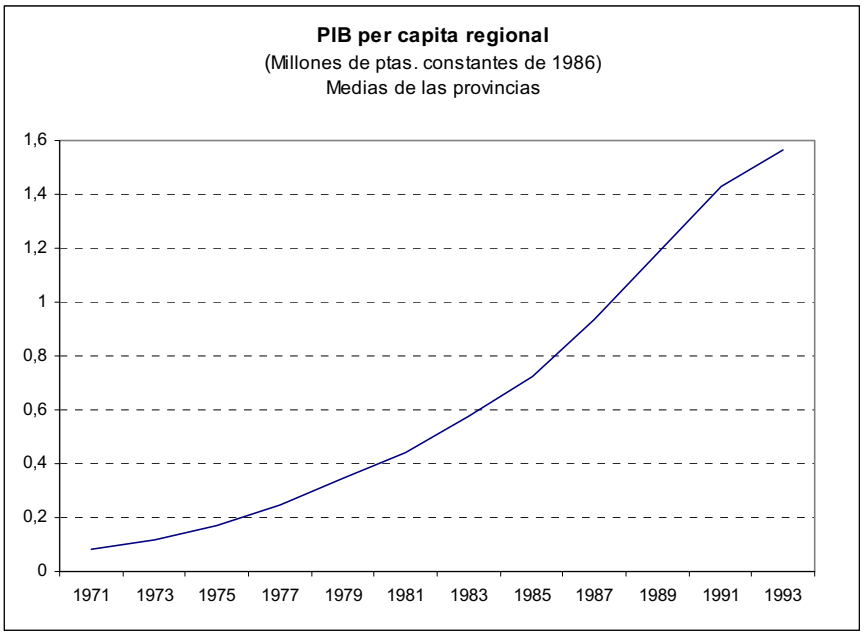


Gráfico 4.2. Evolución del PIB regional *per cápita* medio provincial.
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

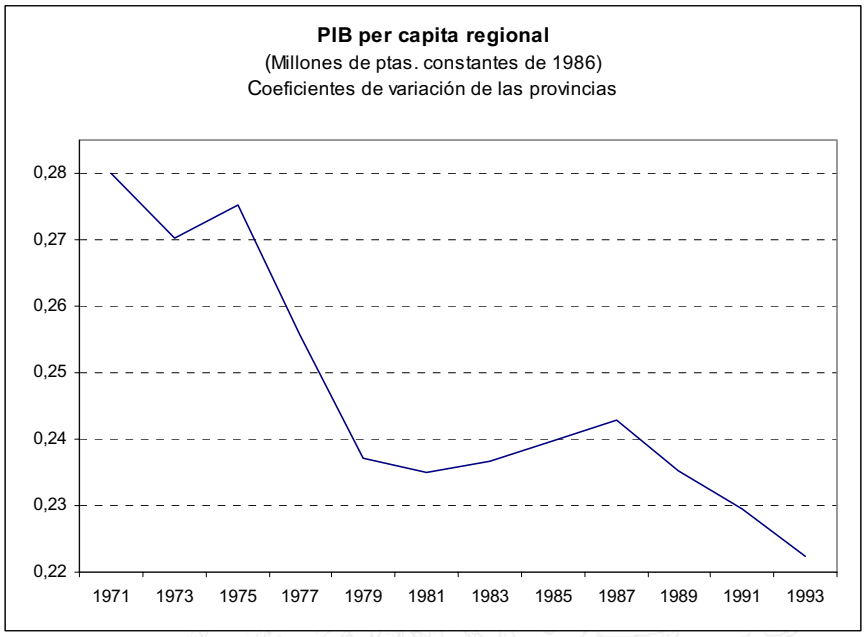


Gráfico 4.3. Evolución de los coeficientes de variación del PIB regional *per cápita* provincial.
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

Las diferencias entre los niveles del PIB *per cápita,* para las provincias españolas, se reducen a lo largo del período 1973-1991, aunque se observan diferentes fases en esta tendencia general decreciente. En los períodos de crisis económica, 1975-1981 y 1988-1991, las diferencias se atenúan de forma clara, mientras que en el período de expansión 1982-1987 las diferencias aumentan, lo que indica un crecimiento desigual del PIB *per cápita* en esta fase.

Una de las fuentes del crecimiento económico registrado en el período es la inversión privada productiva, cuya evolución presenta una tendencia creciente sujeta a las oscilaciones del ciclo económico y con un marcado retroceso en los últimos años de crisis del período, como puede verse en el gráfico 4.4.

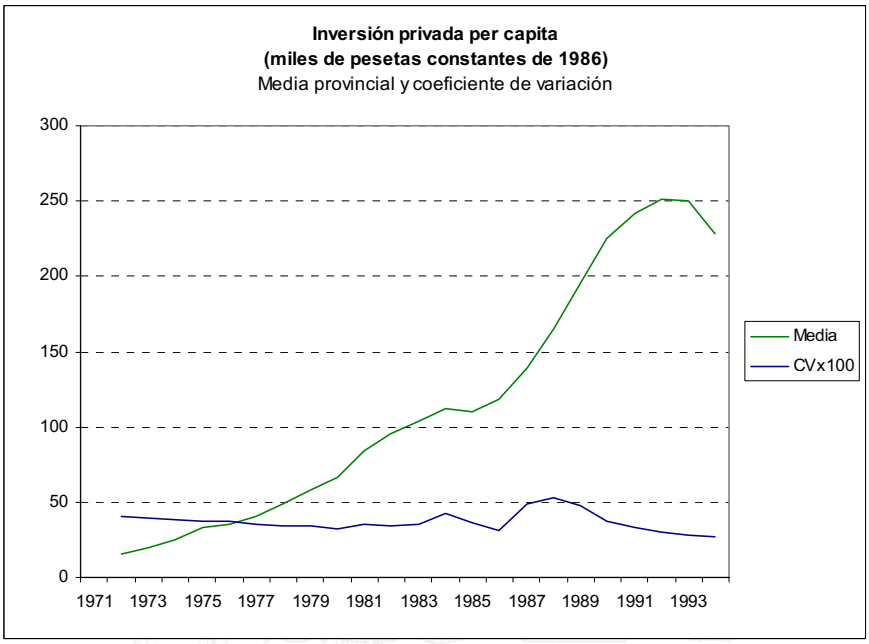


Gráfico 4.4. Evolución de la media y de los coeficientes de variación de la Inversión Privada *per cápita* provincial.
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

El *stock* de capital privado presenta también una tendencia evolutiva creciente, más estable que la inversión y menos sensible a los ciclos. Esta evolución creciente, por término medio, se presenta asociada con una leve reducción de las disparidades entre provincias, como consecuencia de una insuficiente nivelación en el reparto interprovincial de la inversión privada.

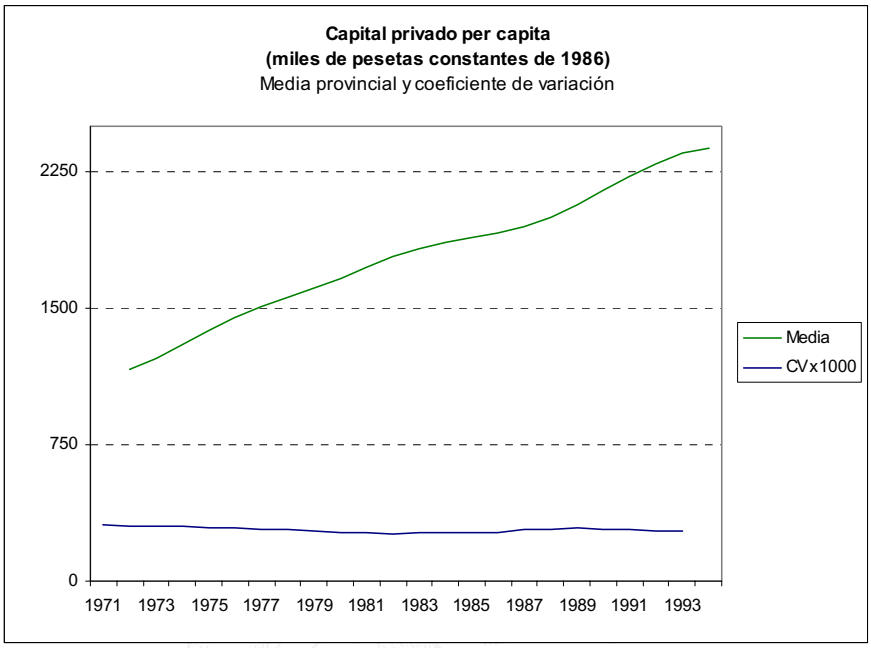


Gráfico 4.5. Evolución de la media y de los coeficientes de variación del Capital Privado *per cápita* provincial.
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

Otro factor, además del capital, que contribuye al crecimiento económico es el trabajo, cuyo *stock*, medido en términos de población activa, sigue un crecimiento continuado. Estas unidades de reserva de trabajo no son utilizadas en su totalidad, mostrándose un distanciamiento, iniciado en la década de los 70, entre población ocupada y población activa. Las cifras de población ocupada, al igual que las de inversión privada, acusan las influencias, positivas o negativas, del ciclo económico. La divergencia entre oferta y demanda de trabajo es una característica de nuestro crecimiento, que genera el problema del desempleo, persistente en todo el período de estudio y que será comentado más adelante.

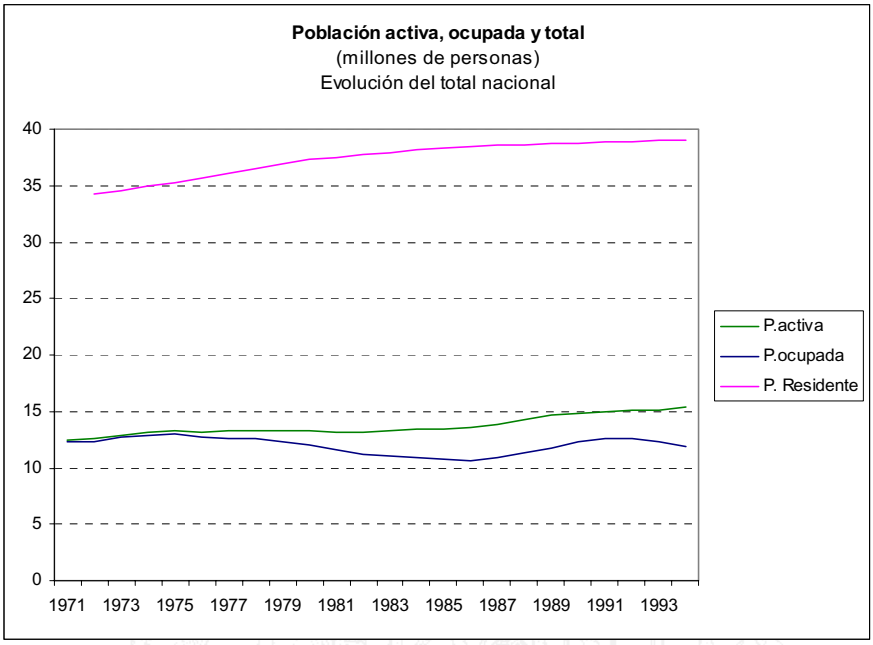


Gráfico 4.6. Evolución de la población activa, ocupada y total.
Fuente: INE

Una vez considerado el crecimiento económico y sus fuentes, conviene considerar también la composición sectorial de este crecimiento. El gráfico 4.7 permite ilustrar el cambio estructural sufrido en las provincias españolas a lo largo de los años considerados. Junto a la pérdida de importancia del sector primario en el valor añadido bruto, se observa la preponderancia creciente del sector servicios que repercute finalmente en un descenso de la participación de la industria, como característica más llamativa. En este período, se produce una terciarización de la economía, característica de un proceso de desarrollo continuado. La caída final de la industria viene provocada, en parte, por la externalización de determinados servicios en empresas industriales, que pasan a prestarse por empresas especializadas del sector terciario.

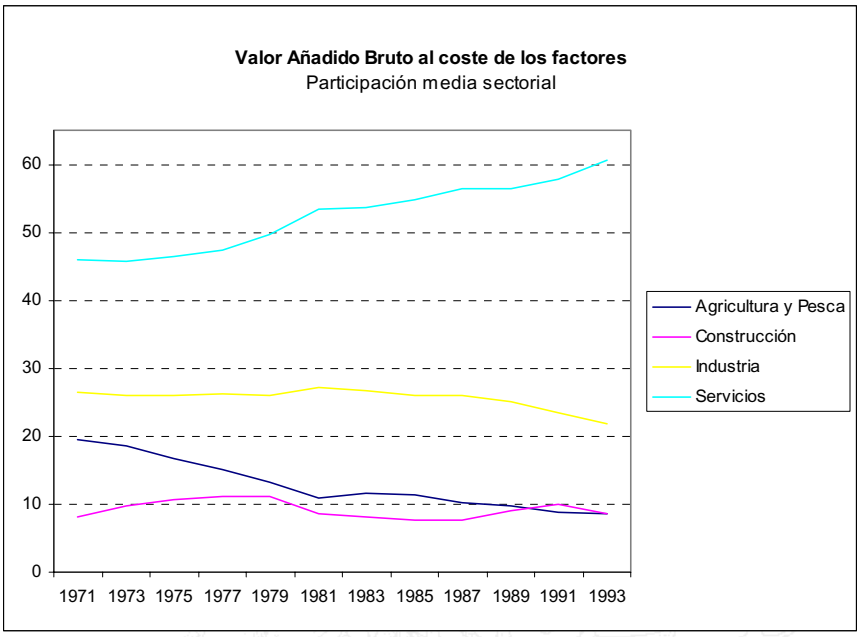


Gráfico 4.7. Evolución de la participación sectorial porcentual media de las provincias
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

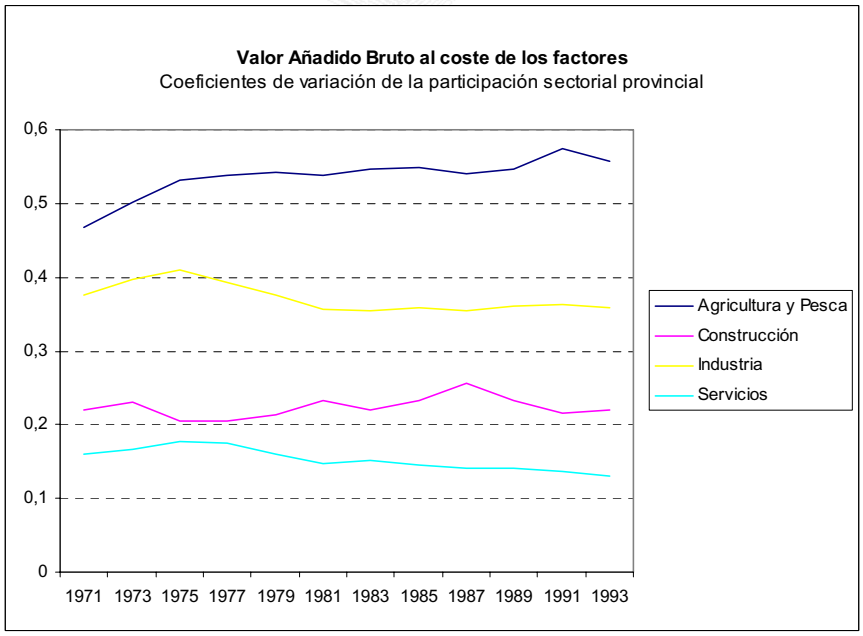


Gráfico 4.8. Evolución de los coeficientes de variación de la participación sectorial provincial
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

En cuanto a las diferencias interprovinciales, puede comprobarse la uniformidad creciente de las provincias en cuanto a su participación en el sector servicios, y la

importancia de la agricultura como sector que diferencia la estructura económica sectorial entre provincias. La industria pierde importancia progresivamente como elemento diferenciador a la vez que la construcción se comporta de forma oscilante.

Tras analizar el crecimiento y su composición sectorial, se aborda el estudio de dos factores macroeconómicos básicos referidos a dos problemas recurrentes en el desarrollo experimentado por el país: el paro y la inflación. La importancia de la creación de empleo como objetivo de política económica y su clara repercusión sobre la desigualdad, nos lleva a considerar la evolución de la tasa de paro, que sufre un comportamieno cíclico dependiente de la marcha general de la economía. A la vez, se observa que los períodos de aumento del desempleo han sido también de homogeneización de las provincias en cuanto a esta variable, mientras que los descensos medios y nacionales en la tasa de desempleo han llevado consigo un ligero proceso de diferenciación entre provincias, debido al diferente impacto regional de la creación de empleo.

Gráfico 4.9. Evolución de la tasa media de paro provincial
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

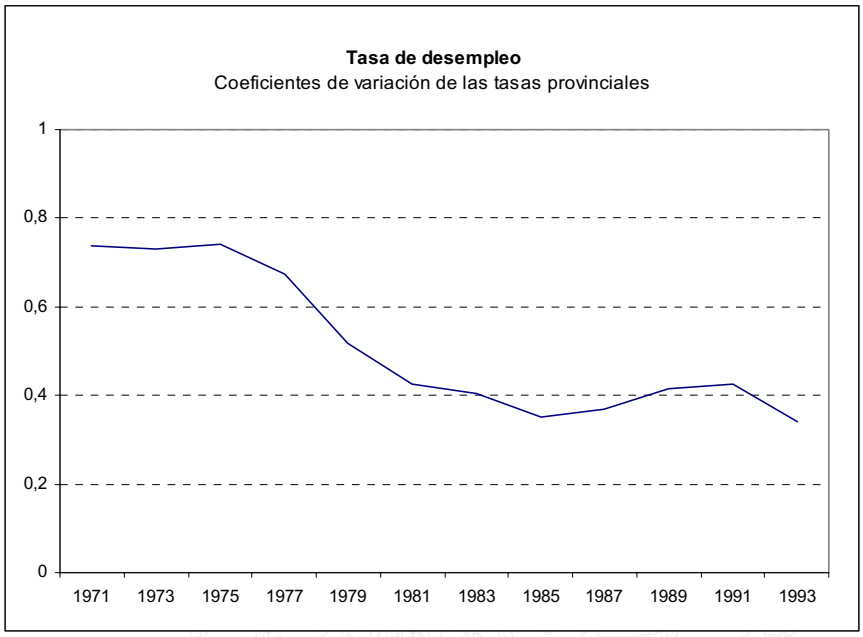


Gráfico 4.10. Evolución de los coeficientes de variación de las tasas de paro provinciales
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

Una variable que completa el cuadro macroeconómico comentado es la inflación. Teniendo en cuenta las dificultades para construir series homogéneas del Índice de Precios al Consumo de las provincias españolas, se ha optado por considerar como indicador de inflación el Deflactor Implícito del Valor Añadido Bruto, del que disponemos de series homogéneas para todo el período de estudio. En el gráfico 4.11, se observa el progresivo control que se va ejerciendo sobre la inflación, de forma que el crecimiento económico va siendo menos inflacionista. A la vez, se reducen las diferencias interprovinciales (Gráfico 4.12), siendo la inflación un factor que actúa principalmente bajo unas pautas generales marcadas por la evolución del país, a pesar del repunte de la diferenciación en los años finales del período de estudio.

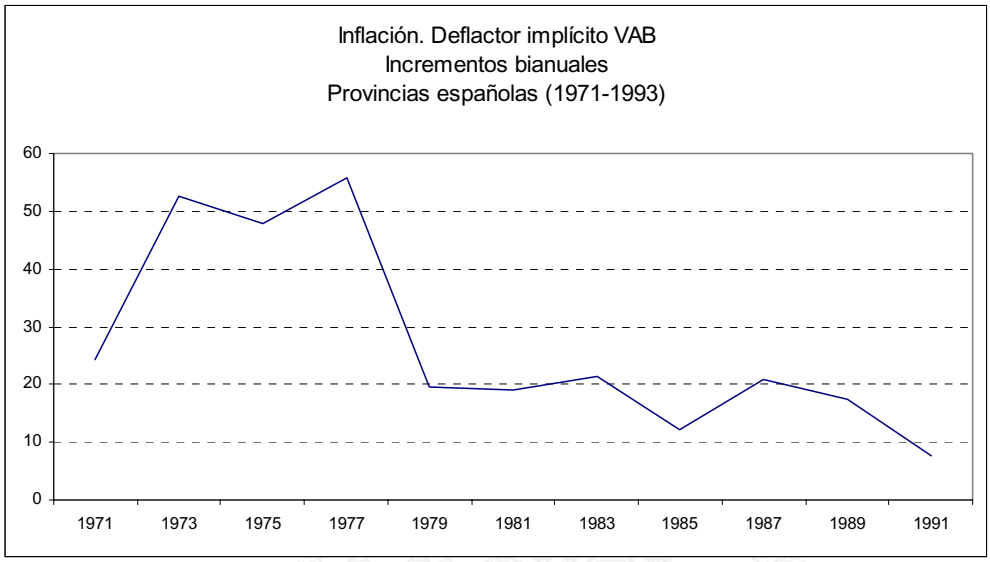


Gráfico 4.11. Evolución de la tasa media de inflación de las provincias
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

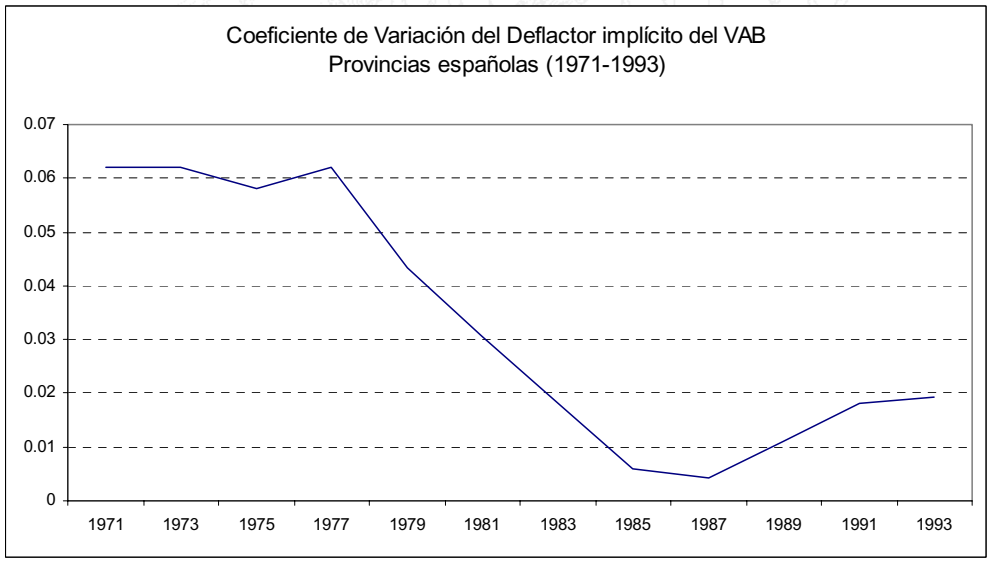


Gráfico 4.12. Evolución del coeficiente de variación de las tasas provinciales de inflación
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

Entre las vías de actuación de los factores macroeconómicos sobre la distribución personal de la renta, Nolan (1989) señala la participación de los factores en el reparto de la renta nacional. Esta conexión de la distribución funcional con la factorial puede analizarse mediante la participación de las rentas salariales, de capital y mixtas sobre el total. La evolución de dichas magnitudes (Gráfico 4.13) indica un descenso de la participación de las

rentas de capital y, sobre todo, de las rentas mixtas (agricultores, profesionales, comerciantes, etc.), mientras que la participación de las rentas salariales sigue una tendencia creciente. Las rentas de capital ganan terreno sobre las salariales en los periodos de auge económico, mientras que las rentas mixtas experimentan un descenso constante, a pesar de un leve repunte en 1991, lo que indica la pérdida de importancia, en términos relativos de rentas, de sus grupos generadores, en general autónomos, frente a los constituidos por trabajadores dependientes de un salario.

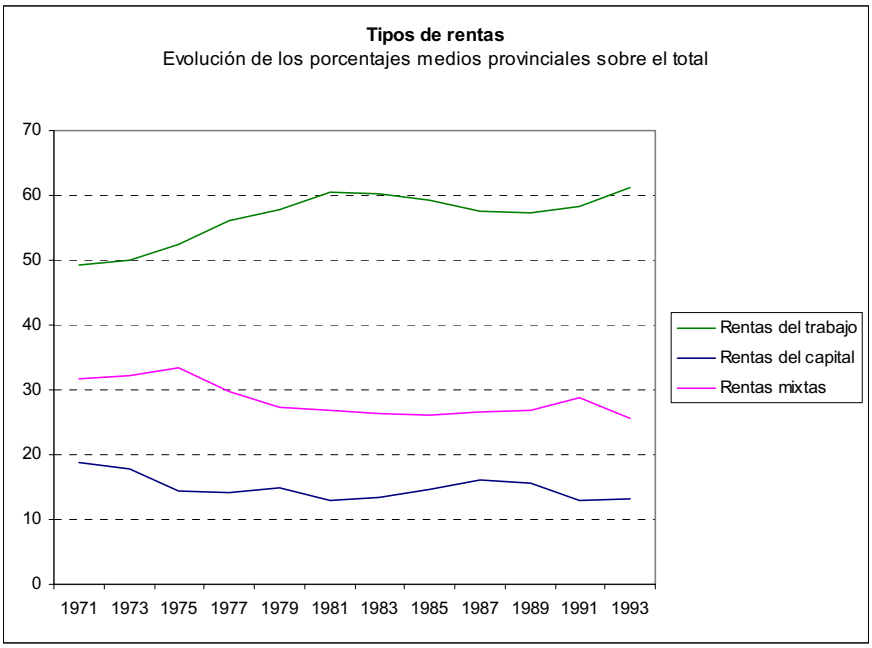


Gráfico 4.13. Evolución de las participaciones medias provinciales de los distintos tipos de rentas.
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

Los patrones seguidos por la distribución funcional de la renta producen una progresiva homogeneización de las provincias en la participación de las rentas del trabajo y mixtas. Este extremo se confirma a la luz del gráfico 4.14, en el que destaca, entre el predominio de las tendencias decrecientes de los coeficientes de variación, un mantenimiento de la dispersión relativa de las rentas de capital con un repunte en la segunda mitad de los 70.

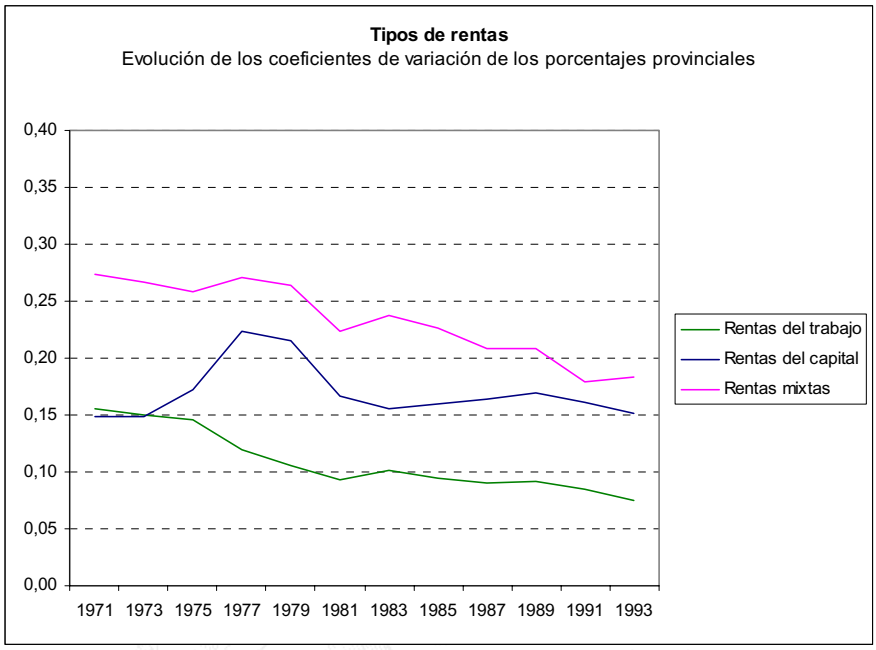


Gráfico 4.14. Evolución de los coeficientes de variación de las participaciones provinciales de los distintos tipos de rentas.
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

4.4.2. Indicadores demográficos

Una vez comentada la evolución de los principales factores macroeconómicos que definen la marcha general de la economía española en los años de estudio, pasamos a analizar indicadores de los factores demográficos, algunos de ellos también relacionados con la teoría del ciclo vital, que permiten evaluar los cambios sufridos por la población española en el período 1973-1991.

El patrón de crecimiento que sigue la población está caracterizado por una relativa estabilidad en cuanto a la tasa media de mortalidad, con una suave tendencia ascendente al final del período, y un preocupante descenso de la tasa media de natalidad. En cuanto a la diferenciación provincial en función de estas variables, la tasa de natalidad se constituye en un indicador que provoca cada vez mayor dispersión relativa, superando un coeficiente de variación del 0,25 al final del período (Gráfico 4.16). Por tanto, una vez alcanzada una tasa de mortalidad característica de un país desarrollado, la natalidad se convierte en el factor que marca y diferencia la evolución de la población en cada una de las provincias.

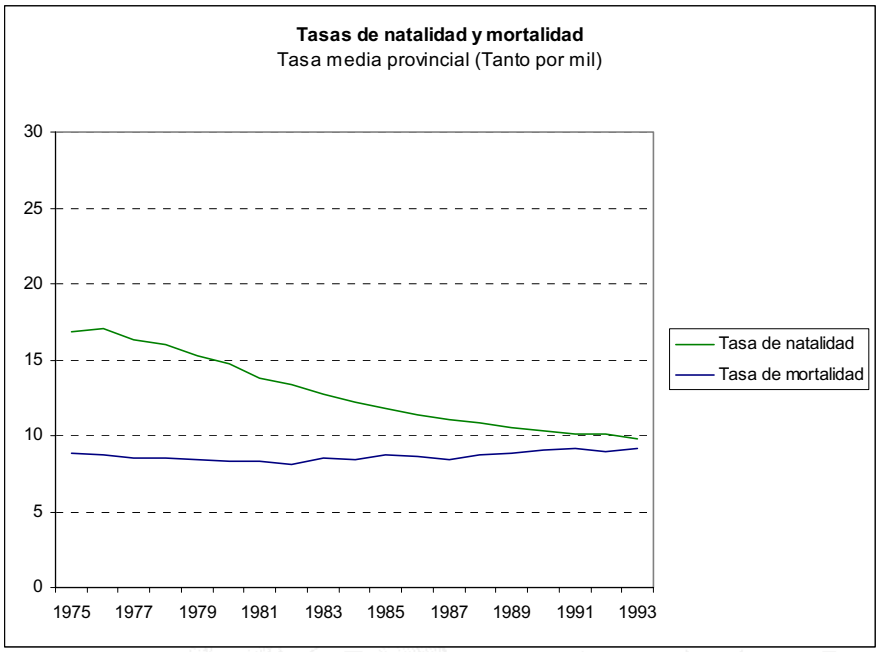


Gráfico 4.15. Evolución de las tasas medias provinciales de natalidad y mortalidad.
Fuente: INE

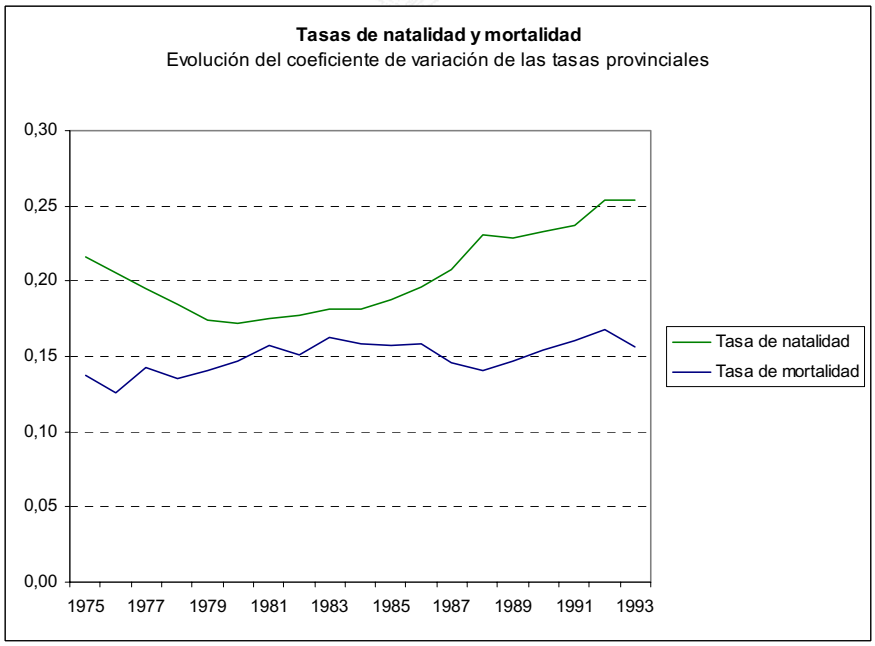


Gráfico 4.16. Evolución de los coeficientes de variación de las tasas provinciales de natalidad y mortalidad.
Fuente: INE

Las migraciones constituyen un factor de crecimiento de la población cuyo signo va variando a lo largo del período, siendo España, actualmente, un país netamente receptor de inmigrantes extranjeros[8]. Sin embargo, durante el período de estudio, la evolución de los saldos migratorios no muestra grandes variaciones, a excepción de los referentes a las migraciones interiores, donde se percibe una tendencia a la concentración de la población en núcleos de carácter urbano (Gráfico 4.17).

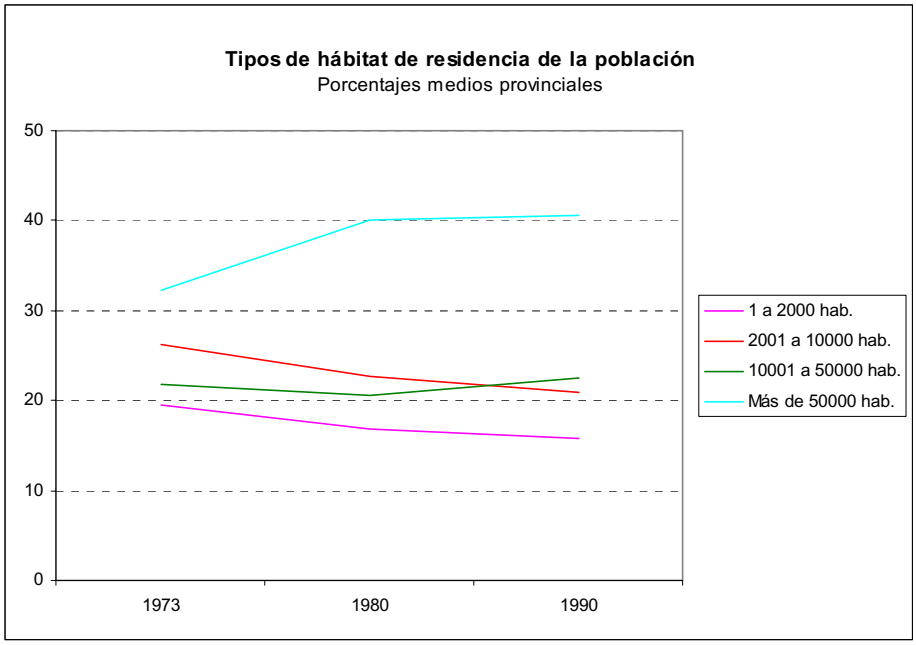


Gráfico 4.17. Evolución de los porcentajes medios provinciales de residentes según tipos de hábitat.
Fuente: Anuarios Estadísticos del INE

Esta tendencia de aumento de población en municipios urbanos es un fenómeno que se produce en todas las provincias, observándose una tendencia general a la uniformidad en los patrones de reparto de la población entre las diferentes categorías de municipios según su tamaño, sobre todo en lo que se refiere a los dos extremos de la clasificación.

[8] Aunque las cifras oficiales distan de ofrecer un panorama realista de la magnitud de un fenómeno que, en la actualidad, se manifiesta con gran intensidad de una forma irregular.

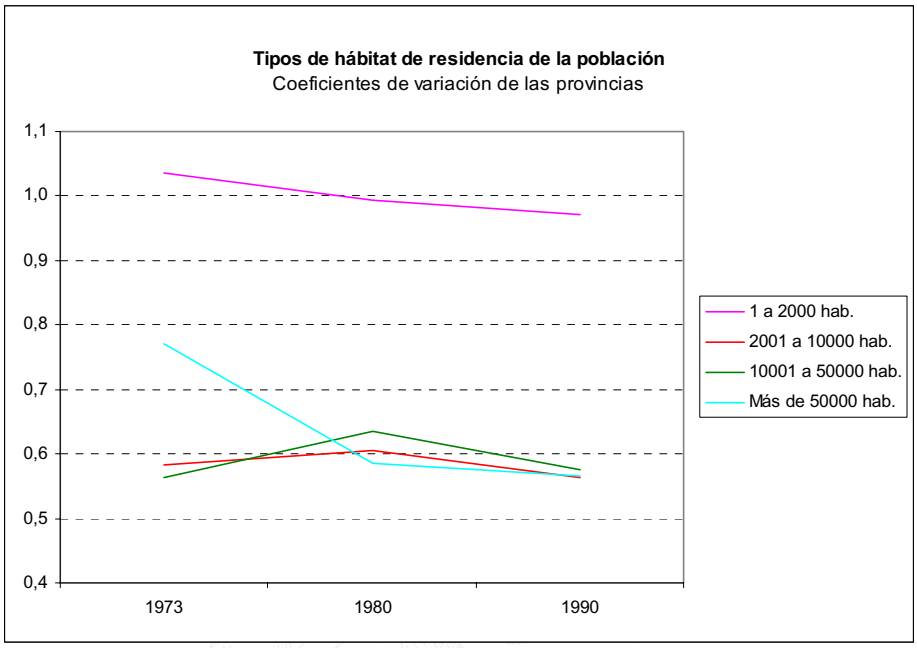


Gráfico 4.18. Evolución de los coeficientes de variación de los porcentajes provinciales de residentes según tipo de hábitat.
Fuente: Anuarios estadísticos del INE

Mientras se conforma el panorama descrito en cuanto a los factores que provocan las entradas, salidas y movimientos de la población, la estructura de la población por edades sufre también una transformación caracterizada por dos tendencias estables: la pérdida de importancia del grupo de 0 a 19 años y el peso cada vez mayor del grupo de mayores de 65 años. Los grupos de edad correspondientes a la población activa presentan, en conjunto, cierta estabilidad. En concreto, el grupo de 40 a 65 años se mantiene estable en el período, mientras que se observa un incremento en el grupo de 20 a 39, iniciado a mediados de la década de los 70, por la incorporación de amplias de generaciones de jóvenes.

Aunque, en el período analizado, los porcentajes de individuos en edad de trabajar y aquéllos que se encuentran en el intervalo de máxima percepción de ingresos no hacen peligrar el sistema de pensiones, se empiezan a vislumbrar los rasgos de una futura estructura por edades de una población que sí deberá afrontar este problema.

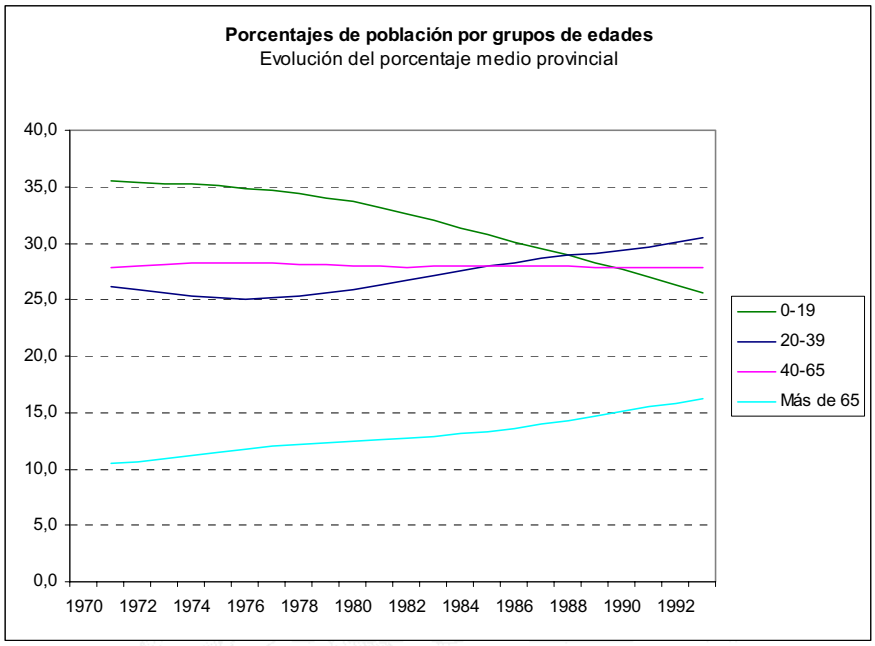


Gráfico 4.18. Evolución de los porcentajes medios provinciales de los diferentes grupos de edades.
Fuente: INE

En cuanto al poder discriminador de estos grupos de edad entre provincias, se aprecia la importancia de los porcentajes de jóvenes y mayores de 65, que distinguirán básicamente a unas provincias de otras, mientras las edades intermedias tienen un peso bastante uniforme, como se comprueba en el gráfico 4.19.

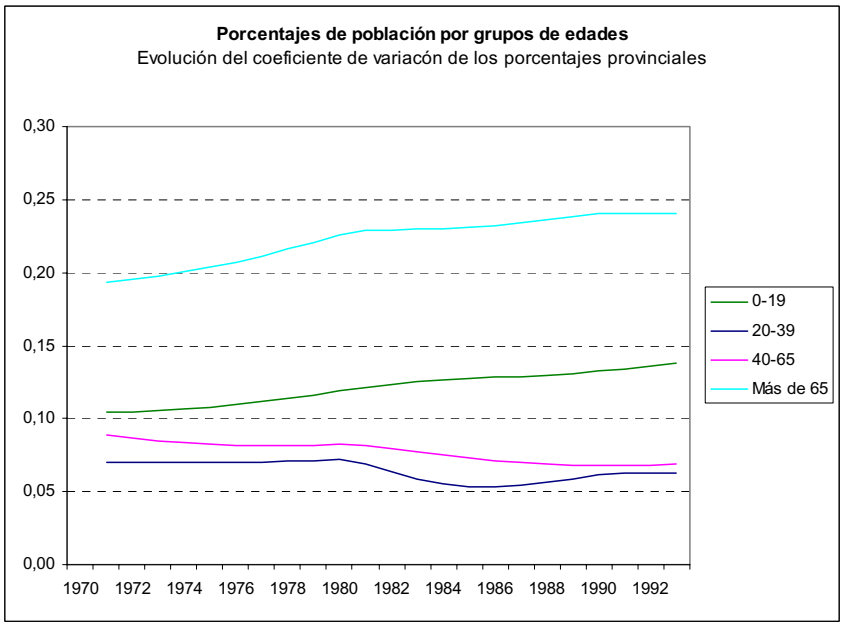


Gráfico 4.19. Evolución de los coeficientes de variación de los diferentes porcentajes provinciales por grupos de edades.
Fuente: INE

Para completar esta panorámica de los factores demográficos habituales en los estudios sobre distribución personal de la renta, nos referiremos finalmente al tamaño medio familiar de las familias, que toma, según datos del trabajo de Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996), los valores medios provinciales de 3,71 , 3,64 y 3,37. Esta variable es bastante uniforme para el conjunto de provincias según indica el coeficiente de variación en torno a 0,08 (Gráfico 4.20). Los datos están en la línea de la tendencia ya comentada en cuanto al descenso de la natalidad, que tendrá la lógica repercusión en el tamaño medio familiar.

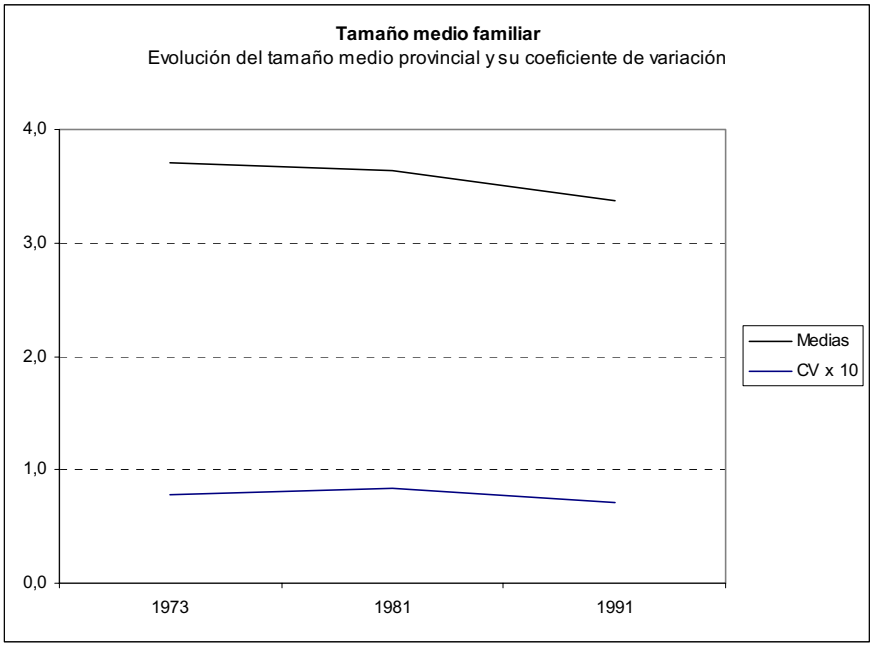


Gráfico 4.20. Evolución del tamaño familiar medio provincial y de los coeficientes de variación
Fuente: Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996)

Una vez analizada la evolución de algunos indicadores representativos de la evolución demográfica en el período, se considerarán otros factores determinantes de importancia como son la educación y las políticas redistributivas llevadas a cabo por el gobierno. Ambos factores completarán una panorámica bastante completa de la situación de los determinantes de la distribución de la renta en el caso español.

4.4.3. Indicadores referentes al capital humano

En el período 1973-91, el panorama nacional y provincial ha sufrido una transformación radical caracterizada, entre otros rasgos, por un descenso progresivo del porcentaje de individuos de la población activa con un nivel máximo de estudios primarios, acompañada de un ascenso, de igual importancia, del porcentaje de población activa con estudios medios. Aunque esta ha sido la principal transformación, el porcentaje de titulados superiores ha experimentado también un crecimiento sostenido de similar envergadura al descenso en la tasa de analfabetismo.

BIBLIOTECA VIRTUAL

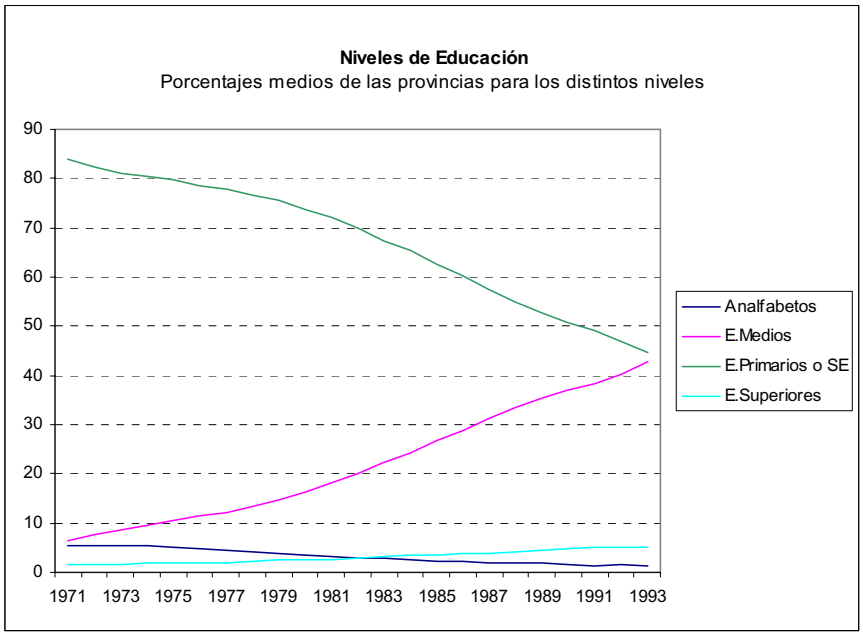


Gráfico 4.21. Evolución del porcentaje medio provincial de individuos de la población activa clasificados por niveles de estudio
Fuente: Más, Pérez, Uriel y Serrano (1998)

El porcentaje, en cuanto a niveles educativos, que presenta mayor variabilidad por provincias en 1991, es el referente a la población activa analfabeta que ha ido consolidándose como la variable que establece más diferencias entre unas provincias y otras. Los estudios medios han sufrido una evolución en sentido inverso, es decir, el porcentaje medio ha experimentado un importante crecimiento y, a la vez, la dispersión relativa por provincias se ha ido reduciendo, observándose una mayor uniformidad en cuanto a este nivel de educación.

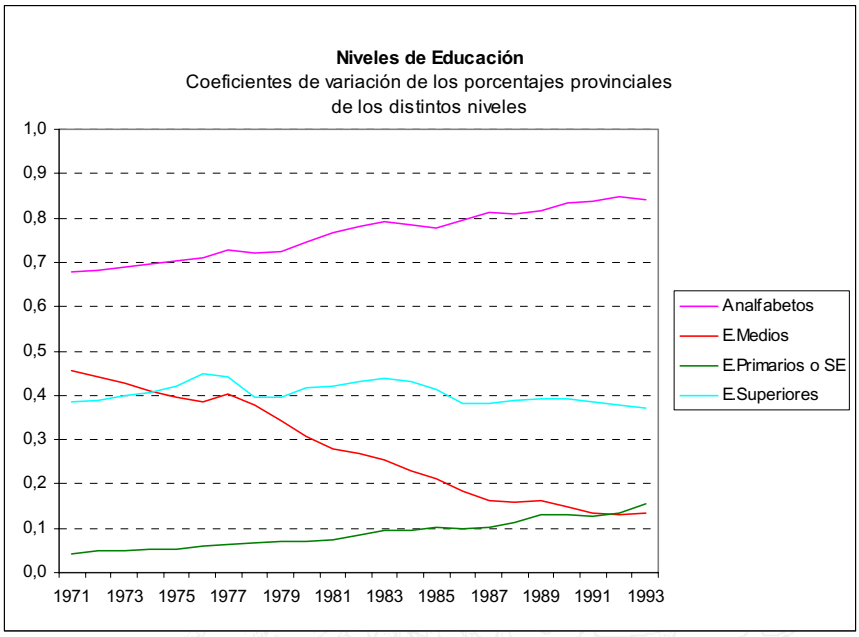


Gráfico 4.22. Evolución del coeficiente de variación de los porcentajes provinciales de individuos de la población activa clasificados por niveles de estudio
Fuente: Más, Pérez, Uriel y Serrano (1998)

Como conclusión, en lo que a la evolución de los niveles educativos se refiere, hay que destacar la profunda transformación en la estructura de la población activa, en el periodo 1973-1991. Esta transformación se concreta en una neta mejora debida al fuerte crecimiento de los porcentajes de individuos con estudios superiores y medios, y al descenso de los porcentajes referentes a estudios primarios como máximo nivel alcanzado. Esta mejora viene fomentada por una tendencia creciente de la inversión en educación *per cápita*, sometida a importantes oscilaciones, como puede comprobarse en las series de inversión pública de Más, Pérez y Uriel (1995 y 1998).

4.4.4. Indicadores referentes a ingresos y gastos públicos

Finalmente, se considera la actuación del Estado, a través de los instrumentos de gastos e ingresos públicos, a lo largo del período 1973-91, con el fin de completar el análisis de la evolución de los factores determinantes de la distribución de la renta en España.

Como aproximación a la magnitud y al sentido de las políticas redistributivas llevadas a cabo en este período, es ilustrativo analizar la evolución de los *ratios* de diferentes impuestos y transferencias en relación con el PIB. La evolución de los *ratios* referentes a impuestos directos sobre las familias, impuestos directos sobre las empresas y sociedades, impuestos indirectos y transferencias se representa en el gráfico 4.23, que muestra las diferentes trayectorias seguidas a lo largo del tiempo.

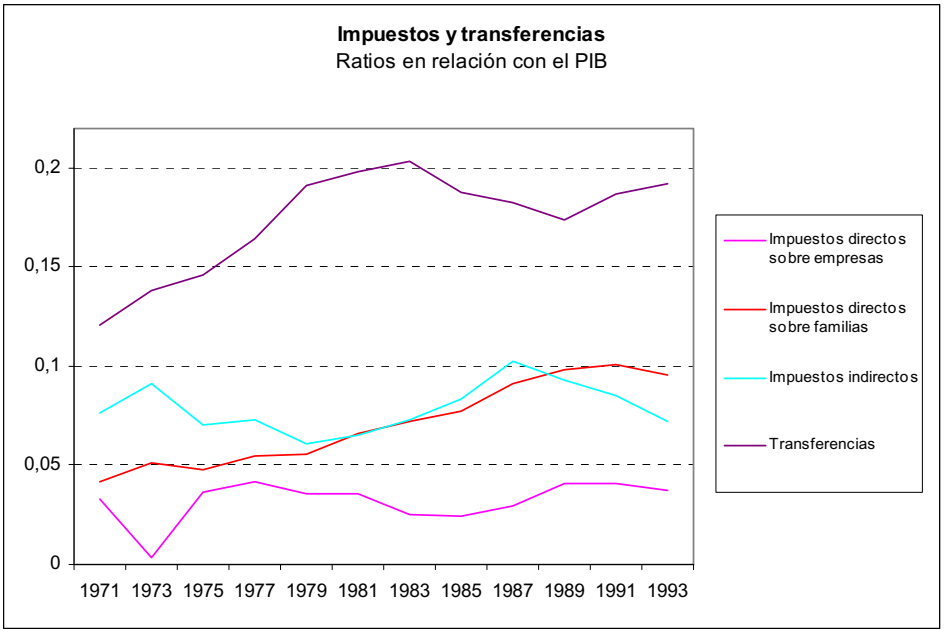


Gráfico 4.23. Evolución de los ratios medios de impuestos y transferencias en relación con el PIB.
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

Las trayectorias de cada *ratio* denotan claramente la profunda transformación del sistema impositivo a lo largo del período de estudio. El rasgo más constante y sobresaliente de los cuatro *ratios* representados es el progresivo aumento de la importancia de la imposición directa frente a un práctico estancamiento de la indirecta, que se ve afectada por las oscilaciones del ciclo económico. Entrando más en detalle, la imposición directa sobre las familias sufre un continuado aumento frente a todas las demás variables que se ven sometidas a la influencia del ciclo. Estas características de la evolución son el resultado de un proceso de reformas que se comenta a continuación.

En palabras de Fuentes Quintana (1989, p.30), el sistema tributario previo a 1977 era *"evadido con generalidad, injusto en la distribución de la carga y difícilmente*

compresible para su cumplimiento voluntario por los contribuyentes", con la consiguiente repercusión sobre el déficit público que continuó aumentando durante la crisis económica. La reforma tributaria emprendida en 1977, como una medida contenida en los Pactos de la Moncloa, pretende modernizar el cuadro tributario y la Administración Tributaria, estableciendo las bases del sistema sobre los principios modernos de personalidad y progresividad de la imposición directa y la neutralidad de la imposición indirecta.

Una descripción certera del sistema impositivo previo a 1977 fue realizada por Comín (1989, p. 869) que señala los siguientes rasgos de la misma: *"1) baja presión fiscal; 2) mayor relevancia de la imposición sobre el gasto que de los gravámenes directos; 3) tributación indirecta amplia y asistemática, y centrada en el impuesto multifásico de ventas en cascada y en unos cuantos tributos sobre consumos específicos; 4) La contribución directa estaba dominada por los impuestos de producto y no existía un auténtico impuesto sobre la renta; 5) las rentas de capital estaban menos gravadas que las de trabajo dependiente; 6) los tributos sobre el patrimonio y las ganancias de capital eran menos cuantiosos que el impuesto sobre transmisiones patrimoniales inter vivos. 7) proliferaban las exenciones, desgravaciones y bonificaciones en distintos impuestos; 8) existía una gestión inadecuada, con cuerpos especializados para cada gravamen, una débil capacidad de inspección y una escasa información sobre las bases tributarias y 9) había una evasión generalizada, especialmente aguda en las figuras menos regresivas del sistema fiscal".*

Frente a este orden de cosas, Fuentes Quintana interviene en el diseño de una reforma basada en un nuevo cuadro acorde al europeo con tres impuestos principales: Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas, Impuesto sobre la Renta de Sociedades e Impuesto sobre el Valor Añadido. Los demás tributos (Sucesiones, Patrimonio neto, Consumos específicos y Actos jurídicos documentados) completan un sistema que pretende un reparto más equitativo de las cargas fiscales, traducido inicialmente en un aumento del porcentaje de los impuestos directos, eficaces instrumentos para la redistribución de la renta.

Esta dirección en la política redistributiva a partir de los ingresos públicos se deja sentir en los *ratios* calculados, en los que se observa el notable crecimiento de los impuestos directos sobre el PIB desde 1979, a partir de entrada en vigor de la ley del Impuesto sobre la Renta Personal. Esta figura impositiva va consolidándose a lo largo del

período frente a los impuestos indirectos que siguen una tendencia estacionaria, en torno a la cual se producen las lógicas fluctuaciones debidas al ciclo económico.

En cuanto a las políticas de gasto orientadas a una redistribución equitativa de la renta, se produce un avance que resulta insuficiente para provocar un efecto perceptible a corto plazo, de forma que Comín (1989) sostiene que *"una característica de los gastos españoles es que apenas han existido las transferencias, y cuando han surgido, su financiación ha procedido de las propias cotizaciones sociales. Tampoco los desembolsos en sanidad y educación han sido destacables"*[9].

En cualquier caso, la evolución de las transferencias, como se comprobó a partir del gráfico 4.23, refleja el esfuerzo realizado para incrementar las cantidades destinadas a este fin y las oscilaciones que provoca la influencia del ciclo económico. En cuanto a la educación y sanidad, en el gráfico 4.24 se aprecia el incremento continuado de la inversión *per cápita* a partir del inicio de la década de los 80. Sin embargo, el esfuerzo en la inversión pública iniciado en 1982 gravitó sobre todo en la inversión en infraestructuras hasta la fecha clave de 1992, en torno a la cual se observa un retroceso, explicado en parte por la finalización de las grandes inversiones que precedieron a los eventos de conmemoración de esta fecha.

Según Bandrés y Sánchez (1996), en relación con el PIB, el gasto sanitario experimenta su mayor aumento entre los años 1970-78 pasando del 1,99% del PIB al 3,84%, posteriormente señalan que *"el gasto sanitario se estanca, e incluso desciende, en relación con el PIB durante diez años, hasta que vuelve a repuntar en 1989 y 1990"*. Esta conclusión contrasta con el proceso de aumento de la tasa de cobertura desde 1984 y la promulgación de la Ley General de Sanidad en 1986, que consolida un sistema sanitario público de carácter universal. Respecto a los gastos en educación, Bandrés y Sánchez (1996, p.59) afirman que *"el dinamismo de los gastos educativos ha sido, en los últimos veinte años, similar al de la sanidad, pero inferior al de las pensiones y, por supuesto, al de la protección del desempleo"*, lo que indica la relevancia, en términos de gastos, de la

[9] Estos argumentos explican que las estimaciones del parámetro β de la distribución de Dagum no crezcan a lo largo del período de estudio. Se recuerda que β era un parámetro igualador a través de políticas de gasto con transferencias a perceptores de rentas bajas y aumento de gastos en servicios tales como educación, sanidad, vivienda, etc.

política de transferencias de rentas a las clases menos favorecidas sobre otro tipo de medidas que favorecerían de una forma menos directa la redistribución de la renta.

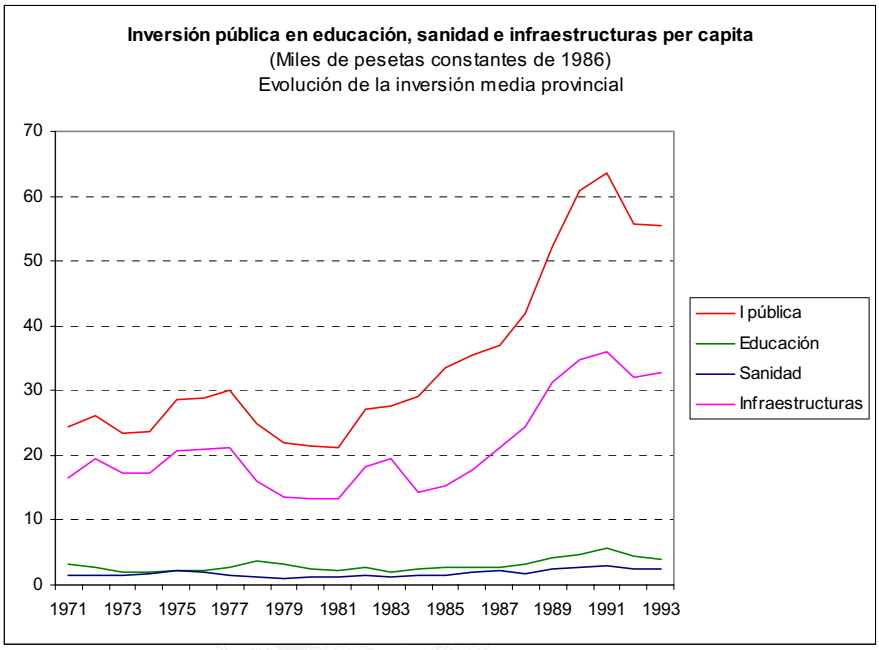


Gráfico 4.24. Evolución de la inversión pública según categorías
Fuente: Renta Nacional y su distribución provincial. Fundación BBV

Se comprueba, entonces, que la política redistributiva con efectos a más corto plazo se ha basado en gran parte en los ingresos públicos a través de la mayor progresividad introducida por el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas y el Impuesto sobre el Valor Añadido, que reduce la regresividad de los impuestos indirectos precedentes[10]. En el capítulo de gastos, las transferencias han desempeñado un papel más importante que los gastos en sanidad y educación.

4.4.5. Otros indicadores

Una vez descritas las líneas generales de la política redistributiva del Estado, quedaría por tratar, para completar el conjunto de categorías de factores, los indicadores

[10] Ver Ayala y otros (1996), Herrera y Castañer (1990) y Salas y Pérez (1993).

referentes a la situación en el contexto internacional, el tipo de cambio o las transiciones o reformas del sistema político. Estos factores, que son utilizados frecuentemente en estudios con muestras de países, no forman parte del presente análisis porque los indicadores correspondientes tomarían, obviamente, el mismo valor para todas y cada una de las provincias, sujetas todas ellas a una misma evolución dentro del marco de un mismo Estado.

4.4.6. Consideraciones finales

A modo de breve resumen del análisis realizado sobre la evolución de los principales factores determinantes de la distribución personal de la renta en España, en el período 1973-1991, podrían señalarse los siguientes rasgos básicos:

- En el período de estudio, se suceden diferentes fases en cuanto al crecimiento económico, que originan situaciones distintas en cada uno de los cortes temporales del análisis: una fase de desarrollo que llega a su fin en 1973, una situación de crisis con tasas de variación negativas del PIB en 1981 y el inicio de otra crisis en 1991. Estas situaciones dispares condicionan el comportamiento de factores como el paro, la inflación o la participación de los distintos tipos de rentas y, por consiguiente, de los mecanismos de actuación de los mismos sobre la distribución de la renta. La influencia del ciclo económico repercute también sobre la acción de los instrumentos redistributivos referentes a impuestos y transferencias.

- La transformación sufrida por las provincias españolas y el conjunto nacional, que se manifiesta en los diferentes factores determinantes de la distribución de la renta, es profunda y característica de un proceso de desarrollo que consolida una estructura productiva con fuerte peso del sector terciario y una importancia cada vez menor de la agricultura. Este proceso se desarrolla, de forma paralela, a la concentración de la población en núcleos con características urbanas.
- El comportamiento demográfico en el período 1973-1991 se ha caracterizado por una fuerte reducción de la tasa de natalidad, que ha contribuido al envejecimiento de la población. Como consecuencia lógica, el tamaño de la unidad familiar se reduce de forma progresiva.

En relación con la composición de la población por edades, se observa cómo disminuye el porcentaje de jóvenes y niños, pertenecientes al intervalo de 0 a 19 años; aumenta el del grupo de mayores de 65, y el peso del sector de edades intermedias, perteneciente a la población activa, experimenta un ascenso.

- En lo que se refiere al factor capital humano del conjunto de la sociedad, se observa una mejora de los niveles educativos de la población activa, basada principalmente en el aumento del porcentaje de personas con estudios medios. La transformación se completa con un descenso en el porcentaje de analfabetos, personas sin estudios o con un nivel máximo de estudios primarios, y un incremento de los titulados superiores, a pesar de seguir siendo este último un grupo minoritario en la población activa del año 1991.

- El conjunto de las provincias españolas experimenta en general una tendencia hacia la uniformidad de comportamientos, en cuanto a los factores determinantes de la distribución personal de la renta; sin embargo, ciertas variables adquieren un papel claro en la diferenciación interprovincial. Estas variables son, por ejemplo, el peso de la agricultura en la estructura productiva o la tasa de analfabetismo, cuyas medidas de dispersión relativa en torno a la media del conjunto provincial experimentan una tendencia ascendente.

- Uno de los instrumentos utilizados por el gobierno para modificar la distribución personal de la renta ha sido el sistema impositivo, cuya estructura se ha modificado para construir un cuadro fiscal moderno y equitativo. Los impuestos directos adquieren un papel preponderante en el sistema impositivo frente a los impuestos indirectos.

- Las transferencias han jugado también un papel importante con un aumento de sus cuantías en relación con el PIB. El aumento de los gastos y la inversión pública en sanidad y educación es otra característica del período de estudio, si bien su cuantía parece ser insuficiente para procurar una mayor igualdad, a corto plazo, según la opinión de algunos autores (Comín, 1989).

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

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.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

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 aquéllas, 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 $F = A\,Y_1^{\alpha_1} Y_2^{\alpha_2} \ldots Y_K^{\alpha_K}$. 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:

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

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:

$$\begin{cases} \theta_1 = A_1 Y_1^{\alpha_{11}} Y_2^{\alpha_{21}} \ldots Y_s^{\alpha_{s1}} \theta_2^{\beta_{21}} \theta_3^{\beta_{31}} \ldots \theta_r^{\beta_{r1}} \varepsilon_1 \\ \theta_2 = A_2 Y_1^{\alpha_{12}} Y_2^{\alpha_{22}} \ldots Y_s^{\alpha_{s2}} \theta_1^{\beta_{12}} \theta_3^{\beta_{32}} \ldots \theta_r^{\beta_{r2}} \varepsilon_2 \\ \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \\ \theta_r = A_r Y_1^{\alpha_{1r}} Y_2^{\alpha_{2r}} \ldots Y_s^{\alpha_{sr}} \theta_1^{\beta_{1r}} \theta_2^{\beta_{2r}} \ldots \theta_{r-1}^{\beta_{r-1,r}} \varepsilon_r \end{cases}$$

Este modelo de ecuaciones simultáneas puede incluir restricciones de exclusión de variables sin más que considerar nulas a cualquiera de las elasticidades β_{ji} o α_{ji}.

Cada sistema de ecuaciones será estimado en tres momentos del tiempo, lo que permitirá contrastar la validez y estabilidad del modelo a lo largo del período considerado. Las expresiones finales de cada ecuación se construirán tras un proceso de selección de variables que se detalla en los epígrafes siguientes.

5.3. Métodos utilizados en la estimación de los sistemas de ecuaciones simultáneas

Para estimar los sistemas de ecuaciones propuestos, contamos con diferentes métodos de estimación, encuadrados en las categorías correspondientes a los métodos de información limitada y a los métodos de información completa.

Los primeros son métodos de estimación que se llevan a cabo ecuación por ecuación, de forma separada, proporcionando estimadores con adecuadas propiedades para una sola ecuación. Estos métodos no utilizan toda la información disponible en el sistema de ecuaciones, procedente de la matriz de varianzas y covarianzas de los términos de error de las distintas ecuaciones del sistema. Entre estos métodos, se encuentran los de estimación por mínimos cuadrados indirectos, mínimos cuadrados bietápicos y máxima verosimilitud con información limitada.

Los métodos de información completa, en cambio, utilizan toda la información existente en el sistema de ecuaciones, proporcionando estimadores consistentes y más eficientes que los de información limitada. Estos métodos, que se emplean sólo para

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 $\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, ..., \alpha_{si}, \beta_{1i}, \beta_{2i}, ..., \beta_{ri}$, 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 eficientes[1].

Otros métodos de información completa, como el de máxima verosimilitud con información completa, proporcionan estimadores eficientes asintóticamente, cuando las perturbaciones están normalmente distribuidas[2]. Sin embargo, se puede demostrar[3] 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 económetras 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 precauciones[4]. 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 x 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 x n). El determinante del producto de matrices $y'y$ se denomina *varianza generalizada* de la matriz Y de las T x 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 total[5].

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) centraban 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

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos

	EBPF 73			EBPF 80			EBPF 90		
Variable dependiente λ									
	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		
Variable dependiente α									
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 empíricos[6] 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.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

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 deflactores 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

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos

	EBPF 1973			EBPF 1980			EBPF 1990		
Variable dependiente λ									
	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		
Variable dependiente β									
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		
Variable dependiente δ									
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.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

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 educación[7] 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

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos

MODELO CON GASTOS EN EDUCACIÓN SIN RETARDOS

	EBPF 80			EBPF 90		
Variable dependiente λ						
	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		
Variable dependiente α						
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

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos

MODELO CON GASTOS EN EDUCACIÓN (MEDIA DE 10 AÑOS)

	EBPF 90		
Variable dependiente λ			
	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		
Variable dependiente α			
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

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos

MODELO CON GASTOS EN EDUCACIÓN SIN RETARDOS

	EBPF 80			EBPF 90		
Variable dependiente λ						
	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		
Variable dependiente β						
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		
Variable dependiente δ						
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

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Trietápicos

MODELO CON GASTOS EN EDUCACIÓN (MEDIA DE 10 AÑOS)

	EBPF 90		
Variable dependiente λ			
	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		
Variable dependiente β			
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		
Variable dependiente δ			
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 redunda 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 disponibles[8]. 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.

Conclusiones y líneas futuras de investigación

El objetivo genérico de la presente tesis doctoral ha consistido en integrar la modelización probabilística de la distribución personal de la renta con el estudio económico del efecto de sus factores determinantes en un nuevo marco metodológico, aplicando este procedimiento al caso español durante el período 1973-1991.

Para conseguir este objetivo, se partió, en un principio, de la revisión y actualización de conocimientos referentes a los dos enfoques de la distribución personal de la renta que debían integrarse. Tras comprobar que apenas existen conexiones entre los trabajos de ambas líneas de investigación, y una vez examinados los intentos previos de integración, se ha propuesto y llevado a cabo para el caso español, una metodología diseñada para aunar ambos tipos de estudios mediante modelos econométricos multiecuacionales que consideran las complejas estructuras de relaciones existentes entre los factores y los parámetros.

En el esquema metodológico propuesto aparecen dos elementos básicos: los parámetros estimados de las distribuciones estadísticas y los indicadores agregados de factores. Para el caso español, se han suministrado y obtenido estimaciones y mediciones de ambos elementos, tras un profundo análisis teórico de los mismos. Antes de la formulación del modelo final se ha acometido un análisis empírico de las estimaciones de los parámetros y de los indicadores de factores para situar el modelo en el contexto económico concreto.

Finalmente, se han combinado ambos elementos en un modelo integrado que nos permite obtener conclusiones acerca del efecto de los factores determinantes sobre la distribución personal de la renta, representada ésta por los potentes indicadores que proporciona la modelización probabilística, área que recobra así un papel fundamental como herramienta del estudio económico de la distribución personal de la renta.

A continuación, se presentan las conclusiones obtenidas en cada uno de los capítulos en que se divide este trabajo.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Capítulo 1

Tras una revisión de la literatura existente sobre el tema, se comprueba que los estudios sobre modelización probabilística de la distribución de la renta se desarrollan paralelamente a los estudios causales sobre determinantes de la distribución personal, existiendo escasas conexiones entre estas dos líneas de investigación. Las ventajas que ofrece la modelización probabilística, en cuanto a su capacidad de resumen de toda la distribución, no se aprovechan en los estudios económico-causales. Los estudios sobre modelización constituyen un cuerpo independiente cuyo desarrollo se centra básicamente en la propuesta y selección de modelos que produzcan ajustes aceptables y en las mejoras de los métodos de estimación, sin considerar ninguna conexión lógica con el comportamiento real de los factores que determinan la forma final de la distribución de rentas.

La falta de integración de la modelización probabilística y la interpretación económica se manifiesta, por ejemplo, en la inexistencia de una clasificación de parámetros generalmente aceptada y mínimamente adaptada a la problemática de su significado económico. En este sentido, se propone una clasificación más detallada y completa que la realizada por Dagum, que incluye las siguientes categorías de parámetros:

A. Parámetros de posición

B. Parámetros que reproducen cambios de origen y escala

B.1. Parámetros de traslación

B.2. Parámetros de escala

C. Parámetros de igualdad/desigualdad

Según su influencia en la renta media:

C.1. De igualdad y aumento de la renta media

C.2. De igualdad y disminución de la renta media

C.3. De desigualdad y aumento de la renta media

C.4. De desigualdad y disminución de la renta media

Según su influencia sobre los percentiles de la distribución:

C.5. Redistribuidores puros

C.6. Redistribuidores moderados

D. Parámetros de mixtura

La mayor parte de los estudios sobre los factores determinantes de la distribución personal de la renta se basan en análisis de rentas individuales mediante modelos econométricos, como los característicos de la teoría del capital humano, donde lo que se analiza es la formación de la renta individual, y no el juego competitivo de los individuos hasta llegar a la distribución final en términos agregados. Sin embargo, este tipo de estudios permite acotar la relación de factores influyentes en la distribución personal de la renta con bastante precisión y exhaustividad, lo que será de utilidad para los capítulos posteriores.

Capítulo 2

Además de los primeros intentos de combinar la modelización probabilística y la causalidad económica mediante procesos estocásticos y otros modelos basados en la capacidad o el riesgo, se detectan e identifican dos vías de investigación, de más reciente desarrollo, que han intentado aunar modelos probabilísticos y factores económicos determinantes de la distribución personal de la renta. Los trabajos de la primera de estas vías se basan en modelos, bastante simples, del mercado de trabajo o de elección individual, que excluyen de partida numerosos factores y que sólo son aplicables a la explicación de

los ingresos del trabajo, excluyendo los demás tipos de renta. La segunda línea de trabajos, iniciada por Thurow en 1970, consiste en atribuir significado económico a los parámetros mediante regresiones de éstos sobre indicadores de factores de tipo macroeconómico.

Este último enfoque de estudio de los parámetros, mediante análisis de regresión, permite el estudio de la distribución de la renta de una forma completa y abre la posibilidad de realizar simulaciones para comprobar efectos de políticas económicas, a través de las ecuaciones que relacionan factores con parámetros. Por estas ventajas y por las críticas realizadas, en el punto anterior, al otro enfoque alternativo, la línea de investigación seguida en esta tesis se decanta por realizar aportaciones a este segundo tipo de estudios, cuyo estado actual requiere una revisión crítica.

La crítica fundamental a los trabajos desarrollados en este enfoque de análisis de los parámetros viene fundamentada en varios puntos débiles:

- Los modelos se centran en un número reducido de factores, generalmente indicadores macroeconómicos tales como la tasa de crecimiento, la tasa de paro o la tasa de inflación.

- Los modelos se construyen con ecuaciones idénticas, independientemente de la naturaleza de cada parámetro de la distribución que se considera, y no existe conexión entre ecuaciones. No introducen, por tanto, las relaciones simultáneas entre los parámetros de la distribución, al determinar de forma conjunta la distribución personal de la renta.

- Los modelos no presentan, en general, buenos ajustes a los datos y muchos de los factores considerados no resultan significativos en las ecuaciones.

Ante estas críticas, se propone una *nueva metodología* que permitirá un desarrollo de este enfoque basado en los siguientes puntos:

- Seleccionar los modelos probabilísticos que produzcan mejores ajustes en cada conjunto de datos.

- Analizar el significado concreto de cada uno de los parámetros de cada modelo para formular la ecuación correspondiente al mismo según las características específicas del parámetro y la influencia concreta que sus variaciones producen sobre la distribución.

- Analizar y diseñar un cuadro de indicadores agregados de los factores económicos influyentes sobre la distribución personal de la renta, a partir de los estudios más actuales y la reformulación de indicadores de los factores microeconómicos, para su adaptación al nivel agregado.

- Enriquecer los análisis teóricos sobre factores económicos determinantes y sobre los parámetros y sus relaciones, mediante el estudio empírico de las estimaciones y los indicadores calculados para el análisis aplicado que se decida acometer.

- Elaborar finalmente un modelo que aproveche la información de los análisis teóricos y empíricos realizados. Dicho modelo consistirá en un sistema de ecuaciones simultáneas, en el que las variables endógenas serán los parámetros de las distribuciones que podrán presentar una estructura de dependencia entre ellos.

- Estimar el modelo construido para el caso concreto de estudio y analizar, mediante el análisis de los coeficientes estimados, la repercusión de los factores sobre los parámetros y, por tanto, sobre la distribución.

Estas propuestas metodológicas se llevan a cabo en los capítulos tercero, cuarto y quinto de la tesis doctoral para el conjunto de datos obtenidos para cada una de las 50 provincias españolas en los tres cortes temporales referentes a las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares.

Capítulo 3

Para el caso de las provincias españolas, se seleccionan como modelos, para la realización del estudio aplicado, la familia de Dagum y la distribución gamma biparamétrica.

Los modelos de Dagum son seleccionados por cumplir un conjunto exigente y amplio de propiedades teóricas y por ser los que mejor ajustan el conjunto de datos utilizados según diferentes estudios de modelización probabilística de la distribución personal de la renta como el de Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996) o Prieto-Alaiz (1998). El modelo gamma biparamétrico se utiliza como aproximación inicial al estudio propuesto al contar sólo con dos parámetros que resumen las características básicas de la distribución y presentar ajustes aceptables entre un amplio conjunto de modelos candidatos.

Una vez seleccionadas las distribuciones a ajustar, se analiza el significado de cada parámetro, de acuerdo a un procedimiento riguroso que introduce herramientas analíticas y gráficas no utilizadas hasta el momento en los trabajos de esta línea de investigación, como es, por ejemplo, el estudio de la elasticidad de cada uno de los percentiles de la distribución ante variaciones de los parámetros.

El estudio acometido sobre los parámetros de las distribuciones seleccionadas arroja conclusiones originales en cuanto a su significado, que destacan por su extensión e interés. No obstante, a modo de resumen puede señalarse que:

- El parámetro λ de la distribución gamma es un parámetro de escala tal que la elasticidad de la renta media con respecto a este parámetro es constante e igual a -1. Los parámetros de escala estarán ligados al nivel de renta repartido en las distribuciones, lo que permite establecer conexiones con los modelos de formación de la renta.

- El parámetro α de la distribución gamma es un parámetro de igualdad, cuyos aumentos repercuten en un incremento de la igualdad de la distribución y, a la vez, de la renta media, que presenta una elasticidad de 1 con respecto a este parámetro. Estará asociado, por tanto, a medidas de política económica encaminadas a conseguir una mayor igualdad de la distribución personal y elevar, a la vez, la renta media.

- El parámetro α de la distribución de Dagum II se refiere a un porcentaje de rentas nulas y negativas que se acumulan, ambas, en el origen de coordenadas. En el caso del modelo de Dagum de tipo III, α tiene una relación inversa con la renta mínima de la distribución. El análisis efectuado permite concluir que α es un parámetro de

desigualdad, cuyos aumentos producen disminuciones en todos los percentiles de la distribución, aunque con mayor incidencia relativa en los inferiores, lo que provoca así un aumento de la desigualdad y una disminución de la renta media.

- El parámetro λ de la distribución de Dagum, en cualquiera de sus modelos, es un parámetro de escala de forma que la elasticidad de la renta media y de cualquier percentil de orden *p*, respecto de él, será constante e igual a $\frac{1}{\delta}$.

- El parámetro δ es un parámetro de igualdad con elasticidad negativa respecto a la renta media de la distribución. Su actuación sobre los percentiles de la distribución queda diferenciada para percentiles cuyo orden sea inferior a $p_0 = \alpha + \frac{1-\alpha}{(\lambda+1)^{\beta}}$ que aumentarán su valor ante incrementos del parámetro, mientras que los de orden superior a p_0 disminuirán su valor. Este parámetro es, por tanto, un redistribuidor puro cuyos aumentos estarán relacionados con políticas del sector público encaminadas a conseguir, por ejemplo, una mayor progresividad del sistema fiscal. La elasticidad negativa de la renta media ante aumentos del parámetro δ muestra el riesgo de este tipo de políticas que, al penalizar en exceso a las clases más ricas, pueden desestimular sus actitudes de ahorro e inversión.

- El parámetro β de las distribuciones de Dagum es un parámetro de igualdad redistribuidor moderado, cuyos aumentos provocan incrementos del valor de todos los percentiles y, por consiguiente, también de la renta media. Su función redistribuidora se produce a través de una elasticidad decreciente según el orden del percentil; es decir, aumentos del parámetro producen mayor igualdad mediante una mejora relativa mayor de los percentiles inferiores y medios. Este efecto estará asociado a políticas de igualdad de acceso a los servicios (inversión en educación y sanidad) y otras medidas que incrementen la renta de las clases medias y bajas (prestaciones sociales, transferencias, etc.).

Para el caso español y con datos de rentas personales corregidas por ocultación, se han estimado los parámetros de las distribuciones gamma y de la familia de Dagum, para las 50 provincias españolas en los cortes temporales correspondientes a las Encuestas Básicas de

Presupuestos Familiares. Las estimaciones se han realizado por el método de máxima verosimilitud aplicado a datos agrupados según la metodología de Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez (1996).

Un análisis descriptivo de las estimaciones de los parámetros permite concluir la siguiente evolución a lo largo del período 1973-1991.

- Un aumento en el nivel de renta de las distribuciones, a partir de las estimaciones del parámetro de escala de los modelos.
- Una disminución de la desigualdad en el reparto de la renta, según los valores estimados del parámetro de igualdad α de la distribución gamma.
- Un aumento en los valores estimados del parámetro de igualdad δ de la distribución de Dagum frente a una disminución en las estimaciones de β, lo que indica que el aumento en la igualdad de las distribuciones está más asociado a la redistribución pura, que produce el parámetro δ, que a las políticas de mejoras generalizadas representadas por β. En este sentido, España sigue un patrón de desarrollo no polarizador de acuerdo a las ideas de Dagum sobre la evolución internacional de las estimaciones de los parámetros de su distribución.

En cuanto a las relaciones entre parámetros, un análisis de correlaciones permitió concluir como rasgos más importantes la fuerte correlación negativa entre los parámetros de la distribución gamma y la fuerte correlación, también negativa, entre los dos parámetros de igualdad de la distribución de Dagum. Para profundizar más en el esquema de correlaciones entre parámetros, se realizó un análisis de componentes principales, en el que se obtuvo que la primera componente principal, que explicaba en torno al 60% de la variabilidad en el panorama provincial, asociaba con el mismo signo al parámetro de escala y al parámetro de igualdad δ frente a los parámetros α y β. Este primer componente podría interpretarse como un indicador de crecimiento despolarizador si atribuimos el signo positivo al binomio formado por el parámetro de escala y el parámetro δ de igualdad.

Capítulo 4

El segundo elemento básico de la metodología propuesta en el segundo capítulo, además de los parámetros es el conjunto de indicadores agregados de los factores determinantes de la distribución de la renta. Una revisión de las aportaciones recientes en trabajos relacionados y la reformulación en indicadores de nivel agregado de los factores presentados en el capítulo 1, permite componer la siguiente relación de categorías de indicadores:

- Crecimiento económico y sus características.
- Composición sectorial del crecimiento.
- Indicadores macroeconómicos generales: tasa de inflación, tasa de paro y evolución del tipo de cambio.
- Participación de los factores productivos en el producto o en la renta nacional.
- Importancia relativa de determinados grupos de edad.
- Nivel educativo de la población.
- Indicadores de gastos e ingresos públicos.
- Factores demográficos.
- Situación en el contexto internacional.
- Características del sistema político.

Para poder obtener los indicadores agregados, representativos de los factores, en el caso de las provincias españolas en el período de interés, se construyó una base de datos provinciales con más de 250 variables, cuya descripción pormenorizada aparece en el Anexo. Dicha base de datos constituye un esfuerzo de recopilación de un amplio conjunto de variables de interés, procedentes de diferentes fuentes estadísticas, para estudios regionales que requieran un nivel de desagregación provincial.

La construcción y propuesta de indicadores agregados para medir el efecto de los factores englobados en las categorías citadas requiere, en algunos casos, la consideración de elementos que introduzcan el desfase temporal entre la actuación del factor y el momento en el que repercute su efecto sobre la distribución; este el caso de los indicadores de gasto en educación. Para introducir la influencia de este retardo temporal, se proponen siete indicadores de gasto en educación en función de la información estadística, disponible en cada caso, sobre los niveles de estudio y las edades de los individuos.

Mediante los indicadores de cada factor, se analiza la evolución de los mismos en el período de estudio para el caso español, obteniéndose entre otras las siguientes conclusiones:

- La presencia de diferentes fases en cuanto al crecimiento económico a lo largo del período de estudio.
- La transformación profunda sufrida en la composición sectorial de la economía con un proceso de terciarización y pérdida de importancia del sector primario.
- La convulsión experimentada, durante este período, en el reparto de la población activa por niveles educativos, pasando a ser el nivel de estudios medios el predominante en la población activa y reduciéndose drásticamente los porcentajes de personas sin estudios o sólo con estudios primarios.
- La tendencia uniformizadora de las distintas provincias en cuanto a las variables representativas de factores determinantes, a excepción de las tasas de analfabetismo o el peso de la agricultura en la economía.
- Las reformas del sistema impositivo, a partir de 1977, van inyectando progresividad, gracias principalmente al impuesto sobre la renta. Las políticas de gasto público experimentan un notable avance, si bien su cuantía parece anticipar un efecto insuficiente en cuanto al objetivo de conseguir una distribución más equitativa.

Capítulo 5

Una vez que se dispone de estimaciones paramétricas y de un conjunto amplio de indicadores referentes a factores, y una vez que se han analizado las relaciones y la evolución de estos elementos en el caso español que nos ocupa, se acomete la tarea de integrar la modelización probabilística de la distribución personal de la renta y los estudios económicos causales de los factores determinantes.

El conocimiento del significado de cada parámetro y de las posibles relaciones que guarda con los restantes permite formular las ecuaciones de dos modelos, uno para cada una de las distribuciones seleccionadas. Los modelos propuestos son los siguientes:

Modelo para la distribución gamma:

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

Modelo para la distribución de Dagum de tipo I:

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

La estimación de los sistemas de ecuaciones simultáneas se realiza por el método de mínimos cuadrados en tres etapas. El proceso de estimación se efectúa con los programas econométricos TSP y SHAZAM, obteniéndose mejores ajustes y coeficientes más significativos para los datos correspondientes a 1990.

La interpretación de los coeficientes de los modelos estimados permite obtener las siguientes conclusiones sobre la evolución de la distribución personal de la renta en España en el período 1973-1991:

- El factor que presenta una mayor influencia sobre el parámetro de escala, y por tanto sobre el nivel medio de renta de las distribuciones, es el nivel educativo de la población activa, y su influencia es significativa en cada uno de los tres cortes temporales estudiados. Las transferencias muestran también una elasticidad positiva significativa en 1990.

- En general, valores altos de las estimaciones de los parámetros de igualdad están asociados a valores de los parámetros de escala que indican niveles bajos de renta.

Se destaca la influencia de los parámetros de escala (causa) sobre los parámetros de igualdad (efecto).

- El peso, en términos de empleo, del sector primario, la tasa de paro y los porcentajes elevados de individuos con niveles educativos bajos son los factores que más repercuten en aumentos de la desigualdad a través de los parámetros de las distribuciones.

- La inflación no tiene efectos estadísticamente significativos sobre los parámetros de la distribución en 1980 y 1990. En 1973, sin embargo, se aprecia una nítida asociación a niveles altos de desigualdad.

- Las medidas de aumento del gasto público en educación no tienen un efecto significativo sobre los parámetros de desigualdad de las distribuciones. Esto no significa que la educación no sea un factor determinante sobre la igualdad en el caso español, sino que, por las particularidades de esta variable, comentadas extensamente en los capítulos 4 y 5, su efecto sólo es perceptible a través de las mejoras del nivel educativo existente en la población activa.

- A pesar de las reformas del sistema impositivo, en 1990 éste todavía no contribuye significativamente a reducir la desigualdad de la distribución, aunque se perciba una evolución positiva en este proceso.

- Las políticas de incremento de transferencias en general y de prestaciones sociales en particular, como herramientas en la reducción de la desigualdad, sí que tienen un papel relevante y sus efectos son claramente perceptibles en el último corte temporal correspondiente a 1990.

En resumen, la principal aportación de esta tesis doctoral es la metodología que se propone para llevar a cabo un estudio causal de la distribución personal de la renta mediante la modelización probabilística de la misma. En el proceso de desarrollo e implementación de esta metodología se realizan además otras aportaciones adyacentes que, en síntesis, son las siguientes:

- Propuesta de una clasificación de los parámetros de los modelos probabilísticos para la distribución personal de la renta.

- Propuesta de un esquema analítico para el análisis del significado de los parámetros de los modelos para la distribución personal de la renta. En dicho esquema, se introduce, como instrumento fundamental de análisis e interpretación, el estudio de la elasticidad de los percentiles respecto a variaciones de los parámetros, evaluada para los distintos órdenes de los percentiles.

- Interpretación estadística y económica de los parámetros de las distribuciones gamma y Dagum, obtenida mediante la aplicación del nuevo esquema analítico.

- Obtención de estimaciones provinciales para los parámetros de los modelos gamma y Dagum, en el caso español, e interpretación económica de las mismas en cuanto a su evolución y relaciones.

- Propuesta de una relación de indicadores sobre factores determinantes de la distribución personal de la renta, fruto de la revisión bibliográfica reciente y la reformulación en el nivel agregado de los indicadores tradicionales utilizados para rentas individuales.

- Propuesta de diferentes alternativas de indicadores agregados de gasto en educación, considerando el desfase temporal entre el momento del gasto y la producción de sus efectos sobre la distribución.

- Confección de una base de datos, de carácter provincial, sobre factores determinantes de la distribución personal de la renta con más de 250 variables.

- Obtención de los indicadores agregados de factores y análisis de la evolución de los factores determinantes de la distribución de la renta en el período de estudio a través de dichos indicadores.

- Propuesta de dos estructuras de sistemas de ecuaciones simultáneas, una para los parámetros de la distribución gamma y otro para la de Dagum, con el fin de analizar la influencia de los factores sobre los distintos aspectos distributivos representados por los parámetros.

- Estimación de los modelos de ecuaciones simultáneas y obtención de conclusiones en relación con la influencia de los factores sobre la distribución personal de la renta en España, durante el período 1973-1991.

Como líneas futuras de investigación, que podrían desarrollarse posteriormente, podrían destacarse las siguientes:

- Aplicación, en el ámbito internacional, del esquema metodológico seguido en esta tesis; por ejemplo, al estudio de los países de la Unión Europea o de las regiones definidas dentro de la misma, con el objetivo de contrastar su generalidad.

- Consideración de otros modelos estadísticos alternativos para la modelización de la distribución de la renta y análisis de sus parámetros siguiendo el esquema analítico presentado, con el objeto de contrastar la generalidad de la metodología y la consistencia de los análisis resultantes.

- Mejora progresiva de los modelos propuestos de acuerdo con la disponibilidad de nuevas series de datos y la mejora de las fuentes de las que proceden.

- Integración de los modelos propuestos en otros modelos macroeconómicos globales con el fin de introducir en los mismos, mediante la modelización probabilística, los efectos cruzados de determinadas variables sobre la distribución personal de la renta y viceversa.

Otros subproductos previsibles, derivados de estas futuras líneas de investigación, serán la construcción de índices de progresividad y de otros indicadores destinados al análisis de la incidencia de la imposición, a partir de los parámetros β y δ de los modelos de Dagum; la obtención de indicadores relacionados con el desarrollo y el bienestar a partir

de combinaciones de las estimaciones de los parámetros mediante técnicas de análisis multivariante; y, finalmente, el diseño y construcción de indicadores agregados de los efectos del gasto público en educación y de otros factores con problemáticas similares de imputación temporal.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Bibliografía

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

ABRAMOWITZ, M. y STEGUN, I. (1970). *Handbook of Mathematical Functions*. Dover Publications, Nueva York.

AGHION, P. y HOWITT, P. (1998). *Endogenous Growth Theory*. The MIT Press, Cambridge.

AGHION, P. y VOLTON, P. (1997). "A Trickle-Down Theory of Growth and Development with Debt Overhang". *Review of Economics Studies*, 64(2), pp. 151-62.

AGHION, P., CAROLI, E. y GARCÍA-PEÑALOSA, C. (1999). "Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories". *Journal of Economic Literature*, 37, pp. 1615-1660.

AITCHINSON, J. y BROWN, J.A.C. (1957). *The Lognormal Distribution.* Cambridge University Press, Cambridge.

ALESINA, A. y PEROTTI, R. (1996). "Income Distribution, Political Instability and Investment". *European Economic Review*, 40(6), pp. 1203-1228.

ALESSIE, R., LUSARDI, A. y ALDERSHOF, T. (1997). "Income and Wealth over the Life Cycle: Evidence from Panel Data". *Review of Income and Wealth*, 43(1), pp. 1-32.

AL-MARHUBI, F.A. (2000). "Income Inequality and Inflation: The Cross-country Evidence". *Contemporary Economic Policy*, 18(4), pp. 428-439.

ALONSO, A. (2001). "Logistic Regression and World Income Distribution". *International Advances in Economic Research*, 7(2), pp. 231-242.

AMMON, O. (1895). *Die Gesellschaftsordnung und ihre Natürlichen Grundlagen*. Jena.

AMOROSO, L. (1925). "Richerche intorno alla Curva dei Redditi". *Annali di Matematica Pura ed Applicata*, 4(21), pp. 123-157.

ARGIMÓN, I. y GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. (1987). "Traslación e Incidencia de las Cotizaciones Sociales por Niveles de Renta en España, 1980-1984". Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social. Documentos de Trabajo, nº. 1.

ATKINSON, A.B. (1970). "On the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 2, pp. 244-263.

ATKINSON, A.B. (1981). *Economía de la Desigualdad*, Editorial Crítica. Traducción española de *The Economics of Inequality*. (1975). Oxford University Press.

ATKINSON, A.B. y STIGLITZ, J.E. (1980). *Lectures in Public Economics*. McGraw-Hill, Nueva York.

AYALA, L.; MARTÍNEZ, R. y RUIZ-HUERTA, J. (1996). "La Distribución de la Renta en España desde una Perspectiva Internacional: Tendencias y Factores de Cambio" en *La desigualdad de Recursos (II Simposio sobre Igualdad y Distribución de Renta y la Riqueza)*, Fundación Argentaria.

BAKKER, A. y CREEDY, J. (2000). "Macroeconomic Variables and Income Distribution. Conditional Modelling with the Generalised Exponential". *Journal of Income Distribution*, 9, pp. 183-197.

BANDRÉS, E. (1991). "Progresividad, Equidad y Efectos Distributivos de los Gastos Sociales en España". *Hacienda Pública Española*, 117, pp. 17-42.

BANDRÉS, E. y SÁNCHEZ, A. (1996). "Las Políticas de Protección Social en España (1970-1990)", en Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez: *Distribución Personal de la Renta en España*, Pirámide, Madrid.

BARÓ, J. (1982). *Distribución Personal de la Renta: Medidas y Leyes de Desigualdad.* Tesis Doctoral. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Barcelona.

BARTELS, C.P.A. y VAN METELEN, H. (1975). "Alternative Probability Density Functions of Income". Research Memorandum, nº. 29, Vrije University, Amsterdam.

BEBLO, M. y KNAUS, T. (2000). "Measuring Income Inequality in Euroland", *Luxembourg Income Study Working Paper*, nº. 232.

BECKER ,G.S. (1967). *Human Capital and the Personal Distribution of Income*, en W.S. Woytinsky, Lectura nº. 1, Universidad de Michigan.

BECKER, G.S. (1962). "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis". *Journal of Political Economy*, 70 (5), pp. 9-49.

BECKER, G.S. (1964). *Human Capital*. Columbia University Press, Nueva York.

BECKER, G.S. y TOMES, N. (1979). "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility". *Journal of Political Economy*, 87 (6), pp. 1153-1189.

BECKMANN, M.J. (1972). "Klassen Einkommen-sverteilung und die Struktur bürokartischer organisationen". *Kyklos*, 24, pp. 240-275.

BÉNABOU, R. (1996a). "Inequality and Growth", en B. Bernanke and J. Rotemberg (Ed.): *NBER Macroeconomics Annual II*, MIT Press, Cambridge, pp. 125-149.

BÉNABOU, R. (1996b). "Equity and Efficiency in Human Capital Investment: The Local Connection". *Review of Economic Studies,* 63, pp. 237-264.

BERNDT, E.R. (1991). *The Practice of Econometrics*, Addison-Wesley.

BLACK, D.; HAYES, K. y SLOTTJE, D. (1989). "Demographic Change and Inequality in the Size Distribution of Labor and Nonlabor Income". *Review of Income and Wealt*h, 35(3), pp. 283-296.

BLINDER, A. y ESAKI, H. (1978). "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States". *Review of Economics and Statistics,* 60(4), pp. 827-855.

BLUNDELL, R. y PRESTON, I. (1994). "Income or Consumption in the Measurement of Inequality or Poverty?". Working Paper 91.1, Institute for Fiscal Studies and University College, Londres.

BOISSEVAIN, C.H. (1939). "Distribution of Abilities Depending upon Two or More Dependent Factors". *Metron,* 13 (4), pp. 49-58.

BORDLEY, R. F.; McDONALD, J.B. y MANTRALA, A. (1996). "Something New, Something Old: Parametric Models for the Size Distribution of Income". *Journal of Income Distribution*, 6(1), pp. 91-104.

BOURGUIGNON, F. y MORRISON, C. (1998). "Inequality and Development: The Role of Dualism". *Journal of Development Economics*, 57(2), pp. 233-57.

BRAMBILLA, F. (1960). *La Distribuzione dei Redditi*. Succesori Fratelli Fusi, Pavia.

CALONGE, S. y MANRESA, A. (2001). "La Incidencia Impositiva y la Redistribución de la Renta en España: Un Análisis Empírico". *Papeles de Economía Española*, 88, pp. 216-229.

CALLEALTA, F.J.; CASAS, J.M. y NÚÑEZ, J.J. (1996). "Distribución de la Renta 'per capita' Disponible en España: Descripción, Desigualdad y Modelización", en Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez: *Distribución Personal de la Renta en España*, Capítulo V, Pirámide, Madrid.

CAMERON, L.A. (2000). "Poverty and Inequality in Java: Examining the Impact of the Changing Age, Educational and Industrial Structure". *Journal of Development Economics*, 62, pp. 149-180.

CARRASCAL, U. (1997). *Consumo Familiar en España. Análisis y Obtención de Escalas de Equivalencia.* Secretaría de publicaciones de la Universidad de Valladolid, Valladolid.

CASAS, J.M.; CALLEALTA, F.J. y NÚÑEZ, J.J. (2000). "La Renta Disponible en España y Andalucía: Descripción, Desigualdad y Modelización" en Pascual y Parras (Eds.): *Perspectivas en Estadística e Investigación Operativa.* Universidad de Jaén, pp. 287-300.

CASAS, J.M.; HERRERÍAS, R. y NÚÑEZ, J.J. (1990). "Familias de formas funcionales para estimar la curva de Lorenz". *Actas de la IV Reunión Anual ASEPELT-España*. Murcia, pp. 101-125.

CASAS, J.M. y NÚÑEZ, J.J. (1987). "Algunas consideraciones sobre las medidas de concentración. Aplicaciones". *Actas de la I Reunión Anual ASEPELT-España*, Barcelona, pp. 49-62.

CASAS, J.M. y NÚÑEZ, J.J. (1991). "Sobre la Medición de la Desigualdad y Conceptos Afines". *Actas de la V Reunión Anual de ASEPELT-España.* Libro 2, Las Palmas de Gran Canaria.

CASSEN, R.H. (1976). "Population and Development: A Survey". *World Development Review*, 4, pp. 785-830.

CHAMPERNOWNE, D.G. (1953). "A Model of Income Distribution". *Economic Journal*, 63 (250), pp. 318-351.

CHAMPERNOWNE, D.G. (1973). *The Distribution of Income between Persons.* Cambridge University Press, Nueva York.

CHISWICK, B.R. (1967). *Human Capital and Personal Income Distribution by Region*. Tesis Doctoral. Universidad de Columbia.

CLINE, W.R. (1975). "Distribution and Development: A Survey of Literature". *Journal of Development Economics,* 1, pp. 211-243.

COMÍN, F. (1989). "Reforma Tributaria y Política Fiscal", en García Delgado: *España, economía,* Capítulo 23. Espasa-Calpe, Madrid.

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

COWELL, F.A. (1980). "On the Measurement of Inequality Measures". *Review of Economic Studies,* 47, pp. 521-531.

COWELL, F. (1995). *Measuring Inequality* (2ª. Edición). Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead.

COX, D.R. y MILLER, H.D. (1994). *The Theory of Stochastic Processes.* Chapman and Hall, Londres.

CREEDY, J. (1992). *Income Inequality and the Life Cycle.* Edward Elgar.

CREEDY, J. (1997). "Lifetime Inequality and Tax Progressivity with Alternative Income Concepts". *Review of Income and Wealth,* 43(3), pp. 283-295.

CREEDY, J.; HART, P.E.; JONSSON, A. y KLEVMARKEN N.A. (1981). "The distribution of Cohort Incomes in Sweden, 1960-1973: A Comparative Static Analysis" en Klevmarken y Lybec (Ed.): *The Dynamics of Income,* pp. 165-191.

CREEDY, J.; LYE, J.N. y MARTIN, V.L. (1996). "A Labor Market Equilibrium Model of the Personal Distributions of Earnings". *Journal of Income Distribution,* 6(1), pp. 127-144.

CREEDY, J. y MARTIN, V.L. (1994). "A Model of Distribution of Prices", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 56, pp. 67-76.

D'ADDARIO, R. (1949). "Richerche Sulla Curva dei Redditi". *Giornale degli Economisti e Annali di Economia,* 8, pp. 91-114.

DAGUM, C. (1977a). "A New Model of Personal Income Distribution: Specification and Estimation". *Economie Appliquée,* 30(3), pp. 413-436.

DAGUM, C. (1977b). "El Modelo Log-logístico y la Distribución del Ingreso en la Argentina". *El Trimestre Económico,* XLIV, 4, nº. 176, pp. 837-864.

DAGUM, C. (1980a). "The Generation and Distribution of Income, the Lorenz Curve and the Gini Ratio". *Economie Appliquée,* 33(2), pp. 327-367.

DAGUM, C. (1980b). "Sistemas Generadores de Distribución del Ingreso y la Ley de Pareto". *El Trimestre Económico,* XLVII, 4, núm. 188, pp. 877-917.

DAGUM, C. (1990a). "Generation and Properties of Income Distribution Functions", en *Studies in Contemporary Economics,* University of Otawa.

DAGUM, C. (1990b). "On the Relationship between Income Inequality Measures and Social Welfare Functions". *Journal of Econometrics,* 43, pp. 91-102.

DAGUM, C. (1996). "A Systemic Approach to the Generation of Income Distribution Models". *Journal of Income Distribution,* 6(1), pp. 105-126.

DAGUM, C. y COSTA, M. (2000). "Analisi Statistica di Variabili Economiche: Un Modelo Generale. Le Redistribuzioni del Capitale Umano, della Ricchezza, del Reddito e del Debito". *Statistica,* 4, pp. 611-634.

DALTON, H. (1920). "The Measurement of the Inequality of Incomes". *Economic Journal*, 30, pp. 348-361.

DANZINGER, S. Y GOTTSCHALK, P. (1989). "Increasing Inequality in the US: What We Know and What We Don't", en D. Davidson y J.A. Kregel (eds.): *Macroeconomic Problems and Policies of Income Distribution*, Edward Elgar, Hants.

DATT, G. y RAVALLION, M. (1998). "Why Have Some Indian States Done Better than Others at Reducing Rural Poverty?". *Economica*, 65, pp. 17-38.

DE JANVRY, A. y SADOULET, E. (2000). "Growth, Poverty, and Inequality in Latin America: A Causal Analysis, 1970-94". *Review of Income and Wealth*, 46 (3), pp. 267-181.

DE SANTIAGO, R. (1994). *Migraciones, Salarios y Desempleo*. Secretaría de Publicaciones de la Universidad de Valladolid, Valladolid.

DHRYMES, P.J. (1970). *Econometrics, Statistical Foundations and Applications*. Springer-Verlag, Nueva York.

DHRYMES, P.J. (1994). *Topics in Advanced Econometrics. Linear and Nonlinear Simultaneous Equations*. Springer-Verlag, Nueva York.

EDGEWORTH, F.Y. (1898). "On the Representation of Statistics by Mathematical Formulae". *Journal of the Royal Statistical Society*, 1, pp. 670-700.

ELDERTON, W.P. (1938). *Frequency Curves and Correlation*. Cambridge University Press.

ESTRUCH, A. (1995). "Los Efectos Redistributivos del Gasto Social Central y Autonómico, Diez Años después", *Hacienda Pública Española*, 135, pp. 19-39.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

FERNÁNDEZ, E. y RAMOS, C. (2000). "Estudio de los Movimientos Migratorios y su Relación con la Desigualdad y el Bienestar. Una Aplicación para el Caso de España". *Anales de Economía Aplicada*. Actas de la XIV Reunión de Asepelt-España. Oviedo, 22 y 23 de junio de 2000. Publicación en CD-ROM.

FIELDS, G. (1980). *Poverty, Inequality and Development*. Cambridge University Press, Londres.

FINDLAY, J. y WRIGHT, S. (1996). "Gender, Poverty and the Intra-household Distribution of Resources". *Review of Income and Wealth*, 42(3), pp. 335-351.

FLEGG, A.T. (1979). "The Role of Inequality of Income in the Determination of Birth Rates". *Population Studies*, 36, pp. 457-477.

FREEMAN, S. (1996). "Equilibrium Income Inequality among Identical Agents". *Journal of Political Economy*, 104 (5), pp. 1047-1064.

FRIEDMAN, M. (1953). "Choice, Chance and the Personal Distribution of Income". *Journal of Political Economy*, 61 (4), pp. 277-290.

FUENTES, E. (1989). "Tres Decenios de la Economía Española en Perspectiva", en García Delgado (Dir.): *España, economía*, pp. 1-75.

FUNDACIÓN BBV (1999). *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial. Serie homogénea. Años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1998. Síntesis: Comparación de las Comunidades Autónomas con la Unión Europea (1959-1998)*, Bilbao.

FUNDACIÓN BBVA (2000). *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial. Año 1995 y avances 1996-1999*, Bilbao.

GALOR, M.H. y ZEIRA, J.(1993). "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies*, 60(1), pp. 35-52.

GALTON, F. (1869). *Hereditary Genius: An Inquiry into its Laws and Consequences.* McMillan, Londres.

GARCÍA, C. (1997). *Los Factores Determinantes de la Distribución Personal de la Renta.* Trabajo de Investigación. Departamento de Estadística Económica, Estructura Económica y Organización Económica Internacional. Universidad de Alcalá.

GARCÍA, C. (1998). "Los Factores Condicionantes de la Distribución de la Renta: Una Aplicación al Caso Español", *XIII Reunión Asepelt-España,* Córdoba 11 y 12 de junio, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales (ETEA). Publicación en CD-ROM.

GARCÍA, C.; CALLEALTA, F.J. y NÚÑEZ, J.J. (1998). "Generación de un Modelo Estadístico para la Distribución Personal de la Renta a partir de una Teoría sobre el Mercado de Trabajo". *XIII Reunión Asepelt-España,* Córdoba 11 y 12 de junio, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales (ETEA). Publicación en CD-ROM.

GARRIDO, R. (2002). *Cambio Estructural y Desarrollo Regional en España.* Pirámide, Madrid.

GIBRAT, R. (1931). *Les Inégalités Economiques*. Recveil Sirey, París.

GIMENO, J.A. (1993). *Incidencia del Gasto Público por Niveles de Renta*. Fundación Argentaria, Madrid.

GIMENO, J.A. (1996). "Los Beneficios del Gasto Público: Propuesta Metodológica y Aplicación a España" en *Dilemas del Estado de Bienestar,* Argentaria-Visor, Madrid.

GINI, C. (1909). "Il Diverso Accrescimento delle Classi Sociali e la Concentrazione della Riccheza". *Giornale degli Economisti,* Serie II, vol. XXXVII.

GINI, C. (1936). *On the Measure of Concentration with Especial Reference to Income and Wealth.* Cowels Commission.

GOERLICH, F.J. (1999). "Dinámica de la Distribución de la Renta, 1955-1995: Un Enfoque desde la Óptica de la Desigualdad". *Revista de Estudios Regionales*, 53, pp. 63-95.

GÓMEZ, P. (1980). *Modelos de Distribución de la Renta Personal aplicados a España*. Tesis Doctoral. Editorial de la Universidad Complutense de Madrid.

GOTTSCHALK, P. y SMEEDING, T.M.(1997). "Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality". *Journal of Economic Literature*, 35, pp. 633-687.

GOURIEROUX, C.; MONTFORT, A. y TROGNON, A. (1984). "Pseudo-Maximum Likelihood Methods: Theory". *Econometrica*, 52 (3), pp. 681-700.

GRAYBILL, F.A. (1961). *An Introduction to Linear Statistical Models.* McGraw-Hill, Nueva York.

GREENE, W.H. (1998). *Análisis Econométrico* (3ª. Edición). Prentice Hall Iberia, Madrid.

GRILICHES, Z. (1977). "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems". *Econometrica*, 45(1), pp. 1-23.

GUSTAFSSON, B. y SHI, L. (1997). "Types of Income and Inequality in China at the End of the 1980s". *Review of Income and Wealth*, 43(2), pp. 211-226.

HADDAD, L. y KANBUR, R. (1990). "How Serious is the Neglect of Intra-household Inequality?". *Economic Journal*, 100(402), pp. 866-881.

HALDANE, J.B.S. (1942). "Moments of de Distribution of Powers and Products of Normal Variables". *Biometrica*, 32 (3 y 4), pp. 226-242.

HARBURY, C.D. (1962). "Inheritance and the Distribution of Personal Wealth in Britain". *Economic Journal*, 72(288), pp. 845-68.

HARBURY, C.D. y McMAHON, P.E. (1973) "Inheritance and the Characteristics of Top Wealth Leavers in Britain". *Economic Journal*, 83(331), pp. 810-833.

HARDING, A. (1993). *Lifetime Income Distribution and Redistribution. Applications of a Microsimulation Model.* Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam.

HAVEMAN, R. y WOLFE, B. (1995). "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings". *Journal of Economic Literature,* 33, pp. 1829-1878.

HEERINK, N. (1994). *Population Growth, Income Distribution and Economic Development.* Springer-Verlag, Berlin.

HERRERA, C. y CASTAÑER, J.M. (1990). "Tipos Efectivos IRPF". Papeles de trabajo 2/90. Instituto de Estudios Fiscales.

HIRSCHBERG, J.G. y SLOTTJE, D.J. (1996). "The Sensitivity of Functional Forms of Earnings Functions to Specification". *Journal of Income Distribution,* 6(1), pp. 53-66.

HOUTHAKKER, H.S. (1974). "The Size Distribution of Labour Incomes Derived from the Distribution of Aptitudes" en W. Sellekaerts (Ed.): *Econometrics and Economic Theory: Essays in Honour of Jan Tinbergen*. International Arts and Sciences Press, Nueva York.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1975). *Encuesta Básica de Presupuestos Familiares 1973-74.* INE, Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1982). *Encuesta Básica de Presupuestos Familiares 1980-81*. INE, Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1992). *Encuesta Básica de Presupuestos Familiares 1990-91. Metodología.* INE, Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1992). *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares 1980-81*. INE, Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1996). *Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGE). Metodología.* INE, Madrid.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1999). *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (Renovada en el 2º Trimestre de 1997). Metodología.* INE, Madrid.

JAÉN, M. y MOLINA, A. (2001). "Efectos Distributivos del Gasto Público en España". *Papeles de Economía Española,* 88, pp. 198-215.

JENKINS, S.P. y O'LEARY N.C. (1996). "Household Income plus Household Production: The Distribution of Extended-Income in the U.K.". *Review of Income and Wealth,,* 42(4), pp. 401- 419.

JOHNSON, H.G. (1973). *The Theory of Income Distribution.* Gray Mills. Londres.

JOHNSON, N.L.; KOTZ, S. y BALAKRISHNAN, N. (1994). *Continuous Univariate Distributions.* Segunda edición. John Wiley & Sons, Nueva York.

JOHNSON, N.L. y KOTZ, S. (1985). *Encyclopedia of Statistical Sciences.* Tomo 6. John Wiley & Sons, Nueva York.

KAKWANI, N.C. (1977). "Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis". *Econometrica,* 87, pp. 71-80.

KAKWANI, N.C. (1980). *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications*. Oxford University Press, Nueva York.

KAKWANI, N.C. y PODDER, N. (1976). "Efficient Estimation of the Lorenz Curves and Associated Inequality Measures from Grouped Observations". *Econometrica,* 44, pp. 137-148.

KALDOR, N. (1955). "Alternative Theories of Distribution". *Review of Economic Studies,* 23, pp. 83-100.

KALECKI, M. (1945). "On the Gibrat Distribution". *Econometrica,* 13 (1), pp. 161-70.

KLEIBER, C. (1996). "Dagum vs. Singh-Maddala Income Distribution". *Economics Letters,* 53, pp. 265-268.

KOLM, S. (1976). "Unequal Inequalities I". *Journal of Economic Theory*, 12, pp. 416-442.

KRAVIS, I.B. (1960). "International Differences in the Distribution of Income". *Review of Economics and Statistics*, 42 (3), pp. 408-416.

KUZNETS, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality". *The American Economic Review*, 45 (1), pp. 1-28.

KUZNETS, S. (1976). "Demographic Aspects of the Size Distribution of Income: An Exploratory Essay". *Economic Development and Cultural Change*, 11, pp. 1-94.

LAGARES, M.J. (1996). "Distribución de la Renta en España. Aspectos Fiscales: Datos Fiscales", en Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez: *Distribución Personal de la Renta en España*, Pirámide, Madrid.

LASHERAS, M.A.; RABADÁN, I. y SALAS, R. (1993). "Política redistributiva en el IRPF entre 1982 y 1990". *Cuaderno de actualidad* 5/1993 año IV, *Instituto de Estudios Fiscales*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

LASSIBILLE, G. (1994). "La Distribución de Rentas de los Asalariados y de los Trabajadores por Cuenta Propia: un Test de las Teorías del Filtro y del Capital Humano". *Hacienda Pública Española*, 131, pp. 109-116.

LECAILLON, J.; PAUKERT, F.; MORRISSON, C. y GERMIDIS, D. (1984). *Distribución de la renta y desarrollo económico. Un estudio analítico.* Colección Informes O.I.T.

LEIBOWITZ, A. (1974). "Home Investments in Children". *Journal of Political Economy,* 82, pp. 111-131.

LÓPEZ, M.I. (1997). *La Desigualdad en España desde la perspectiva de los Ingresos y los Gastos. Evolución del período 1980-1990.* Tesis Doctoral. Universidad de Valencia.

LORENZ, M.O. (1905). "Method for Measuring Concentration of Wealth". *Journal of the American Statistical Association*, 9, pp. 209-219.

LUSTIG, N. y DEUTSCH, R. (1998). *The Inter-American Development Bank and Poverty Reduction: An Overview.* Inter-American Development Bank, Washington.

LYDALL, H.F. (1968). *The Structure of Earnings*. Oxford Clarendon Press, Oxford.

LYDALL, H.F.(1977). *Income Distribution in Developing Countries*. OIT, Ginebra.

MANDELBROT, B. (1960). "The Pareto-Levy Law, and The Distribution of Income". *International Economical Review*, 1 (2), pp. 69-106.

MARCH, L. (1898). "Quelques Examples de Distribution de Salaries". *Journal de la Societé Statistique de Paris*, pp. 517-543.

MARTÍNEZ, R.; AYALA, L.; RUIZ-HUERTA, J. y CARBONELL, J., (1998), "Una Nota sobre Posibles Discrepancias en los Indicadores de Pobreza y Desigualdad Basados en las Encuestas de Presupuestos Familiares Españolas". Instituto de Estudios Fiscales (mimeo).

MAS, M.; PÉREZ, F. y URIEL, E. (Dir.) (1995 y 1996). *El Stock de Capital en España y sus Comunidades Autónomas*, Fundación BBV-IVIE, Bilbao.

MAS, M.; PÉREZ, F. y URIEL, E. (Dir.) (1998). *El Stock de Capital en España y su Distribución Territorial*, Fundación BBV-IVIE, Bilbao.

MAS, M.; PÉREZ, F.; URIEL, E. y SERRANO, L. (1995). *Capital Humano. Series Históricas,1964-1992*, Fundación Bancaja-IVIE, Valencia.

MAS, M.; PÉREZ, F.; URIEL, E. y SERRANO, L. (1998). *Capital Humano. Series Históricas*, Fundación Bancaja-IVIE, Valencia.

MAYER, T. (1960). "The Distribution of Ability and Earnings". *Review of Economics and Statistics*, 42 (2), pp. 189-195.

McALISTER, D. (1879). "The Law of the Geometric Mean". *Proceedings of the Royal Society*, 29 (367), pp.15-30.

McDONALD, J.B. (1984). "Some Generalized Functions for the Size Distribution of Income". *Econometrica*, 52, pp. 647-663.

McDONALD, J.B. y RANSOM, M.R (1979). "Functional Forms, Estimation Techniques and the Distribution of Income". *Econometrica*, 47, pp. 1513-1526.

MEADE, J.E.(1964). *Efficiency, Equality and the Ownership of Property*. George Allen & Unwin Ltd., Londres.

MEADE, J.E. (1976). *The Just Economy*. Albany State University Press, Nueva York.

MINCER, J. (1958). "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution". *Journal of Political Economy*, 66 (4), pp. 281-302.

MINCER, J. (1970). "The Distribution of Labor Incomes: A Survey, with Special Reference to Human Capital Approach". *Journal of Economic Literature*, 8 (1), pp. 1-26.

MINCER, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research, Nueva York.

MOLINA, D.J. y COBB, S.L. (1992). "The Effect of Maquiladoras on Income Distribution in Sixteen Texas Border Counties: an Empirical Application of the Kappa Criterion" en Daniel Slottje (Ed.): *Research in Economic Inequality II*, JAI Press.

MOORE, H.L. (1911). *Laws of Wage*. Macmillan, Nueva York. (Reimpresión de 1967, Augustus M. Kelley, Nueva York).

MORAWETZ, D. (1978). "Basic Needs Policies and Population Growth". *World Development*, 6, pp. 1251-1259.

MORELAND, R.S. (1984). *Population, Development and Income Distribution. A Modelling Approach: Bachue-international.* Aldershot, Gower.

NGWANE, A.K.; YDAVALLI, V.S. y STEFFENS, F.E. (2001). "Income Inequality in South Africa. A Statistical Analysis". *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, 25 (1), pp. 63-95.

NOLAN, B. (1989). "Macroeconomic Conditions and the Size Distribution of Income: Evidence from the U.K." en P. Davidson y J. Kregel (Ed.): *Macroeconomic Problems and Policies of Income Distribution*, Edward Elgar.

O'NEILL, D. (1995). "Education and Income Growth: Implications for Cross-Country Inequality". *Journal of Political Economy*, 103 (6), 1289-1301.

OLIVER, J. Y RAMOS, X. (2001). "Capital Humano y Desigualdad en España 1985-1996". *Papeles de Economía Española*, 88, pp. 240-256.

OLIVER, J.; RAMOS, X y RAYMOND, J.L. (2001). "Anatomía de la Distribución de la Renta en España, 1985-1996, la Continuidad de la Mejora". *Papeles de Economía Española*, 88, pp. 67-88.

OSHIMA, H.T.(1962). "The International Comparison of Size Distribution of Family Incomes, with Special Reference to Asia". *Review of Economics and Statistics*, 48 (3), 439- 445.

PAGLIN, M. (1975). "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision", *American Economic Review*, 65, pp. 598-609.

PAPANECK, G.F. (1978). "Economic Growth, Income Distribution and the Political Process in Less Developed Countries" en Z. Griliches, W Krelle, H.J. Krupp y O. Kyn (Dirs.): *Income Distribution and Economic Inequality*, Halsted Press, Nueva York.

PARETO, V. (1897). *Cours d'Economie Politique*, traducido al inglés en A.S. Scheiwer y A.N. Page (Eds.) (1972), McMillan.

PARKER, S.C. (1996). "A Labor Market Theory of the Earnings Distribution". *Journal of Income Distribution.* 6(1), pp. 33-52.

PARKER, S.C. (1997). "The Distribution of Self-employment Income in the United Kingdom, 1976-1991". *Economic Journal,* 107, pp. 455-466.

PARKER, S.C. (1999). "The Generalised Beta as a Model of the Earnings Distribution", Economics Letters, 62(2), pp. 197-200.

PASINETTI, L. (1962). "Rate of Profit and Income Distribution in Relation to the Rate of Economic Growth". *Review of Economic Studies*, 29 (4), pp. 267-279.

PENA, J.B. (1965). "Modelo Econométrico para el Estudio de la Distribución personal de la Renta en España". *Revista de Estadística Española,* Abril-Junio, pp. 38-49.

PENA, J.B. (1996). "Los Factores Condicionantes de la Distribución Personal de la Renta y Efectos sobre la misma", en Pena, Callealta, Casas, Merediz y Núñez: *Distribución Personal de la Renta en España,* Capítulo VI, Pirámide, Madrid.

PENA, J.B., CALLEALTA, J., CASAS J.M., MEREDIZ, A., NÚÑEZ, J.J. (1996). *Distribución Personal de la Renta en España*. Pirámide, Madrid.

PIGOU, A.C. (1932). *The Economics of Welfare* (4ª. Edición). McMillan, Londres.

PIGOU, A.C. (1933). *The Theory of Unemployment.* McMillan, Londres.

PRESTON, S.H. (1985). "Mortality and Development Revisited". *Population Bulletin of the United Nations,* 18, pp. 34-40.

PRIETO-ALAIZ, M. (1998). *Modelización Paramétrica de la Distribución Personal de la Renta para España mediante Métodos Robustos.* Tesis doctoral. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Valladolid.

PRIETO-ALAIZ, M. y PENA TRAPERO, J.B. (2000). "Repercusiones de la Ocultación de Renta sobre la Medición de la Desigualdad". *Estudios de Economía Aplicada*, 14, pp. 153-172.

PSCHAROPOULOS, G.; MORLEY, S.; FISZBEIN, A.; LEE, H. y WOOD, W. (1995). "Poverty and Economic Inequality in Latin America During the 1980s". *Review of Income and Wealth*, 41(3), pp. 245-64.

PUDNEY, S. (1993). "Income and Wealth Inequality and the Life Cycle. A Non-parametric Analysis for China". *Journal of Applied Econometrics*, 8, pp. 249-276.

RABADÁN, I. y SALAS, R. (1995). "Impacto distributivo de las cotizaciones sociales". Instituto de Estudios Fiscales (mimeo).

RANAVIDE, K.R. (1976). *Income Distribution: The Unsolved Puzzle.* Oxford University Press, Oxford.

RAVALLION, M. y CHEN, S. (1997). "What can New Survey Data Tell us about Recent Changes in Distribution and Poverty?". *The World Bank Economic Review*, 11(2), pp. 357-382.

RAVALLION, M. y DATT, G. (1996). "How Important to India's Poor is the Sectorial Composition of Economic Growth?". *The World Bank Economic Review*, 10(1), pp. 1-25.

REDER, M.W. (1969). "A Partial Survey of the Theory of Income Size Distribution" en L. Soltow (Ed.): *Six papers on the size distribution of wealth and income*, Columbia University Press.

REPETTO, R. (1974). "The Relationship of the Size Distribution of Income to Fertility, and the Implications for Development Policy" en *World Bank, Population policies and economic development*, John Hopkins University Press, Baltimore.

REPETTO, R. (1979). *Economic Equality and Fertility in Developing Countries.* John Hopkins University Press, Baltimore.

RICARDO, D. (1817). *Principles of Political Economy*. Edición de Piero Sraffa (1951): *Works and Correspondence of David Ricardo*, University Press, Cambridge.

ROBBINS, L. (1930). "On the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort". *Economica*, 10, pp. 123-129.

RODGERS, G.B. (1979). "Income and Inequality as Determinants of Mortality: An International Cross-section Study". *Population Studies*, 33, pp. 343-351.

ROSEN, S. (1976). "Human Capital: A survey of Empirical Research". *Econometric Society*, ponencia presentada en el 3er. Congreso Mundial, Toronto.

ROY, A.D. (1950). "The Distribution of Earnings and of Individual Output". *Economic Journal*, 60 (239), 489-505.

ROY, A.D. (1951). "Some Thoughts on the Distribution of Earnings". *Oxford Economic Papers*, 3, pp. 135-146.

RUTHERFORD, R.S.G. (1955). "Income Distributions: A New Model". *Econometrica*, 23 (3), pp. 277-294.

SAHN, D. ; DOROSH, P. y YOUNGER, S. (1996). "Exchange Rate, Fiscal and Agricultural Policies in Africa: Does Adjustment Hurt the Poor? ". *World Development*, 24(4), pp. 719-748.

SAHOTA, G.S. (1978). "Theories of Personal Income Distribution: A Survey". *Journal of Economic Literature*, 16(1), 1-55.

SAHOTA, G.S. y ROCCA, C.A. (1980). *Income Distribution: Theory, Modelling, and a Case of Brazil*. The Iowa University Press, Iowa.

SALA I MARTIN, X. (1996). "The Classical Approach to Convergence Analysis", *Economic Journal*, 106 (437), pp. 1019-1036.

SALAS, R. Y PÉREZ, E. (1993). "La Progresividad y la Capacidad Redistributiva del IRPF. 1982-1988". Papeles de trabajo 20/92. Instituto de Estudios Fiscales.

SALEM, A.B. y MOUNT, T.D. (1974). "A Convenient Descriptive Model of Income Distribution: the Gamma Density". *Econometrica*, 42, pp.1115-1127.

SAN SEGUNDO, M. J. (1993). "Los Ingresos de los Hogares y la Estructura Familiar". *I Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza*, Fundación Argentaria.

SATTINGER, M. (1996). "Choice, Order Statistics and the Distribution of Earnings". *Journal of Income Distribution*, 6(1), 9-32.

SEN, A. (1973). *On Economic Inequality.* Oxford University Press, Oxford.

SEN, A. (1976). "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement". *Econometrica*, 44, pp. 219-231.

SCHULTZ, T.P. (1981). *Economics of Population*, Addison Wesley, Reading

SHORROCKS, A.F. (1980). "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures". *Econometrica*, 48, pp. 613-625.

SHORROCKS, A.F. (1983). "Ranking Income Distributions". *Economica*, 50, pp. 1-17.

SILVERMAN, B.W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis.* Chapman & Hall.

SINGH, S.K., MADDALA, G.S. (1976). "A Function for the Size Distribution of Incomes". *Econometrica*, 44, pp. 963-970.

SLOTTJE, D.J. (1989). *The Structure of Earnings and the Measurement of Income Inequality in the U.S*, North-Holland.

SMITH, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Edición de Edwin Cannan; traducción de Gabriel Franco, 1984.

SÖDERSTROM, L. (1981). "Compensatory and Nom-compesatory Income Differences. A Preliminary Exploration" en Klevmarquen y Lybeck (Ed.): *The Statics and Dynamics of Income*, Tieto Limited.

STAEHLE, H. (1943). "Ability, Wages and Income". *Review of Economics and Statistics*, 25(1), pp. 77-87

STIGLITZ, J.F. (1969). "Distribution of Income and Wealth among Individuals". *Econometrica*, 37 (3), pp. 382-97.

STIGLITZ, J.F. (1996). "Some lessons from the East Asian Miracle", *World Bank Research Observer*, 11, pp. 151-177.

THORNTON, J. (2001). "The Kuznets Inverted-U Hypothesis: Panel Data Evidence from 96 Countries". *Applied Economics Letters*, 8(1), pp. 15-26.

THUROW, L.C. (1970). "Analyzing the American Income Distribution". *American Economic Review*, 60, pp. 261-269.

THUROW, L.C. (1980). *The Zero-sum Society: Distribution and the Possibilities for Economic Change.* Basic Books, Nueva York.

TINBERGEN, J. (1959). *On the theory of Income Distribution*. North Holland, Amsterdam.

TINBERGEN, J. (1975). *Income differences: Recent Research.* North-Holland, Amsterdam.

TODARO, M.P. (1969). "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Development Countries". *American Economic Review*, 59, pp. 138-148.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

URIEL E.; MOLTÓ, M.L.; PÉREZ, F.; ALDÁS, J. y CUCARELLA, V. (1997) *"Las cuentas de la educación en España y sus comunidades autónomas: 1980-1992"*. Fundación Argentaría, Madrid.

VON WEIZSÄCKER, R.K. (1993). *A Theory of Earnings Distribution.* Cambridge University Press.

VON WEIZSÄCKER, R.K. (1996). "Educational Choice, Lifetime Earnings Inequality, and Conflicts of Public Policy". *Journal of Income Distribution*, 6(1), 67-89.

WHEELER, D. (1980). "Basic Needs Fulfillment and Economic Growth: A Simultaneous Model". *Journal of Development Economics*, 7, pp. 435-451.

WHEELER, D. (1984). "Human Resource Policies, Economic Growth, and Demographic Change in Developing Countries". Clarendon Press, Oxford.

WHITE, H. (1982). "Instrumental Variables Estimation with Independent Observations". *Econometrica*, 50, pp. 483-500.

WINEGARDEN, C.R. (1985). "Can Income Redistribution Reduce Fertility?" en G.M. Farooq y G.B. Simmons (Ed.): *Fertility in Developing Countries: An Economic Perspective on Research and Policy Issues*, McMillan, Londres.

WORLD BANK (1990). *World Development Report 1990: Poverty*, Oxford University Press, Oxford.

WORLD BANK (1999). *World Development Indicators*, Washington.

YOTOPOULOS, P.A. (1977). "The Population Problem and the Development Solution", en FAO: *Contributions to Population and Agricultural Develo*pment, Roma.

ZAMUDIO, A. (2001). "La Escolaridad y la Distribución Condicional del Ingreso: Una Aplicación a la Regresión Cuantil". *El Trimestre Económico*, 68(11), pp. 39-70.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

ZELLNER, A. y THEIL, H. (1962). "3 Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations", *Econometrica*, 30, pp.54-78.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

Anexo

Base de datos para la selección y construcción de indicadores agregados de factores

	Descripción de la variable	Unidades	Periodo	Fuente	Grupo Indic.
1	Empleo	Personas	1955-1995 (2)	1	1
2	Empleo Asalariado	Personas	1955-1995 (2)	1	1
3	Empleo S1 a S2 Agricultura y Pesca	Personas	1955-1995 (2), 1996-1998	1	2
4	Empleo S14 Construcción e Ingeniería Civil	Personas	1955-1995 (2), 1996-1998	1	2
5	Empleo S3 a S13: Industria sin Construcción	Personas	1955-1995 (2), 1996-1998	1	2
6	Empleo S1 Agricultura y Silvicultura	Personas	1955-1995 (2)	1	2
7	Empleo S10 Industrias Textiles, Cuero Calzado y Vestido	Personas	1955-1995 (2)	1	2
8	Empleo S11 Papel, Artículos de Papel e Impresión	Personas	1955-1995 (2)	1	2
9	Empleo S12 Madera, Corcho y Muebles	Personas	1955-1995 (2)	1	2
10	Empleo S13 Caucho, Plásticos y Otras Manufacturas	Personas	1955-1995 (2)	1	2
11	Empleo S15 Recuperación y Reparaciones	Personas	1955-1995 (2)	1	2
12	Empleo S16 Servicios Comerciales	Personas	1955-1995 (2)	1	2
13	Empleo S17 Hostelería y Similares	Personas	1955-1995 (2)	1	2
14	Empleo S18 Transportes y Comunicaciones	Personas	1955-1995 (2)	1	2
15	Empleo S19 Instituciones de Crédito y Seguros	Personas	1955-1995 (2)	1	2
16	Empleo S2 Pesca Marítima	Personas	1955-1995 (2)	1	2
17	Empleo S20 Alquiler de Inmuebles	Personas	1955-1995 (2)	1	2
18	Empleo S21 Enseñanza y Sanidad (Destinada a la Venta)	Personas	1955-1995 (2)	1	2
19	Empleo S22 Otros Servicios Destinados a la Venta	Personas	1955-1995 (2)	1	2
20	Empleo S23 Servicio Doméstico	Personas	1955-1995 (2)	1	2
21	Empleo S24 Servicios Públicos	Personas	1955-1995 (2)	1	2
22	Empleo S3 Productos Energéticos y Agua	Personas	1955-1995 (2)	1	2
23	Empleo S4 Minerales y Metales	Personas	1955-1995 (2)	1	2

24	Empleo S5 Minerales y Productos Minerales No Metálicos	Personas	1955-1995 (2)	1	2
25	Empleo S6 Productos Químicos	Personas	1955-1995 (2)	1	2
26	Empleo S7 Productos Metálicos y Maquinaria	Personas	1955-1995 (2)	1	2
27	Empleo S8 Material de Transporte	Personas	1955-1995 (2)	1	2
28	Empleo S9 Productos Alimenticios, Bebidas y Tabaco	Personas	1955-1995 (2)	1	2
29	Empleo S15 a S24: Servicios	Personas	1955-1995 (2), 1996-1998	1	2
30	Índices Inflación de Capitales de Provincia Base 1983	Porcentaje	1939-92	2	1
31	Índices Inflación Provinciales Base 1992	Porcentaje	1993-2001	2	1
32	Nacidos por Provincia de Residencia de la Madre	Personas	1975-98	8	3
33	Fallecidos por Provincia de Residencia	Personas	1930-99	8	3
34	Tasa de Mortalidad por Provincia de Residencia	Tanto por Mil	1971-98	8	3
35	Tasa de Natalidad por Provincia de Residencia de la Madre	Tanto por Mil	1975-98	8	3
36	Crecimiento Vegetativo	Tanto por mil	1975-98	8	3
37	Tamaños Medios Familiares	Personas	1973, 1980, 1990	10	3
38	Máxima Renta Personal	Pesetas	1973, 1980, 1990	10	
39	Mínima Renta Personal	Pesetas	1973, 1980, 1990	10	
40	Renta Media Personal	Pesetas	1973, 1980, 1990	10	
41	Extranjeros de Asia Residentes en España	Personas	1981, 1992	6	3
42	Extranjeros de Africa Residentes en España	Personas	1981, 1992	6	3
43	Extranjeros de América del Norte y Centro	Personas	1981, 1992	6	3
44	Extranjeros de América del Sur Residentes en España	Personas	1981, 1992	6	3
45	Extranjeros Europeos Residentes en España	Personas	1981, 1992	6	3
46	Extranjeros de Oceanía Residentes en España	Personas	1981, 1992	6	3
47	Extranjeros Sin Nacionalidad Residentes en España	Personas	1981, 1992	6	3
48	Extranjeros Residentes en España	Personas	1981, 1992	6	3
49	Inmigrantes Interiores	Personas	1972, 1973, 1980, 1981, 1990, 1991	7	3
50	Emigrantes Interiores	Personas	1972,1973,1980, 1981,1990,1991	7	3
51	Población	Personas	1973, 1980, 1990	10	3
52	Población Censal de Derecho	Miles de Habitantes	1991	3	3
53	Población Censal de Hecho	Miles de Habitantes	1973, 1980	3	3

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

54	Población Censal de Derecho en Municipios de 1 a 100 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
55	Población Censal de Derecho en Municipios de 101 a 500 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
56	Población Censal de Derecho en Municipios de 501 a 1000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
57	Población Censal de Derecho en Municipios de 5.001 a 10.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
58	Población Censal de Derecho en Municipios de 50.001 a 100.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
59	Población Censal de Derecho en Municipios de 1.001 a 2.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
60	Población Censal de Derecho en Municipios de 10.001 a 20.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
61	Población Censal de Derecho en Municipios de 2.001 a 3.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
62	Población Censal de Derecho en Municipios de 20.001 a 30.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
63	Población Censal de Derecho en Municipios de 3.001 a 5.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
64	Población Censal de Derecho en Municipios de 30.001 a 50.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
65	Población Censal de Derecho en Municipios de 100.001 a 500.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
66	Población Censal de Derecho en Municipios de mas de 500.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1991	6	4
67	Población Censal de Hecho en Municipios de 1 a 100 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
68	Población Censal de Hecho en Municipios de 101 a 500 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
69	Población Censal de Hecho en Municipios de 501 a 1000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
70	Población Censal de Hecho en Municipios de 5.001 a 10.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
71	Población Censal de Hecho en Municipios de 50.001 a 100.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
72	Población Censal de Hecho en Municipios de 1.001 a 2.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
73	Población Censal de Hecho en Municipios de 10.001 a 20.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
74	Población Censal de Hecho en Municipios de 2.001 a 3.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
75	Población Censal de Hecho en Municipios de 20.001 a 30.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
76	Población Censal de Hecho en Municipios de 3.001 a 5.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4

77	Población Censal de Hecho en Municipios de 30.001 a 50.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
78	Población Censal de Hecho en Municipios de 100.001 a 500.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
79	Población Censal de Hecho en Municipios de mas de 500.000 Habitantes	Miles de Habitantes	1973, 1981	6	4
80	Población Residente a 1 de Julio entre 0-4	Personas	1971-2005	4	5
81	Población Residente a 1 de Julio entre 5-9	Personas	1971-2005	4	5
82	Población Residente a 1 de Julio entre 10-14	Personas	1971-2005	4	5
83	Población Residente a 1 de Julio entre 15-19	Personas	1971-2005	4	5
84	Población Residente a 1 de Julio entre 20-24	Personas	1971-2005	4	5
85	Población Residente a 1 de Julio entre 25-29	Personas	1971-2005	4	5
86	Población Residente a 1 de Julio entre 30-34	Personas	1971-2005	4	5
87	Población Residente a 1 de Julio entre 35-39	Personas	1971-2005	4	5
88	Población Residente a 1 de Julio entre 40-44	Personas	1971-2005	4	5
89	Población Residente a 1 de Julio entre 45-49	Personas	1971-2005	4	5
90	Población Residente a 1 de Julio entre 50-54	Personas	1971-2005	4	5
91	Población Residente a 1 de Julio entre 55-59	Personas	1971-2005	4	5
92	Población Residente a 1 de Julio entre 60-64	Personas	1971-2005	4	5
93	Población Residente a 1 de Julio entre 65-69	Personas	1971-2005	4	5
94	Población Residente a 1 de Julio entre 70-74	Personas	1971-2005	4	5
95	Población Residente a 1 de Julio entre 75-79	Personas	1971-2005	4	5
96	Población Residente a 1 de Julio con más de 80	Personas	1971-2005	4	5
97	Población Residente a 1 de Julio	Personas	1971-2005	4	5
98	Saldos Migratorios	Personas	1972, 1973, 1980, 1981, 1991	7	3
99	Población Activa	Miles de Personas.	1964-1997	9	1
100	Población Activa Analfabeta	Porcentaje	1964-1997	9	6
101	Población Activa con Estudios Anteriores al Superior	Porcentaje	1964-1997	9	6
102	Población Activa con Estudios Medios	Porcentaje	1964-1997	9	6
103	Población Activa sin Estudios o con Estudios Primarios	Porcentaje	1964-1997	9	6
104	Población Activa con Estudios Superiores	Porcentaje	1964-1997	9	6
105	Población Ocupada	Miles de Personas.	1964-1997	9	1
106	Población Parada	Miles de Personas.	1965-1979 (2), 1980-1997	9	1
107	Tasa de Ocupación	Porcentaje	1964-1997	9	1
108	Tasa de Paro	Porcentaje	1964-1997	9	1
109	Población Ocupada en Agricultura	Miles de Personas	1965-1979 (2), 1980-1997	9	2

110	Población Ocupada en Construcción	Miles de Personas	1965-1979 (2), 1980-1997	9	2
111	Población Ocupada en Industria	Miles de Personas	1965-1979 (2), 1980-1997	9	2
112	Población Ocupada en Servicios Destinados a la Venta	Miles de Personas	1965-1979 (2), 1980-1997	9	2
113	Población Ocupada en el Sector Energético	Miles de Personas	1965-1979 (2), 1980-1997	9	2
114	Población Ocupada en Servicios No Destinados a la Venta	Miles de Personas	1965-1979 (2), 1980-1997	9	2
115	Producto Interior Bruto Regional a Precios de Mercado. Base 1986	Millones de Pesetas	1955-1995 (2), 1996-1998	1	1
116	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Agricultura, silvicultura y pesca.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
117	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Productos energéticos y agua.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
118	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Productos industriales.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
119	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Construcción e ingeniería.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
120	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Otros servicios destinados a la venta.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
121	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Alquiler de inmuebles y cap. residencial.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
122	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Servicios no destinados a la venta.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
123	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Total actividades privadas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
124	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Total servicios destinados a la venta.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
125	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Total energía e industria.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
126	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Total productos industriales.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
127	Capital privado (pesetas constantes de 1986): Total R7.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
128	Inversión privada (pesetas corrientes): Agricultura, silvicultura y pesca.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
129	Inversión privada (pesetas corrientes): Productos energéticos y agua.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
130	Inversión privada (pesetas corrientes): Productos industriales.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
131	Inversión privada (pesetas corrientes): Construcción e ingeniería.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
132	Inversión privada (pesetas corrientes): Otros servicios destinados a la venta.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1

133	Inversión privada (pesetas corrientes): Alquiler de inmuebles y capital residencial.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
134	Inversión privada (pesetas corrientes): Servicios no destinados a la venta.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
135	Inversión privada (pesetas corrientes): Total actividades privadas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
136	Inversión privada (pesetas corrientes): Total servicios destinados a la venta.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
137	Inversión privada (pesetas corrientes): Total energía e industria.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
138	Inversión privada (pesetas corrientes): Total productos industriales.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
139	Inversión privada (pesetas corrientes): Total R7.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	1
140	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
141	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
142	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
143	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
144	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
145	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
146	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
147	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
148	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Resto de funciones de AA.PP..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
149	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
150	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
151	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
152	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
153	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
154	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
155	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7

156	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
157	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
158	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Resto de funciones de AA.PP..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
159	Capital público (pesetas constantes de 1986): O.I.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
160	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
161	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
162	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
163	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
164	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
165	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
166	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
167	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
168	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Resto de funciones de AA.PP..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
169	Capital público (pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
170	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
171	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
172	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
173	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
174	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
175	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
176	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
177	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
178	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Resto de funciones de AA.PP..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7

179	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
180	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
181	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
182	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
183	Inversión pública (pesetas constantes de 1986): O.I.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
184	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
185	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
186	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
187	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
188	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Resto de funciones de AA.PP..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
189	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): O.I.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
190	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
191	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
192	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
193	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
194	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
195	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
196	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
197	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
198	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Resto de funciones de AA.PP.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
199	Inversión pública(pesetas constantes de 1986): AA.PP. y O.I.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
200	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
201	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7

202	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
203	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
204	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
205	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
206	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
207	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
208	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Resto de funciones de AA.PP..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
209	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
210	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
211	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
212	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
213	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
214	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
215	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
216	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
217	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
218	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Resto de funciones de AA.PP..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
219	Inversión pública (pesetas corrientes): O.I.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
220	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Carreteras.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
221	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Infraestructuras hidráulicas.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
222	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Estructuras urbanas de CC.LL..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
223	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Puertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
224	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Ferrocarril.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7

225	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Educación.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
226	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Sanidad.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
227	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Aeropuertos.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
228	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Resto de funciones de AA.PP..	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
229	Inversión pública (pesetas corrientes): AA.PP. y O.I.- Total.	Millones de Pesetas	1955-1996	5	7
230	Rentas del trabajo generadas (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	9
231	Rentas mixtas netas (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	9
232	Rentas netas del capital (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	9
233	Ahorro privado bruto (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	1
234	Ahorro privado neto (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	1
235	Ahorro Familiar Neto (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	1
236	Producto Interior Bruto Regional (a precios de mercado)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	1
237	Indice de Precios Implícito en el VAB (Base 1986)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	1
238	Prestaciones Sociales (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	7
239	Subvenciones de Explotación (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	7
240	Valor de la Producción: Sector Publico (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	1
241	Valor añadido bruto al coste de los factores Total (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	2
242	Valor añadido bruto al coste de los factores S1 a S2 Agricultura y Pesca (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	2
243	Valor añadido bruto al coste de los factores S14 Construcción e Ingeniería Civil (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	2
244	Valor añadido bruto al coste de los factores S3 a S13: Industria sin Construcción (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	2
245	Valor añadido bruto al coste de los factores S24 Servicios Públicos (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	2
246	Valor añadido bruto al coste de los factores S15 a S24: Servicios (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	2

247	Impuestos directos sobre las familias (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	8
248	Impuestos directos de las sociedades y empresas (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	8
249	Rentas de transferencias (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	7
250	Cotizaciones Sociales (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	8
251	Impuestos Indirectos (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1955-1993 (2)	1	8
252	Gasto público en educación por alumno (pesetas corrientes)	Millones de Pesetas	1980-1992	11	7

BIBLIOTECA VIRTUAL

Códigos de fuentes:

1. *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial* (Fundación B.B.V.).
2. Encuestas de Presupuestos Familiares (I.N.E.).
3. Censos de Población (I.N.E.)
4. Proyecciones y estimaciones intercensales (I.N.E.). Banco de datos TEMPUS (www.ine.es).
5. Mas, M., F. Pérez y E. Uriel (dirs.) (1995): *El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas*, (Fundación BBV) y Mas, M., F. Pérez y E. Uriel (dirs.) (1998): *El stock de capital en España y su distribución territorial*, (Fundación B.B.V.).
6. Anuarios Estadísticos (I.N.E.).
7. Encuesta de Variaciones Residenciales (I.N.E.) Banco de datos TEMPUS (www.ine.es).
8. Movimiento Natural de la Población (I.N.E.). Banco de datos TEMPUS (www.ine.es).
9. Mas, M.; Pérez, F; Uriel, E. y Serrano, L. (1995): *Capital Humano. Series Históricas*, *1964-1992* (Fundación Bancaja).
10. Pena, J.B. (dir.) *Distribución Personal de la Renta en España*. (U.A.H.- B.B.V.).
11. Uriel, E.; Moltó L.; Pérez F.; Aldás, J. Y Cucarella, V. (1997): *Las cuentas de la educación en España y sus comunidades autónomas: 1980-1992.* (Fundación Argentaria).

Códigos de grupos de indicadores:

1. Indicadores macroeconómicos generales
2. Indicadores sectoriales
3. Indicadores demográficos generales
4. Indicadores de localización (urbano-rural)
5. Indicadores relacionados con el ciclo vital
6. Indicadores de capital humano
7. Indicadores de políticas de gasto público
8. Indicadores de políticas de ingresos públicos
9. Indicadores relacionados con la distribución funcional de la renta

Otros códigos:

(2): Series con datos bianuales.
O.I.: Otras infraestructuras.
AA.PP.: Administraciones públicas.
CC.LL.: Corporaciones locales.

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES