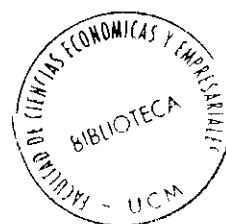


R.53.217

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
Departamento de Hacienda Pública y Sistema Fiscal

T
1745

LOS INGRESOS Y LOS GASTOS EN LAS
ENCUESTAS DE PRESUPUESTOS FAMILIARES.
ENSAYOS SOBRE DESIGUALDAD Y BIENESTAR



Tesis doctoral realizada por Mercedes Sastre García, bajo la dirección del profesor D. Javier Ruiz-Castillo Ucelay, Catedrático de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid

Madrid, septiembre de 1999

Índice General

Agradecimientos	i
Introducción	iii
0.1 Opciones metodológicas	iv
0.2 Estructura del trabajo	ix
1 Desigualdad y bienestar en España en términos reales: 1973-74, 1980-81 y 1990-91	1
1.1 Introducción	2
1.2 Aspectos metodológicos	6
1.2.1 Introducción	6
1.2.2 Evaluación del bienestar: funciones de bienestar social admisibles	7
1.2.3 Comparaciones interpersonales de bienestar	9
1.2.4 Comparaciones en términos reales	15
1.3 Análisis empírico	24
1.3.1 La medición del nivel de vida de los hogares	24
1.3.2 El tratamiento de la heterogeneidad y la unidad de análisis	28
1.3.3 Notación	29

1.3.4	Comparaciones en términos reales: la media	31
1.3.5	Cambios en la desigualdad y efecto distributivo de la inflación	36
1.3.6	Comparaciones en términos reales: el bienestar	48
1.3.7	De 1973-73 a 1990-91 en una base común	53
1.4	Conclusiones	60
2	La distribución de ingresos individuales según las EPF: ten- dencias y factores explicativos	63
2.1	Introducción	64
2.2	Notas metodológicas	66
2.3	La desigualdad de ingresos laborales según las EPF	71
2.3.1	Revisión de estudios	71
2.3.2	Datos empleados en el análisis.	73
2.3.3	Tendencias en la distribución de ingresos laborales en España en los años ochenta	75
2.3.4	La distribución de ingresos laborales de los sustenta- dores principales y su evolución	86
2.4	La distribución de ingresos monetarios individuales y su evo- lución	98
2.4.1	Estructura y evolución de la desigualdad de la distri- bución de ingresos individuales	101
2.4.2	La distribución de ingresos monetarios de los sustenta- dores principales	118
2.5	Consideraciones finales	121
2.6	Apéndice: Datos y clasificación de los individuos	126
2.6.1	Principales limitaciones	127

2.6.2	Análisis descriptivo	134
2.6.3	Selección de la muestra utilizada	140
2.6.4	Desigualdad	147
2.6.5	Clasificación de los individuos	150
3	Implicaciones distributivas de la agregación de ingresos dentro del hogar: una aproximación a través de índices de movilidad	175
3.1	Introducción	176
3.2	Notas metodológicas:	179
3.3	Datos y análisis descriptivo: EPF 80-81 y EPF 90-91.	186
3.3.1	Clasificación de los individuos y los hogares	187
3.3.2	Estructura de ingresos por decilas	192
3.3.3	Desigualdad	199
3.4	Índices de movilidad y su descomposición: una aplicación a las EPF españolas	203
3.4.1	Efecto de los ingresos femeninos sobre el bienestar. . .	204
3.4.2	Efecto de los ingresos masculinos sobre el bienestar. . .	210
3.4.3	Efecto de los ingresos de los dependientes sobre el bienestar.	212
3.4.4	Evolución temporal	221
3.5	Algunas conclusiones	223
3.6	Apéndice	227
3.6.1	Rentas del capital y la propiedad	227
3.6.2	Desigualdad	230
3.6.3	Índices de movilidad y su descomposición: una aplicación a la EPF 80/81	236

3.6.4	Gráficos	240
4	La influencia de la demografía y los índices de precios espe- cíficos en la desigualdad y el bienestar. Una comparación entre España y Estados Unidos	245
4.1	Introducción	246
4.2	Metodología	251
4.2.1	Comparaciones interpersonales de bienestar	251
4.2.2	Evaluación de la desigualdad	252
4.2.3	Evaluación del bienestar	254
4.3	Datos	256
4.4	Resultados	259
4.4.1	Tamaño y gasto medio de los hogares	259
4.5	Desigualdad relativa	265
4.5.1	Bienestar	275
4.5.2	Impacto distributivo de las variaciones en precios rela- tivos.	279
4.5.3	Robustez y significatividad de los resultados	282
4.6	Conclusiones	288
4.7	Apéndice	290
4.7.1	Datos Españoles	290
4.7.2	Datos Estadounidenses	291
4.7.3	Definición del gasto de los hogares	293
	Conclusiones	297
	Referencias bibliográficas	305

Agradecimientos

En esta página quiero dejar constancia de mi agradecimiento a todas aquellas personas e instituciones que me han apoyado en la realización de este trabajo.

En primer lugar a mi director de tesis, Javier Ruiz-Castillo, gracias a cuyo esfuerzo y constante motivación he podido realizar esta investigación. Sin su colaboración y seguimiento este trabajo no hubiera sido posible.

En segundo lugar, a todos los profesores del Departamento de Hacienda de la Universidad Complutense, que primero como profesores y después como compañeros, me han proporcionado estímulo a lo largo del desarrollo de la tesis. Sus comentarios en los seminarios del Departamento donde expuse parte del trabajo fueron siempre de gran utilidad.

Asimismo, estoy en deuda con la Universidad Carlos III que me permitió usar sus instalaciones y equipos informáticos, y con aquellas personas que con su generosa colaboración me ayudaron en las tareas de tratamiento de los datos. En particular, quiero hacer constar la ayuda que me proporcionaron Raquel Arévalo, Coral del Río y Bernarda Zamora, así como otras personas del Departamento de Economía.

La información suministrada por Thesia Garner del *Labor Bureau of Statistics* estadounidense, fue fundamental para la realización del último capítulo de la tesis. Sus comentarios y sugerencias enriquecieron notablemente esa parte de la investigación. Desde aquí deseo expresarle mi agradecimiento.

También quisiera mostrar mi gratitud a aquellas personas con las que me inicié en las tareas investigadoras. Mi estancia como becaria en el Instituto de Estudios Fiscales me permitió estar en contacto con Jesús Ruíz-Huerta, María Pazos, Rosa Martínez, y Luis Ayala, que me transmitieron su entusiasmo e interés por los temas distributivos. Desde entonces siempre he podido contar con su colaboración y su ánimo.

Mi gratitud también al resto de becarios del Instituto con los cuales compartí mis inicios en este ámbito y en quienes siempre encontré apoyo y comprensión en los momentos difíciles.

Por último, quiero reconocer la paciencia de mi familia y amigos a lo largo de todo este tiempo, así como el apoyo incondicional que siempre me han prestado.

Introducción

En los últimos años, la disponibilidad en España de fuentes de microdatos, en especial las *Encuestas de Presupuestos Familiares* (EPF de ahora en adelante) realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE), ha permitido la realización de investigaciones cuyo objetivo es el conocimiento de la distribución personal de la renta y el análisis del nivel de vida de los españoles. La inexistencia en España de bases de datos adecuadas retrasó la realización de estos estudios que ya contaban con una tradición importante en otros países occidentales. A partir de trabajos pioneros basados en fuentes estadísticas muy limitadas, y principalmente tras la publicación de la EPF de 1973-74, comenzaron a incrementarse las investigaciones al respecto, a la vez que creció el interés por los temas distributivos y se produjeron cambios importantes en los instrumentos y técnicas de medida¹.

En paralelo a la mejora de las técnicas y las fuentes de información, la sociedad española ha experimentado profundas transformaciones en las últimas décadas, tanto políticas como económicas y sociales, que necesariamente han de reflejarse en el nivel de vida de los individuos. El crecimiento de la renta en estos últimos años ha supuesto, sin lugar a dudas, una mejora en el nivel de vida de la mayor parte de los españoles. No obstante, aún queda mucho

¹Para una síntesis de los estudios sobre la distribución personal de la renta en España véase Alvarez Aledo *et al.* (1996).

por conocer sobre la incidencia de dichos cambios, así como sobre los factores determinantes de la evolución del nivel de vida y de su reparto entre la población. Pese a la expansión de los estudios en este ámbito, consideramos que todavía son muchos los aspectos, tanto metodológicos como empíricos, relacionados con el conocimiento de las diferencias de renta y consumo entre los hogares e individuos españoles en los que es necesario profundizar y a cuyo estudio se dedicará esta tesis.

0.1 Opciones metodológicas

El estudio de la distribución de la renta plantea una serie de cuestiones de naturaleza conceptual y metodológica que es conveniente aclarar antes de iniciar el análisis empírico que se realiza en este trabajo. A continuación se exponen brevemente las principales características del marco teórico elegido para realizar el estudio desarrollado en los distintos capítulos de la tesis.

Comparaciones interpersonales de bienestar

Uno de los problemas que es necesario abordar es el de la comparabilidad del nivel de vida de hogares heterogéneos. Para ello se necesita evaluar hasta qué punto las necesidades varían con el tamaño y otras características del hogar. En este sentido, el uso de escalas de equivalencia es una práctica común en la literatura². La intuición detrás de su utilización es clara, y se basa en el simple hecho de que si bien un hogar compuesto por cuatro miembros necesita más recursos para alcanzar el mismo nivel de utilidad que

²Existe una amplia literatura sobre escalas de equivalencia, que varía entre aquellas implícitas en los sistemas de Seguridad Social, las obtenidas a través de la estimación de sistemas de demanda, o las elaboradas por expertos (como las de la OCDE o MacClements (1977)).

otro hogar formado por un individuo; como resultado de las economías de escala, el hogar formado por cuatro personas no necesitará cuatro veces los recursos del hogar unipersonal para alcanzar el mismo bienestar.

A lo largo de la tesis, y siguiendo el enfoque desarrollado por Buhman *et al.* (1988) y Coulter *et al.* (1992a y 1992b), se prestará atención a la manera en que la heterogeneidad afecta a los niveles de vida utilizando escalas de equivalencia para ajustar el gasto de las familias. Siendo conscientes de los juicios de valor implícitos en dicha decisión, entre los que se encuentran la no consideración de características distintas del tamaño del hogar (como la presencia de niños o ancianos, etc.), y el supuesto de que las economías de escala en el consumo son independientes del nivel de renta del hogar, se utilizarán indicadores de desigualdad y bienestar aditivamente descomponibles que nos permitirán evitar al máximo la contaminación de los resultados por la decisión sobre el peso que deba concederse al tamaño del hogar.

Indicadores de bienestar y desigualdad

En cuanto a la elección de indicadores de bienestar y desigualdad, las medidas que utilizaremos a lo largo del trabajo suponen la existencia de una función de bienestar social que recoge los fundamentos normativos sobre cómo se debe pasar del bienestar individual al social, en definitiva, los juicios de valor para los cuales una función de bienestar es deseable. Seguiremos la propuesta desarrollada por Ruiz-Castillo (1995b) donde se revisan las condiciones bajo las cuales es posible resumir todos los juicios de valor sobre una distribución por medio de dos estadísticos: la media y un indicador de desigualdad relativo o absoluto. En nuestro caso, trabajaremos con índices relativos de desigualdad de la familia de entropía generalizada, de acuerdo con los cuales la desigualdad no varía si todos los individuos experimentan cambios proporcionales en sus rentas. El estudio se basará en la

utilización de indicadores de desigualdad aditivamente descomponibles por subgrupos de población que permiten expresar la desigualdad como la suma de las desigualdades dentro de los subgrupos en que se divide a la población, ponderadas por su importancia demográfica, y un término que penaliza la dispersión entre los diferentes grupos. De manera similar, expresaremos el bienestar económico agregado como la suma del bienestar dentro de los distintos subgrupos, y un término que recoge la pérdida de bienestar ocasionada por la desigualdad entre los mismos. Estos requisitos permiten aislar el impacto de la elección de las escalas de equivalencia, a la vez que conducen a funciones de bienestar específicas.

Comparaciones intertemporales en términos reales

En lo que se refiere a la manera de establecer comparaciones intertemporales en términos reales, se ha optado por expresar las distribuciones en pesetas constantes a través de la ayuda de índices de precios estadísticos, contruidos para cada hogar individual, que consideran las diferentes pautas de consumo de los hogares. Este procedimiento aproxima el derivado de la estimación de verdaderos índices del coste de la vida, a la vez que permite tener en cuenta la incidencia distributiva de la inflación.

La unidad de análisis

En lo que respecta a la elección de la unidad de análisis, los datos disponibles no suministran información sobre la distribución del gasto o la renta entre los miembros del hogar. A falta de una teoría suficientemente contrastada sobre la asignación de los recursos dentro del hogar, y dado que estamos interesados principalmente en el bienestar individual más que en el de los hogares, seguiremos la práctica empírica habitual que estudia la distribución en la que se asigna a cada individuo el gasto o renta, ajustado a través de

las escalas de equivalencia del hogar al que pertenece.

Elección de la variable objeto de estudio

Otro de los problemas básicos en este tipo de estudios es aquel ligado a la elección de la variable que se utiliza como aproximación al nivel de vida de los hogares o individuos. En este sentido las dificultades que surgen son tanto teóricas como empíricas. Conceptualmente, está generalmente admitido que la mejor forma de aproximar el nivel de vida es a través de la renta de ciclo vital o del consumo permanente. Sin embargo, nos encontramos con que, hasta el momento, en el caso español no disponemos de la información de tipo longitudinal, es decir, de un panel representativo de la población, que sería necesaria para estimar dichas magnitudes. Las EPF españolas, principal base de datos empleada en el análisis empírico desarrollado en la presente tesis, proporcionan información sobre los ingresos y gastos de muestras independientes de hogares en varios momentos del tiempo. Por tanto, la cuestión es que variable entre las disponibles aproximará mejor los conceptos teóricos deseados.

Cuando se comparan los ingresos y los gastos en las EPF españolas se constata la existencia de importantes diferencias entre las cifras de ambas variables. No obstante, este hecho no es de extrañar, ya que la estimación de estas magnitudes sigue procesos muy distintos. En el caso de los ingresos, el INE estudia hasta cuatro *perceptores por hogar*. Para cada uno de ellos se registran los ingresos percibidos por diferentes conceptos, netos de impuestos directos y cotizaciones sociales durante el año natural anterior a la semana muestral. En cuanto a los gastos, todos los miembros del hogar mayores de 14 años registran los gastos monetarios realizados durante la semana muestral en un cuestionario independiente. Los gastos de periodicidad mensual, trimestral o anual, se registran a través de una entrevista con la persona

del hogar en mejores condiciones de suministrar esta información. Posteriormente, el INE estima los gastos anuales en todos los bienes y servicios multiplicando los datos consignados por la cifra correspondiente en función del período de referencia de los mismos. Las diferencias resultantes entre las cifras de gastos e ingresos de las EPF españolas son muy considerables: más del 60 por ciento de los hogares declaran gastos superiores a los ingresos, y el porcentaje medio del exceso de gasto está en torno al 55 por ciento. Como una diferencia tan importante no parece que se pueda interpretar como resultado del desahorro de los hogares, hay que pensar que, o bien los gastos están sobrestimados, los ingresos infraestimados, o ambas cosas a la vez.

La cuestión que se plantea en estas circunstancias, es tratar de conocer qué variable está mejor estimada en las EPF. La comparación de las cifras de las EPF con otras fuentes de información proporciona evidencia empírica al respecto. El trabajo de Sanz (1995) compara la EPF 1990-91 con el sector hogares de las Cuentas Nacionales. Sus estimaciones muestran que la EPF deja sin contabilizar un 28.6 por ciento de la cifra comparable de renta de la Contabilidad Nacional, y que el grado de subestimación varía fuertemente para las diversas fuentes de renta. En consecuencia, los perceptores de ingresos por cuenta propia, rentas del capital y la propiedad, y prestaciones sociales distintas de pensiones de jubilación o vejez, tienen sus datos microeconómicos seriamente infravalorados. En cuanto al consumo, la infravaloración es inferior a la de la renta de los hogares: la EPF no registra el 18.6 por ciento del total. Sin embargo, estas divergencias no dejan de ser importantes y difieren según los bienes considerados.

Desde el punto de vista conceptual, existen razones teóricas para reconocer que, siempre que los hogares suavicen su flujo de consumo a lo largo del tiempo, el gasto refleja mejor la renta esperada de ciclo vital de los hogares

que sus ingresos corrientes, que están sujetos a mayores variaciones transitorias³. Por otra parte, y debido a que han sido diseñadas principalmente para calcular las ponderaciones de los índices de precios al consumo, las EPF proporcionan las mejores estimaciones disponibles de los gastos en que incurren los hogares, mientras que la estimación de los ingresos está sometida, en principio, a un problema de infradeclaración al que pueden ser especialmente proclives determinados grupos sociales, algo que no tiene por qué ocurrir en el caso del gasto. Por último, contrariamente a todas las expectativas y a evidencia internacional la desigualdad de la distribución de la renta en las EPF españolas es menor que la del gasto.

Así pues, existen razones aceptables que favorecen *a priori* el uso de los gastos frente a los ingresos de las EPF. No obstante, en este trabajo, siendo conscientes de las limitaciones de los datos y la cautela con que se han de interpretar los resultados, aprovecharemos la riqueza de información disponible y utilizaremos tanto los datos de gasto corriente de los hogares como los ingresos de los individuos y las familias para abordar distintos aspectos relacionados con el análisis de la distribución del nivel de vida de los hogares y su evolución temporal.

0.2 Estructura del trabajo

El presente trabajo se estructura en cuatro capítulos y un apartado en el que se recogen las principales conclusiones. La coincidencia en los temas tratados y el enfoque metodológico común aportan una estructura interna a

³El reconocimiento de este hecho ha producido un crecimiento en la utilización de dicha variable en la evaluación del nivel de vida de los hogares, aunque dicha posición todavía es minoritaria. Véase Slesnick (1993).

la tesis, a pesar de que cada una de las secciones puede considerarse como un estudio independiente. Así, los diversos capítulos son ilustraciones empíricas de varios aspectos importantes habitualmente no tenidos en cuenta en el análisis del bienestar y la desigualdad. En este sentido, las principales aportaciones de nuestro trabajo se pueden agrupar en cuatro puntos: (i) el análisis de las consecuencias distributivas de los cambios en precios relativos y la posibilidad de incorporar estos efectos a la medición de la desigualdad y el bienestar en términos reales, (ii) el estudio pormenorizado de la distribución de ingresos de los individuos a través de las EPF que, a diferencia de otras fuentes habitualmente utilizadas, proporcionan información sobre las características socioeconómicas de los distintos miembros del hogar; (iii) el examen de la contribución a la desigualdad de la renta del hogar por parte de dos tipos de perceptores de ingresos: las mujeres que figuran como cónyuges, y el resto de miembros del hogar que pueden considerarse como dependientes del sustentador principal y su cónyuge, (iv) la comparación de los niveles de desigualdad y bienestar de España y EE.UU. utilizando el consumo corriente como indicador del bienestar de los hogares. A continuación se ofrece una breve descripción de cada uno de los capítulos en que se ha organizado la tesis.

Capítulo 1 Desigualdad y bienestar en España en términos reales: 1973-74, 1980-81 y 1990-91

En el primero de los capítulos nuestro objetivo ha sido realizar, utilizando una misma base de datos y opciones metodológicas comunes, un análisis de la evolución de la desigualdad entre los individuos españoles y de su bienestar a lo largo del período que comprende desde mediados de los años setenta hasta el comienzo de la década de los noventa. En este sentido, nos hemos centrado en el impacto de la demografía, así como en el análisis de las consecuencias

distributivas de la inflación.

Los intensos y rápidos cambios que se produjeron en España durante dicho período, entre los que hemos de destacar la transición a la democracia, las crisis del petróleo y su efecto tardío sobre la economía española, la reforma fiscal, la incorporación de España a la Comunidad Europea; así como el desarrollo de los mecanismos de protección del Estado del Bienestar, unidos a la trascendencia social del tema, justifican el estudio en profundidad.

En este capítulo se emplean los procedimientos habituales que permiten la realización de comparaciones de bienestar entre hogares heterogéneos, utilizando el modelo para la evaluación del bienestar propuesto en Ruiz-Castillo (1995b), y con los datos de las tres grandes EPF de 1973-74, 1980-81 y 1990-91. Dicho modelo se aplica a las distribuciones de gasto corriente de los hogares en bienes y servicios privados. La utilización de indicadores de bienestar con propiedades de descomponibilidad posibilita la ampliación del análisis de la población en su conjunto a lo acaecido en los distintos subgrupos. Por otra parte, se han construido índices de precios estadísticos, específicos para cada hogar, a partir de la información del INE sobre la evolución de los precios con base en 1976 para el primer subperíodo considerado (1934-74 a 1980-81). Para el período que va de 1980-81 a 1990-91 se emplea la base 1983. Aunque en rigor no es posible salvar la discontinuidad que genera un cambio de base del sistema del IPC, se presenta una propuesta para expresar las tres distribuciones de gasto en un vector de precios constantes.

La realización de las comparaciones en términos reales, a través de la utilización de dichos índices de precios específicos, permite analizar las consecuencias distributivas de la inflación, así como superar los posibles sesgos a los que los estudios que no tienen en cuenta el impacto diferenciado de la inflación sobre los distintos hogares están sujetos.

El análisis se completa mediante el estudio de la naturaleza de las aproximaciones que la utilización de índices estadísticos implica (frente a los verdaderos ICV) y con la aplicación de técnicas de inferencia estadística que permiten contrastar la robustez y significatividad de los resultados.

Los resultados de este primer capítulo constatan que el importante crecimiento en el bienestar que se produjo en España en la segunda mitad de los años setenta, período caracterizado por la crisis económica y altas tasas de inflación, puede atribuirse principalmente a la intensa reducción de las desigualdades en la distribución de gasto corriente de los hogares. En la década de los ochenta se frenó el proceso igualatorio, a la vez que creció de manera considerable el gasto medio, especialmente en los hogares unipersonales.

El análisis de las variaciones en la desigualdad y el bienestar en términos reales muestra que la evolución de los precios relativos desde mediados de los años setenta fue relativamente menos perjudicial para aquellos hogares con menor nivel de gasto. Este sesgo distributivo de la inflación fue especialmente intenso en la segunda mitad de los años setenta, período en que las subidas de los precios fueron más intensas. La descomposición de los cambios en desigualdad y bienestar en términos monetarios aplicada en este capítulo permite determinar el sesgo en que se incurre cuando las estimaciones no tienen en cuenta el impacto diferenciado de la inflación.

Capítulo 2. La distribución de ingresos individuales según las EPF: tendencias y factores explicativos

El segundo capítulo aborda el estudio de la distribución de las rentas o ingresos individuales. Al no disponer de datos de ingresos de los individuos para la EPF 1973-74 el estudio se restringe a la década de los ochenta utilizando la información suministrada por las EPF 80-81 y EPF 90-91. A pesar de las limitaciones de los microdatos de renta de las EPF y los problemas

conceptuales que implica la aproximación del nivel de vida de los individuos a través de su renta disponible; consideramos importante completar el análisis iniciado en el primer capítulo con el estudio de la distribución de ingresos de los individuos. La utilización de los datos de renta de las EPF presenta indudables ventajas, al permitirnos identificar el origen de los ingresos percibidos por los individuos (básicamente trabajo asalariado, trabajo por cuenta propia, rendimientos del capital y la propiedad y transferencias), así como las características socioeconómicas de éstos, información que no se encuentra disponible en otras bases de datos. Por otra parte, este enfoque presenta una ventaja respecto a la utilización del gasto, ya que nos permite prescindir del supuesto de que todos los miembros del hogar participan en igual medida del gasto agregado del hogar al que pertenecen.

El objetivo primordial de este capítulo es analizar tanto la estructura como la tendencia de la distribución de ingresos personales en la década de los ochenta, prestando especial atención a la distribución de las rentas procedentes del trabajo por cuenta ajena y a los ingresos de un colectivo de individuos para el cual existe consistencia entre la relación que declaran mantener con la actividad económica (asalariados, autónomos, pensionistas, etc.) y su principal fuente de ingresos (cuenta ajena, cuenta propia, transferencias, rentas del capital y la propiedad). La utilización de indicadores aditivamente descomponibles para particiones relevantes de la población nos permitirá determinar la contribución, tanto a la desigualdad como a su evolución, de los principales grupos de individuos.

Dado que, es preciso ser muy conscientes de las dificultades que presenta la utilización de los microdatos de ingresos de las EPF, en el apéndice de este capítulo se estudia, tanto la fiabilidad como el interés a efectos del análisis de la desigualdad de las distintas distribuciones de ingresos para las que

contamos con información. Para ello, distinguiremos sucesivamente entre los ingresos ordinarios y extraordinarios de los individuos. A su vez, subdividiremos los ingresos en aquellos que se obtienen en función de la relación que el individuo mantiene con su actividad económica, a los que denominaremos ingresos principales, y el resto de ingresos.

Además, como ocurre en todos los países, es de esperar que la distribución de ingresos individuales esté afectada por observaciones anómalas que pudieran alterar de manera importante los resultados, por lo que resulta imprescindible su detección. Para ello, en este capítulo se utilizan dos instrumentos: i) los índices de desigualdad de la familia de entropía generalizada, que son sensibles a la desigualdad en los distintos tramos de la distribución, y ii) el enfoque aplicado en Cowell *et al.* (1999), que consiste en examinar la robustez de las estimaciones de la desigualdad ante truncamientos sistemáticos a ambos extremos de la distribución de ingresos individuales. Los resultados de ambos análisis muestran que determinadas observaciones causan un efecto excesivo sobre los índices de desigualdad habitualmente empleados. De manera similar, ciertos subgrupos de la población producen grandes modificaciones en la desigualdad; se trata de los perceptores de rentas del trabajo a tiempo parcial, los perceptores sin clasificar porque su relación con la actividad no es coherente con su principal fuente de ingresos; y el resto de inactivos que incluye a las amas de casa y a los estudiantes. Por tanto, tras el análisis minucioso de las diversas distribuciones de ingresos se hace necesaria la adopción de decisiones sobre la eliminación o modificación de las presuntas anomalías. En nuestro caso, hemos optado por eliminar las observaciones de las EPF que consideramos alteran anormalmente las estimaciones, así como por centrarnos en el análisis de la evolución de la distribución de ingresos principales de un subgrupo amplio de la población para el que la información

de la que disponemos resulta congruente.

Los resultados de este capítulo ponen de manifiesto que las opciones metodológicas son clave en este tipo de análisis, como se resume a continuación. Así, cuando se consideran todos los perceptores de renta, los resultados obtenidos para la década de los ochenta apuntan a un ligero crecimiento de la dispersión, a la vez que se detectan las distorsiones que introducen determinadas observaciones y grupos de individuos. No obstante, la depuración de los datos y la selección de una muestra de individuos, para los cuales la información de la que se dispone presenta mayor fiabilidad, señala reducciones en la dispersión de ingresos de dicho subgrupo. Este fenómeno se puede atribuir al acercamiento de las rentas medias de los individuos, especialmente al crecimiento de los ingresos medios de los retirados. Asimismo, a lo largo del período considerado se produjeron disminuciones en la desigualdad dentro del grupo de trabajadores por cuenta propia y entre los perceptores de transferencias, a la vez que creció la dispersión salarial.

El crecimiento en la desigualdad en el grupo de asalariados a tiempo completo se debió básicamente a la incorporación al mercado de trabajo de grupos con mayor dispersión, como mujeres y jóvenes, así como a crecimientos en las desigualdades internas. Por otra parte, la reducción en la edad media de los asalariados a tiempo completo y la importante mejora en su nivel educativo se vió acompañada de indicios de crecimiento en los rendimientos de la educación y la experiencia.

Capítulo 3. Implicaciones distributivas de la agregación de ingresos dentro del hogar: una aproximación a través de índices de movilidad

El objetivo principal del tercer capítulo es el estudio de las implicaciones distributivas de la agregación de ingresos de los individuos hasta formar la

renta total del hogar. Se trata de examinar la conexión entre la distribución de ingresos individuales y su evolución temporal; y la distribución de la renta familiar. Las alteraciones producidas en la distribución de la renta de los hogares son producto de un conjunto complejo de factores entre las que cabe mencionar las transformaciones producidas en el mercado de trabajo, las variaciones en los rendimientos del capital, cambios institucionales y sociales como la incorporación laboral de las mujeres, o las alteraciones producidas en la estructura de los hogares; así como el efecto de las políticas de gasto e ingreso público, que pueden afectar no sólo directamente a la renta de los hogares, sino también a sus decisiones de trabajo e inversión. Por otra parte, la tipología de los hogares españoles presenta una situación compleja: un porcentaje importante de jóvenes, muchos de ellos ocupados, se mantienen en el hogar paterno, mientras que también es considerable el número de mayores que conviven con sus descendientes. Otros aspectos a destacar son el envejecimiento de la población y el ligero crecimiento del número de familias monoparentales, hechos que afectan tanto a las necesidades de las familias como a sus decisiones del mercado de trabajo.

Por consiguiente, consideramos importante examinar el impacto sobre la desigualdad de la renta familiar de los ingresos de los distintos tipos de miembros del hogar (mujeres, jóvenes y mayores), así como la evolución temporal de dicho efecto. La escasa evidencia empírica para el caso español y los resultados poco concluyentes de las investigaciones para otros países añaden interés a la cuestión. En nuestro caso, no nos restringiremos únicamente al impacto de los ingresos de las mujeres casadas incorporadas al mercado laboral, como hacen la mayoría de los trabajos, sino que consideraremos el efecto distributivo de las rentas de los diversos tipos de individuos, diferenciando según la edad, el género y la relación con el sustentador principal.

Dado el paralelismo entre este problema y el análisis dinámico de la movilidad de la renta, emplearemos índices de movilidad, en concreto el índice de Chakravarty, Dutta y Weymark (1985) y la descomposición de dicho índice propuesta por Ruíz-Castillo (1998), como alternativa a los índices descomponibles por fuentes de renta utilizados en la mayoría de los estudios. Consideramos que este enfoque aporta elementos interesantes al debate, especialmente a la controversia sobre el efecto de los ingresos femeninos sobre la desigualdad.

Las estimaciones obtenidas constatan el efecto prácticamente neutral de los ingresos femeninos, tanto a comienzos como a finales de los años ochenta. De este resultado se desprende que no se puede otorgar al crecimiento de la participación de las mujeres en el mercado de trabajo el papel de responsable de las reducciones en las desigualdades económicas entre las familias a lo largo de la década. Por otra parte, se comprueba el efecto positivo de los ingresos de aquellos perceptores secundarios (jóvenes y mayores dependientes) sobre la desigualdad de la renta familiar, efecto que apenas había sido considerado por la literatura.

Capítulo 4. La influencia de la demografía y los índices de precios específicos en la desigualdad y el bienestar. Una comparación entre España y Estados Unidos

Por último, en el cuarto capítulo, a través de los datos de las EPF españolas y del *Consumer Expenditure Survey* (CEX) estadounidense, se comparan los niveles de vida de España y Estados Unidos a comienzos de la década de los noventa. Para ello se utiliza el consumo corriente del hogar como indicador de su nivel de vida.

Son diversas las razones por las que consideramos de interés esta comparación. A comienzos de la década de los ochenta tanto España como Estados

Unidos se situaban entre los países de la OCDE con mayores niveles de desigualdad de la renta, mostrando los estudios al respecto una concentración ligeramente superior en España. La evolución de la dispersión a lo largo del decenio fue, sin embargo, completamente opuesta en ambos países. Mientras que Estados Unidos protagonizó sustanciales incrementos de la desigualdad, en España la dispersión se redujo a lo largo de los años ochenta⁴. Dadas estas tendencias de signo contrario, estamos interesados en conocer si el proceso distributivo que se produjo en España en los años ochenta, unido a la tendencia regresiva registrada en Estados Unidos fueron lo suficientemente fuertes para invertir la posición relativa de los dos países; y hasta qué punto los resultados de las estimaciones son robustos ante las opciones metodológicas adoptadas. Por otra parte, la comparación de las distribuciones de dos países con características muy diversas, tanto económicas, como sociales y demográficas, resulta de interés en sí misma. En este sentido, consideramos que la posibilidad de acceder directamente a los datos de gasto estadounidenses y adoptar opciones metodológicas comunes para los dos países supone un paso importante en la realización de comparaciones internacionales⁵. No obstante, somos conscientes de los fuertes requisitos que las comparaciones de los niveles de bienestar y desigualdad entre dos países imponen sobre los datos, y de que una total comparabilidad de la distribuciones nunca se podrá lograr mientras las instituciones y encuestas difieran entre países.

De manera similar a lo realizado en capítulos anteriores, la aplicación de indicadores descomponibles nos permitirá explicar las diferencias en la des-

⁴Véase Ayala *et al.* (1993) y Del Río y Ruiz-Castillo (1996).

⁵La disponibilidad de datos homogéneos de renta de los hogares para un grupo considerable de países en el LIS (Luxembourg Income Study) ha permitido la realización de numerosos estudios comparativos. Véase por ejemplo Atkinson *et al.* (1995), Gottschalk y Smeeding (1997), y Ayala *et al.* (1996).

igualdad global entre Estados Unidos y España en términos de tres factores: la diferencia en desigualdades intragrupos, la diferencia en la desigualdad intergrupos y las diferencias debidas a las divergencias demográficas. Asimismo, este método nos permitirá aislar el efecto del tamaño del hogar, separándolo del impacto distributivo de los cambios en precios relativos. Por otra parte, y de forma análoga a lo realizado en el segundo capítulo de la tesis, hemos seguido el enfoque propuesto por Cowell *et al.* (1999) para estudiar la robustez de los resultados ante posibles observaciones anómalas en los extremos de las distribuciones de gasto. Las comparaciones de desigualdad y bienestar se han realizado en los términos de dominancia propuestos por Shorrocks (1983), aplicando los procedimientos de inferencia estadística desarrollados por Bishop *et al.* (1989, 1994).

Las estimaciones muestran que el proceso de reducción de las desigualdades que se produjo en España a lo largo de los años ochenta, unido al crecimiento de la dispersión en EE.UU., no ha alterado de manera significativa la posición relativa de los dos países. Así, cuando se considera el gasto sin ajustar de los hogares la desigualdad es significativamente mayor en EE.UU. Sin embargo, para el resto de escalas de equivalencia consideradas, la dispersión es menor en España, o no existen diferencias significativas entre ambos países. En lo que se refiere al bienestar, únicamente para el caso de elevadas economías de escala en el consumo se puede afirmar inequívocamente que los hogares estadounidenses disfrutaban de un mayor bienestar económico que los españoles.

Capítulo 1

Desigualdad y bienestar en
España en términos reales:
1973-74, 1980-81 y 1990-91

1.1 Introducción

En los últimos años han aumentado considerablemente los estudios preocupados por el análisis de la desigualdad económica en los llamados países desarrollados. La creciente disponibilidad de bases de microdatos, los incrementos de las desigualdades en ciertos países, así como el debate sobre los efectos distributivos de las políticas públicas, han contribuido a este desarrollo. El caso español, aunque con cierto retraso, no ha sido ajeno a este interés, destacando los trabajos realizados a partir de las EPF.

El objetivo de este primer capítulo es analizar la evolución del nivel de vida en España en términos reales a través de los microdatos de gasto de las tres grandes EPF realizadas por el Instituto Nacional de Estadística en 1973-74, 1980-81 y 1990-91.

Las importantes transformaciones políticas y socioeconómicas acaecidas durante estos casi veinte años, que van desde el comienzo de la transición democrática hasta inicios de la década de los noventa, justifican el estudio en profundidad de las alteraciones producidas en el bienestar económico de los españoles¹. A mediados de los años setenta se inició una etapa en la que coincidieron la transición democrática española y la crisis económica mundial, cuyos efectos en el caso español fueron más intensos que en el resto de países industrializados, y se tradujeron en bajas tasas de crecimiento económico y alta inflación. El ciclo económico internacional expansivo con el que se inicia la fase de recuperación de los países industrializados, la incorporación de España al proceso de integración europea y las políticas de saneamiento y ajuste desarrolladas permitieron la mejoría registrada a partir de la segunda mitad de la década de los ochenta.

¹Sobre la evolución de la pobreza durante este mismo período véase el trabajo de Del Río y Ruiz-Castillo (1998).

De acuerdo con los datos de la Contabilidad Nacional de España, el crecimiento del consumo privado per cápita a lo largo del período considerado se situó en torno al 40 por ciento, es decir, alrededor de un 2 por ciento anual. Sin embargo, dicho crecimiento no fue homogéneo durante todo el período, alcanzándose en algunos años de la segunda mitad de los ochenta tasas de crecimiento superiores al 5 por ciento. De manera paralela a lo ocurrido con el consumo, las estimaciones de J.Alcaide muestran un crecimiento de la renta real de los españoles de alrededor del 11 por ciento entre 1974 y 1983, lo que equivale a una tasa anual acumulativa del 1,2 por ciento, (1,4 por ciento al referirse a la renta real per cápita), mientras que la mejora registrada entre 1983 y 1992 permitió un tasa anual acumulativa del 4,3 por ciento (4,1 por ciento en términos per cápita). No obstante, desde el punto de vista socioeconómico, sería demasiado simplista considerar el crecimiento del consumo privado o de la renta per cápita como indicadores de lo ocurrido con el bienestar económico. Por consiguiente, estamos interesados en indicadores que combinen consideraciones de eficiencia con consideraciones de equidad, recogidas a través de índices de desigualdad.

Utilizando el modelo para la evaluación del bienestar propuesto en Ruiz-Castillo (1995b), se emplean los procedimientos habituales que permiten la realización de comparaciones de bienestar entre hogares con diferentes necesidades. La construcción de índices estadísticos de precios, específicos para cada hogar, nos permitirá realizar las comparaciones en términos reales teniendo en cuenta las diferentes pautas de consumo de los hogares. La descomposición de la variación en la desigualdad monetaria en un término real y un componente que recoge el impacto distributivo de los precios, hace posible aislar el efecto distributivo del proceso inflacionista sobre la evolución del bienestar económico agregado en España en los últimos años.

La necesidad de realizar comparaciones de bienestar y desigualdad en términos reales contrasta con la escasez de este tipo de análisis en la literatura. Las comparaciones en términos puramente monetarios, o aquellas comparaciones en términos reales que emplean un deflactor común para todos los hogares, pueden sesgar de manera importante las estimaciones de la desigualdad real si las estructuras de precios de las distribuciones objeto de comparación difieren entre sí, lo que es especialmente importante en el caso de las comparaciones internacionales y en momentos de inflación rápida y precios relativos cambiantes como es el caso de la segunda mitad de la década de los setenta. A este respecto, el trabajo de Abadía (1987) muestra que la inflación en España tuvo un efecto neto progresivo sobre la distribución del bienestar de los consumidores durante la segunda mitad de los años 70. Los resultados para otros países presentan el signo opuesto. Así, el trabajo de Slesnick (1990) pone de manifiesto que los cambios en precios relativos provocaron en Estados Unidos incrementos en la desigualdad durante el período 1947-1985, mientras que Muellbauer (1974a) encuentra que las estimaciones de la reducción en la desigualdad monetaria ocurrida en el Reino Unido entre 1964 y 1972 sobrevaloran la reducción real, lo que es un indicador del sesgo regresivo de la inflación durante ese período.

En este capítulo abordaremos el estudio de la desigualdad y el bienestar en términos reales. A partir del análisis del problema de los números índice, llegaremos a la construcción de índices de precios estadísticos que aproximan los verdaderos índices del coste de la vida y nos permiten expresar las tres distribuciones, 1973-74, 1980-81 y 1990-91, en un mismo vector de precios. Para ello, se utilizan índices de precios estadísticos para los hogares de las EPF de 1973-74 y 1980-81, contruidos a partir de la información del INE sobre la evolución de los precios con base en 1976; mientras que para los pe-

ríodos 1980-81 y 1990-91 emplearemos la base 1983. En rigor, no es posible salvar la discontinuidad que genera un cambio de base del sistema del Índice de Precios de Consumo. No obstante, en este trabajo presentamos una propuesta para expresar las tres distribuciones de gasto a precios constantes del invierno de 1981, en la base común de 1983. Naturalmente, esto nos permite estimar los cambios en términos reales para el período que va desde 1973-73 a 1990-91.

La utilización de indicadores de bienestar con propiedades de descomponibilidad hace posible ampliar el análisis de lo ocurrido en el conjunto de la población a lo acaecido en distintos subgrupos y estudiar las implicaciones de esos cambios cuando se consideran particiones relevantes de la población. Finalmente, el análisis se completa utilizando técnicas de inferencia estadística que permiten superar resultados basados en simples comparaciones numéricas de índices obtenidos a partir de muestras como son las EPF.

La organización del capítulo es la siguiente: en el siguiente apartado se presenta el modelo analítico adoptado. En el tercer epígrafe se aplicará el modelo expuesto a la evolución del bienestar en España, evaluado a través de los datos de las EPF para los dos subperíodos considerados, 1973/74 a 1980/81 y 1980/81 a 1990/91, y para el período en su conjunto; prestando especial atención a la evolución de la desigualdad real y al efecto distributivo de la inflación. Finalmente, en el último apartado se muestran los resultados más relevantes del trabajo realizado.

1.2 Aspectos metodológicos

1.2.1 Introducción

Las comparaciones temporales de bienestar y desigualdad requieren abordar problemas que implican la adopción de determinadas decisiones metodológicas.

a) En primer lugar, la elección de las funciones de bienestar social y de los indicadores de desigualdad que se emplearán para evaluar el nivel de vida de la población, y las propiedades que hacen deseables a esas funciones.

b) En segundo lugar, la necesidad de realizar comparaciones del nivel de vida de hogares heterogéneos, es decir, hogares con diferentes características y por tanto con diferentes necesidades. Para abordar este problema, compararemos las distribuciones de renta ajustada o equivalente calculadas mediante la utilización de escalas de equivalencia que, asumiremos, son función únicamente del número de individuos del hogar. Adicionalmente, para aislar, en la medida de lo posible, el impacto de las escalas de equivalencia, se analizará la partición denominada básica, que clasifica a los hogares según el número de individuos que los integran, adoptando el supuesto de que el único aspecto determinante de las necesidades de un hogar es el número de individuos que lo componen.

c) Por último, se hace necesario el ajuste de las distribuciones monetarias de forma que podamos realizar las comparaciones en términos reales. Para ello, abordaremos el problema de los números índices y construiremos índices estadísticos de precios específicos para cada hogar. Estas construcciones nos permitirán aproximar los índices verdaderos del coste de la vida sin necesidad de estimar un sistema completo de demanda. Asimismo, podremos expresar las distribuciones a precios de distintos períodos teniendo en cuenta las dife-

rencias en las pautas de consumo. Este procedimiento, además de permitir realizar comparaciones en términos reales de forma más realista que si se utilizara una tasa de inflación común a todos los hogares, permitirá evaluar el impacto distributivo de los cambios en precios relativos.

1.2.2 Evaluación del bienestar: funciones de bienestar social admisibles

El análisis de bienestar que vamos a realizar asume, como la mayoría de trabajos al respecto, que el bienestar asociado a una distribución de renta puede expresarse únicamente en función de dos estadísticos de dicha distribución: la media y un indicador de desigualdad. Consideremos provisionalmente la renta equivalente como variable unidimensional que aproxima el nivel de vida de los hogares. Sea W una función de bienestar social (FBS), función real definida en el espacio de rentas ajustadas, de forma que, para cada distribución de renta equivalente $Z = (z^1, z^2, \dots, z^h)$, $W(Z)$ proporciona una medida del bienestar social de dicha distribución.

Supongamos que nuestra FBS satisface las condiciones descubiertas por Dutta y Esteban (1992)², que permiten expresar el bienestar agregado de una distribución en función de su media, que denominaremos $\mu(Z)$, y un índice de desigualdad, que designamos $I(Z)$, y que el *trade-off* entre ambos es multiplicativo:

$$W(Z) = \mu(Z) (1 - I(Z)). \quad (1.1)$$

²Los supuestos son: S-concavidad, continuidad, invarianza ante réplicas de la población, homoteticidad débil, y monotonidad a lo largo de rayos desde el origen en el caso relativo; o translabilidad débil y monotonidad a lo largo de rayos paralelos a la línea de igualdad en el caso absoluto.

De esta forma, la *FBS* refleja la relación de intercambio entre eficiencia y equidad. Para realizar esta especificación de la *FBS* es necesario explicitar el tipo de propiedades a satisfacer por los indicadores de desigualdad utilizados. Aquí nos centraremos en el caso relativo, considerando índices de desigualdad relativa, es decir, aquellos índices que no se ven afectados por cambios proporcionales en todas las rentas.

El análisis propuesto, que trata de evitar al máximo la contaminación introducida por la utilización de escalas de equivalencia, hace que estemos interesados en *FBS* que permitan expresar el bienestar de una distribución en función de dos componentes: una suma ponderada del bienestar dentro de subgrupos homogéneos de población, y un término que refleje la pérdida de bienestar debida a la desigualdad existente entre esos subgrupos. Ruiz-Castillo (1995b) muestra que, en el caso relativo, estos requisitos conducen a *FBS* específicas, de forma que los índices de desigualdad pertenecerán a la familia de entropía generalizada. Si además deseamos que la ponderación que se dé al bienestar de cada subgrupo sea su peso demográfico, la única *FBS* aditivamente descomponible en el sentido indicado es:

$$W(Z) = \sum_m \{(p_m W(Z^m)) - \mu(Z) I_1(\mu^*)\}, \quad (1.2)$$

donde

$$I_1(Z) = \frac{1}{M} \sum_h \left\{ \frac{z^h}{\mu(Z)} \right\} \log \left\{ \frac{z^h}{\mu(Z)} \right\}. \quad (1.3)$$

siendo M el número total de hogares, p_m el porcentaje de hogares en el grupo m , $I_1(Z)$ el índice relativo de desigualdad sugerido originalmente por Theil, e $I_1(\mu^*)$ la distribución en que cada hogar recibe la renta media del grupo al que pertenece en la partición $m = 1, \dots, M$. De esta forma, el bienestar agregado se expresa como una media ponderada del bienestar dentro de cada

subgrupo de la población (siendo las ponderaciones los pesos demográficos de cada grupo), menos la desigualdad entre los subgrupos ponderada por la media de la población.

1.2.3 Comparaciones interpersonales de bienestar

Aunque la Teoría Económica se refiere, como es lógico, a individuos considerados en sentido abstracto, en la realidad las personas viven agrupadas en familias o, más en general, en hogares cuyos integrantes comparten techo y presupuesto. En todo caso, el hogar es la unidad de análisis en las EPF españolas cuya información para 1973-74, 1980-81 y 1990-91 se explota en este estudio.

Supongamos provisionalmente que el nivel de vida de un hogar está bien aproximado por la variable unidimensional que hemos venido denominando renta. Supongamos también que los problemas de unidad de medida, propios de toda comparación intertemporal, han sido solventados satisfactoriamente, de modo que las dos distribuciones objeto de estudio están expresadas en pesetas constantes. Así pues, en este apartado nos referiremos siempre a comparaciones de renta real.

Desde un punto de vista normativo, la cuestión que debemos resolver es cómo salvar las barreras a la comparabilidad del nivel de vida de hogares heterogéneos. En la medida en que hogares con diferentes características tienen distintas necesidades, sus rentas no son directamente comparables, de manera que, para avanzar en el análisis, es preciso decidir qué hogares pueden ser tratados como iguales desde un punto de vista ético. Esta decisión será el fruto de un primer juicio de valor, pero una vez comprometidos con un criterio concreto, es evidente que conviene investigar por separado cada uno de los grupos éticamente homogéneos dentro de lo que denominaremos la

partición básica desde el punto de vista social.

Sin embargo, es preciso tener en cuenta que, en muchos casos, los criterios de evaluación social dentro de cada grupo éticamente homogéneo no nos proporcionarán resultados unánimes. Por otra parte, siempre resultará imprescindible extraer conclusiones para el conjunto de la población. Finalmente, estamos también interesados en particiones definidas por otros criterios, como los geográficos, socioeconómicos o culturales. El problema es que los subgrupos, dentro de cualquiera de esas otras particiones, estarán constituidos, como la población en su conjunto, por hogares con distintas necesidades. Por todas estas razones, resulta inevitable enfrentarse al problema de la comparabilidad de las rentas de hogares con diferentes características básicas.

El problema individual de la maximización de la utilidad

Supongamos que tenemos una población de $h = 1, \dots, H$ hogares que pueden diferir en su renta, x^h , y/o en un vector de características k . Denotemos por $q^h = (q_1, \dots, q_i)$ el vector i -dimensional de bienes y servicios consumidos por el hogar h . Desde Pollak y Wales (1979), todo intento de realizar comparaciones de bienestar entre hogares heterogéneos mediante el uso de escalas de equivalencia parte del supuesto de la existencia de una función de utilidad incondicional U , común a todos los hogares, definida sobre los bienes y servicios de consumo y el vector de características, esto es, sobre los pares (q, k) . Designemos por $\varphi(\cdot)$ la función indirecta de utilidad, por $c(\cdot)$ la función de costes o de gasto y por p el vector de precios que confrontan todos los hogares. Entonces, en una muestra dada de hogares maximizadores de la utilidad que se comportan como precio aceptantes, los datos observados sobre precios, rentas, características y consumo de bienes para cada hogar h

están relacionados de la manera siguiente:

$$U^h = U(q^h, k^h) = \varphi(x^h, p, k^h), \quad (1.4)$$

$$x^h = c(U^h, p, k^h). \quad (1.5)$$

Sabemos que no es posible tratar simétricamente todas las rentas del vector $X = (x^1, x^2, \dots, x^h)$, puesto que cada elemento del mismo sirve para atender necesidades distintas. Para solventar esta dificultad, es habitual en la literatura la utilización de escalas de equivalencia que, en el caso relativo, se definen de la manera siguiente:

$$d(k, k^0; p, U) = \frac{c(U, p, k)}{c(U, p, k^0)}. \quad (1.6)$$

Si convenimos que el hogar de referencia k^0 consiste en un varón adulto con buena salud que vive solo, la función $d(\cdot)$ proporciona el número de adultos equivalentes en un hogar de características k que pueden disfrutar de un nivel de utilidad U a los precios p . Para cada hogar h , definimos la renta ajustada o equivalente, como:

$$z^h(k^0) = \frac{x^h}{d(k^h, k^0; p, U^h)} = c(U^h, p, k^0). \quad (1.7)$$

Por tanto, $z^h(k^0)$ es la renta necesaria para que el hogar de referencia alcance el nivel de utilidad U^h a los precios p .

Supuestos simplificadores sobre las preferencias

En general, la desigualdad de la distribución de la renta ajustada dentro de un subgrupo éticamente homogéneo variará con el juicio de valor implícito en

la elección del hogar de referencia. Por tanto, la desigualdad de la renta ajustada dentro de cada subgrupo difiere de la desigualdad de la renta original. Así pues, seleccionar como base de comparación un hogar unipersonal adulto, como hemos venido haciendo o, por ejemplo, una pareja sin niños, tiene consecuencias insospechadas y, seguramente, no deseables para la medición de la desigualdad dentro de un subgrupo homogéneo.

Denotemos por X^k el vector de rentas originales de los hogares de características k , y por $Z^k(k^0)$ y $Z^k(k^*)$ los vectores de rentas ajustadas para esos mismos hogares cuando el hogar de referencia es un hogar adulto unipersonal, k^0 , o una pareja sin niños, k^* . Pues bien, en general, si $I(\cdot)$ es cualquier índice de desigualdad relativo, entonces para cualquier k : $I(Z^k(k^0)) \neq I(Z^k(k^*)) \neq I(X^k)$. La explicación de este fenómeno radica en dos hechos. Por un lado, la elección de un hogar de referencia plantea un problema de números índice bien conocido en economía. Por otro, idénticas características pueden ser experimentadas de manera distinta dependiendo del nivel de renta del hogar. En particular, las economías de escala en el consumo pueden muy bien ser distintas para los hogares pobres o ricos aun cuando sean del mismo tamaño.

Para evitar estas complicaciones, los economistas teóricos y los econométras en este campo suponen con frecuencia que el procedimiento de ajuste para tener en cuenta las necesidades derivadas, digamos, de distintos tamaños del hogar, son independientes del nivel de utilidad y, en consecuencia, del nivel de renta. En el caso relativo, Lewbel (1989) y Blackorby y Donaldson (1994) han demostrado que esa propiedad, que denominaremos "exactitud" (*exactness o base independence*), es posible si y sólo si la función de costes adopta la forma multiplicativa:

$$c(U, p, k) = f(U, p)g(p, k). \quad (1.8)$$

Entonces, el número de adultos equivalentes se puede expresar como:

$$d(p, k, k^0) = \frac{g(p, k)}{g(p, k^0)}. \quad (1.9)$$

Es fácil comprobar que, para cualquier k^0 y para cualquier índice $I(\cdot)$ de desigualdad relativa, se cumple que $I(Z^k(k^0)) = I(X^k)$ para todo k .

De acuerdo con el planteamiento anterior, parece que el escenario queda dispuesto para estimar las escalas de equivalencia. Desde el comienzo mismo del análisis empírico de la demanda a fines del siglo XIX, se han intentado determinar las escalas de equivalencia con que deflactar la renta en el sentido indicado a partir de la conducta observada de los consumidores. Este es, sin duda, un ambicioso proyecto econométrico bien representado, por ejemplo, por la contribución de Jorgenson y sus asociados³, aunque desgraciadamente, plagado de dificultades importantes⁴.

El hecho es que, como concluyen Coulter *et al.* (1992a), el conjunto de supuestos que hace posible la estimación de estos complejos y costosos modelos econométricos, no son muy convincentes, al menos a los efectos de la evaluación de distribuciones de renta. Por el contrario, muchos de ellos descansan en juicios de valor potencialmente conflictivos. En consecuencia, tampoco es sorprendente que diferentes supuestos conduzcan a diferentes escalas de equivalencia. Así pues, parece sensato concluir que no existe un sistema correcto para ajustar las rentas originales, y que buscarlo en la actualidad puede llevarnos en una dirección poco productiva. El problema es que otros enfoques tampoco son están exentos de dificultades, como se documenta en Buhmann *et al.* (1988) y Coulter *et al.* (1992a). Así pues, contar un abanico de escalas de equivalencia es no sólo inevitable sino legítimo. En este trabajo optamos

³Véase, por ejemplo, Jorgenson y Slesnick (1987).

⁴Véase por ejemplo Coulter *et al.* (1992a).

por la parametrización de las escalas de equivalencia, una alternativa que se discute con detalle en el apartado siguiente.

La parametrización de las escalas de equivalencia

¿Cómo definir los iguales? Es decir, ¿cómo distinguir los hogares cuyas rentas pueden ser comparadas directamente sin ajuste alguno porque poseen las mismas necesidades? En otros términos, ¿cómo definir la partición básica desde el punto de vista normativo?. Una vez contestada esta pregunta, sabremos qué tipos de hogares requieren un ajuste en sus rentas antes de proceder a ninguna comparación, en otras palabras, sabremos cuales son los hogares para los que es necesario establecer un sistema de comparaciones interpersonales de bienestar.

En general, los factores demográficos son los que determinan esta partición en el trabajo aplicado. En nuestro caso, haremos un fuerte supuesto simplificador: consideraremos el tamaño del hogar como la única característica diferenciadora éticamente relevante⁵. Es decir, a efectos de notación, identificaremos el vector de características k con el escalar representativo del tamaño del hogar que designaremos de aquí en adelante por k .

Existe acuerdo en que, si bien los hogares de mayor tamaño tienen mayores necesidades, expresar el nivel de vida del hogar a través de su renta per cápita es una solución extrema. La razón es que, para mantener un mismo nivel de bienestar económico, una familia de cuatro personas no necesita una renta dos veces mayor que la de una familia de dos personas. En otros términos, los hogares de mayor tamaño tienen también mayores oportunidades

⁵Escalas de equivalencia utilizadas habitualmente en la literatura, como las de la OCDE, consideran al menos la presencia de niños y adultos entre los miembros del hogar. Otras escalas, como la de MacClements (1977), también tienen en cuenta la edad de los niños.

para alcanzar economías de escala en el consumo.

Bajo la condición de exactitud presentada anteriormente, sabemos que la función de costes incondicional debe tener la siguiente forma general: $c(U, p, k) = f(U, p)g(p, k)$. En este trabajo, de acuerdo con el procedimiento sugerido inicialmente en Buhmann *et al.* (1988) y Coulter *et al.* (1992a, 1992b), y tomando como hogar de referencia un hogar adulto unipersonal, parametrizamos el juicio de valor implícito en el peso que debemos conceder al tamaño del hogar de la manera siguiente:

$$g(p, k) = k^\theta, \theta \in [0, 1]. \quad (1.10)$$

Así, la escala de equivalencia $d(k, p) = k^\theta$ resulta independiente de los precios. Finalmente, para cada hogar h la renta ajustada se define como:

$$z^h(\theta) = \frac{x^h}{(k^h)^\theta}. \quad (1.11)$$

Cuando $\theta = 0$, la renta ajustada coincide con la renta original, mientras que para $\theta = 1$ ésta se convierte en la renta per cápita del hogar de forma que, cuanto mayor es θ menores son las economías de escala en el consumo o, en otras palabras, mayor es el número de adultos equivalentes para un hogar de tamaño k . Naturalmente, para cada tamaño del hogar k , la desigualdad relativa de la renta ajustada coincide con la desigualdad de la renta original. Bajo la condición de exactitud, el proceso de ajuste no afecta a la desigualdad que caracteriza a cada subgrupo éticamente homogéneo. Así pues, para todo índice $I(\cdot)$ de desigualdad relativa se cumple que: $I(Z^k(\theta)) = I(X^k)$.

1.2.4 Comparaciones en términos reales

Las comparaciones de bienestar o desigualdad en términos puramente monetarios, o aquellas comparaciones en términos reales que, utilizando un deflac-

tor común para todos los hogares, ignoran la diversidad en la composición del consumo de las familias y, por consiguiente, el hecho de que los cambios en los precios relativos tendrán un impacto diferente para cada hogar, pueden sesgar de forma importante las estimaciones de la desigualdad real.

En nuestro caso, queremos expresar las distribuciones objeto de estudio en pesetas constantes. Para ello necesitamos comparar poblaciones heterogéneas que confrontan vectores de precios distintos. Supongamos que las preferencias del hogar h están representadas por una función de utilidad U^h definida sobre el vector de bienes y servicios de consumo $q^h = (q_1, \dots, q_i)$, con $U^h = U^h(q^h)$. Dado un vector de precios corrientes $p_\beta = p(p_{\beta 1}, \dots, p_{\beta i})$ y un vector de precios de referencia $p_0 = p(p_{01}, \dots, p_{0i})$, un verdadero índice del coste de la vida (*ICV*) se define, para cada hogar h , como el cociente entre el mínimo gasto necesario para alcanzar el nivel de utilidad U^h a los precios p_β y a los precios p_0 :

$$ICV(p_\beta, p_0; U^h) = \frac{c(U^h, p_\beta)}{c(U^h, p_0)}. \quad (1.12)$$

Dicho índice nos informa sobre la evolución del gasto requerido para que el consumidor pueda mantener, en distintas situaciones, un mismo nivel de utilidad. Cuando el nivel de utilidad que se mantiene constante es el del período de referencia, estamos ante un *ICV* del tipo *Laspeyres*:

$$ICV(p_\beta, p_0; U_0^h) = \frac{c(U_0^h, p_\beta)}{c(U_0^h, p_0)}. \quad (1.13)$$

En principio, para calcular un verdadero *ICV* es preciso conocer las preferencias individuales, lo que requeriría la estimación de un sistema completo de demanda. Frente a la complejidad de este ejercicio econométrico, en este capítulo expresaremos las distintas distribuciones en unidades monetarias comparables por medio de índices estadísticos de precios específicos para ca-

da hogar. A diferencia de los *ICV*, estos índices estadísticos informan de la evolución del gasto necesario para adquirir una cesta de consumo de contenido fijo. Dados los vectores de precios p_0 y p_β , un índice estadístico de precios se define como el cociente entre el gasto necesario para adquirir la cesta de consumo o vector de cantidades q a los precios p_β y a los precios p_0 . Formalmente:

$$L(p_\beta, p_0; q^h) = \frac{q^h p_\beta}{q^h p_0}, \quad (1.14)$$

de forma que:

$$L(p_\beta, p_0; q^h) = \frac{c(q^h, p_\beta)}{c(q^h, p_0)}. \quad (1.15)$$

Si el vector de cantidades que se mantiene constante es q_0^h , estaríamos ante un índice tipo Laspeyres:

$$L(p_\beta, p_0; q_0^h) = \frac{p_\beta q_0^h}{p_0 q_0^h}. \quad (1.16)$$

Para un hogar h , este índice estadístico también puede expresarse como:

$$L(p_\beta, p_0; q_0^h) = \sum_i w_{i0}^h I_{i\beta}, \quad (1.17)$$

donde w_{i0}^h es la proporción del gasto total que el hogar h dedica al bien i en el período de referencia, e $I_{i\beta} = p_{i\beta}/p_{i0}$, siendo $p_{i\beta}$ y p_{i0} los índices oficiales de precios publicados por el INE para el bien i en los años β y 0 respectivamente. Este índice permite comparar, para un hogar individual h , los precios corrientes con los de un período base (año 0), manteniendo constante la cesta de consumo de dicho hogar. Según demuestra Konus (1939), para un nivel de utilidad constante, se cumple la siguiente desigualdad:

$$ICV(p_\beta, p_0; U_0^h) \leq L(p_\beta, p_0; q_0^h), \quad (1.18)$$

donde la igualdad sólo se obtiene si el consumidor tiene preferencias con coeficientes fijos tipo Leontief, constituyendo la diferencia entre $ICV(\cdot)$ y $L(\cdot)$ lo que se denomina *sesgo de sustitución*. Dicho sesgo surge cuando los consumidores responden a los cambios en precios relativos sustituyendo unos bienes por otros⁶.

No obstante, en la realidad no se producen únicamente variaciones en los precios relativos entre las situaciones 0 y β , sino que también se producen alteraciones en el gasto o la renta de los hogares, con lo que al sesgo de sustitución habría que añadir un nuevo sesgo, producido por la sustitución de unos bienes por otros en función de sus elasticidades gasto. En este caso más general, no podemos afirmar que la desigualdad anterior se cumple sin ayuda de supuestos adicionales sobre la evolución de los precios. Bajo el supuesto de que el comportamiento de los precios desde p_0 a p_β es tal que los precios de los bienes de lujo suben más deprisa que los de los bienes de primera necesidad; es decir, si la inflación ha sido relativamente menos perjudicial para los hogares con menor nivel de gasto (*pro-pobre*), se cumpliría la desigualdad de la ecuación 1.18, y los índices estadísticos constituirán una cota superior a los verdaderos ICV . Sin embargo, si los precios se hubiesen comportado de la manera contraria no podremos decir nada sobre el signo de dicha desigualdad⁷.

La expresión de la renta ajustada del hogar h en la situación β , expresada a precios del año base ($z_{\beta,0}^h$), vendrá dada por:

$$z_{\beta,0}^h = \frac{x_\beta^h}{ICV(p_\beta, p_0; U_\beta^h, k^h)d(k_\beta^h, k^0; p_0, U_\beta^h)} = c(U_\beta^h, p_0, k^0). \quad (1.19)$$

⁶El trabajo de Abadía (1986) indaga sobre la divergencia producida entre el IPC oficial calculado por el INE y el índice del coste de la vida o de nivel de utilidad constante.

⁷Véase Ruiz-Castillo, E.Ley y M.Izquierdo (1999).

Por supuesto, para cada h tendríamos:

$$U_{\beta}^h = \varphi(x_{\beta}^h, p_{\beta}, k^h) = \varphi(z_{\beta}^h, p_0, k^0). \quad (1.20)$$

Así pues, la renta ajustada por el cambio en precios y las necesidades proporciona lo que denominamos un indicador exacto, esto es, comparable del bienestar de los hogares. A través de los índices estadísticos podríamos aproximar la renta de cada hogar en el período β , expresada a los precios del año base, por medio de la expresión:

$$\tilde{x}_{\beta 0}^h = \frac{x_{\beta}^h}{L(p_{\beta}, p_0; q_{\beta}^h)}. \quad (1.21)$$

Conviene advertir que trabajar con índices de precios estadísticos sería enteramente válido si no se produjeran los sesgos mencionados anteriormente. Por tanto, únicamente bajo el supuesto de que la evolución de los precios entre las situaciones 0 y β haya sido pro-pobre, el índice de precios $L(\cdot)$ proporciona una cota superior al verdadero $ICV(\cdot)$. En ese caso, con nuestro procedimiento obtenemos para cada hogar una renta a pesetas del período base, $\tilde{x}_{\beta 0}^h$, que sobrevalora la construcción conceptualmente correcta $x_{\beta 0}^h$. En esta situación, es imprescindible preguntarse por el impacto del sesgo de sustitución sobre nuestras estimaciones.

Naturaleza de las aproximaciones

Denominemos $\tilde{Z}_{\beta\tau}$ ($\beta = 1, 2$ y $\tau = 1, 2$) a la distribución de renta ajustada por el tamaño del hogar del período β , expresada a precios del período τ a través de un índice de precios estadístico, específico para cada hogar. Denotemos por $\Delta\mu_{12}(p_1)$ el cambio porcentual en la renta media del período 1 al período 2, estimado a precios del primer período:

$$\Delta\mu_{12}(p_1) = \frac{\mu(\tilde{Z}_{21})}{\mu(Z_1)}, \quad (1.22)$$

siendo $\mu(\tilde{Z}_{21})$ la media de la distribución del período 2 a precios del período 1 y $\mu(Z_1)$ la media de la distribución de renta ajustada del período 1 expresada a sus propios precios. Como se expuso anteriormente, bajo determinados supuestos sobre la evolución de los precios entre el período 1 y el 2, nuestra estimación \tilde{z}_{21}^h proporciona, para cada h , una cota superior a su verdadero valor. En consecuencia, la estimación de $\Delta\mu_{12}(p_1)$ también constituirá una cota superior al verdadero valor. Por otra parte, definamos el cambio en la media en términos reales a precios p_2 como:

$$\Delta\mu_{12}(p_2) = \frac{\mu(Z_2)}{\mu(\tilde{Z}_{12})}. \quad (1.23)$$

Dado que, para todo h , nuestra estimación de \tilde{z}_{12}^h sobrevalora la verdadera magnitud z_{12}^h , la cifra que obtengamos para $\Delta\mu_{12}(p_2)$ constituirá una cota inferior a su verdadero valor. Naturalmente, la teoría no ofrece indicación alguna sobre la relación entre los verdaderos valores del cambio en media y nuestras estimaciones $\Delta\mu_{12}(p_1)$ y $\Delta\mu_{12}(p_2)$. Ahora bien, si en la práctica obtuviéramos que nuestras estimaciones están cercanas entre sí, el comportamiento de los precios entre ambos períodos fuese pro-pobre, y además, se cumpliera que $\Delta\mu_{12}(p_2) < \Delta\mu_{12}(p_1)$, tendríamos razones para confiar en que la verdadera variación de la media en términos reales esté comprendida en el intervalo determinado por nuestras estimaciones.

En lo que a la desigualdad se refiere, denominemos el cambio en la desigualdad real del período 1 al período 2, a los precios p_1 , por:

$$\Delta R_{12}(p_1) = \frac{I(\tilde{Z}_{21}) - I(Z_1)}{I(Z_1)}, \quad (1.24)$$

donde $I(\tilde{Z}_{21})$ es un índice de desigualdad relativa de la distribución del período 2 a precios del período 1, e $I(Z_1)$ un indicador de la desigualdad de la distribución del período 1 expresada a sus propios precios. La variación en la desigualdad real a precios del segundo período (p_2) vendrá dada por la expresión:

$$\Delta R_{12}(p_2) = \frac{I(Z_2) - I(\tilde{Z}_{12})}{I(Z_1)}. \quad (1.25)$$

Parece razonable suponer que la capacidad de sustitución en el consumo ante cambios en los precios es mayor para los ricos que para los pobres⁸, por lo que esperamos que el sesgo de sustitución de que adolecen nuestros índices de precios sea mayor para los primeros que para los segundos. En consecuencia, bajo ese supuesto, esperamos que nuestras estimaciones tanto de $I(\tilde{Z}_{21})$ como de $I(\tilde{Z}_{12})$ estén sesgadas al alza. Por tanto, nuestro estimador de $\Delta R_{12}(p_1)$ proporciona una cota superior a la verdadera disminución, mientras que el estimador de $\Delta R_{12}(p_2)$ proporciona una cota inferior al verdadero valor. Así pues, si obtuviésemos que las estimaciones de $\Delta R_{12}(p_1)$ y $\Delta R_{12}(p_2)$ están cercanas entre sí, y además se cumpliese que $\Delta R_{12}(p_2) < \Delta R_{12}(p_1)$, sería razonable esperar que los verdaderos valores del cambio en desigualdad en términos reales estuviesen comprendidos entre los valores de nuestros estimadores.

Conceptualmente, el vector $Z_{21} = (z_{21}^1, \dots, z_{21}^h)$ recoge las rentas que habría que dar a cada uno de los hogares del período 2 para que alcanzaran el nivel de utilidad U_2^h a los precios p_1 . Si entre los períodos 1 y 2 hubo inflación, z_{21}^h será menor que z_2^h para todo h . Ahora bien, si los precios evolucionaron de forma más perjudicial para los ricos, la diferencia $(z_2^h - z_{21}^h)$ será mayor

⁸Ruiz-Castillo *et al.* (1999a) muestran que, desgraciadamente, la información disponible no permite estimar el sesgo de sustitución individual sino únicamente el sesgo agregado para toda la población.

para ellos que para los pobres. En ese caso, esperamos que $I(Z_2^h) > I(Z_{21}^h)$. Definamos el efecto distributivo de los cambios en los precios relativos desde el período 1 al 2 por:

$$\Delta P(w_2) = \frac{I(Z_2) - I(\tilde{Z}_{21})}{I(Z_1)}, \quad (1.26)$$

donde w_2 es el vector de proporciones de gasto en los distintos bienes de los hogares del período 2. La dependencia de este vector sirve para recordar que la evolución de los precios está siendo juzgada desde el punto de vista de las preferencias de los hogares del segundo período. En el caso descrito, tendremos que $\Delta P(w_2) > 0$. Alternativamente, desde el punto de vista de las pautas de gasto de los hogares en el primer período tendremos:

$$\Delta P(w_1) = \frac{I(Z_{12}) - I(Z_1)}{I(Z_1)}. \quad (1.27)$$

Análogamente a lo comentado respecto al cambio en desigualdad real, y bajo el supuesto de que la capacidad de sustitución es mayor para los hogares con mayor nivel de renta, obtendremos una cota inferior para $\Delta P(w_2)$ y una superior para $\Delta P(w_1)$ de forma que, en la práctica, deseáramos que $\Delta P(w_2) \leq \Delta P(w_1)$ para tener acotado el efecto distributivo del cambio en precios.

Como el cambio en la desigualdad monetaria del período 1 al 2 viene dado por la expresión:

$$\Delta M_{12} = \frac{I(Z_{22}) - I(Z_1)}{I(Z_1)} \quad (1.28)$$

tenemos que:

$$\Delta M_{12} = \Delta P(w_2) + \Delta R_{12}(p_1) = \Delta P(w_1) + \Delta R_{12}(p_2), \quad (1.29)$$

de forma que, el cambio en desigualdad en términos monetarios puede descomponerse en la suma del cambio en desigualdad real, más un término que recoge el impacto distributivo de los cambios en precios del período 1 al período 2. En principio, deseamos que tanto $\Delta R_{12}(p_1)$ como $\Delta R_{12}(p_2)$ tengan signo negativo, es decir, que la desigualdad en términos reales disminuya a lo largo del tiempo a los precios de ambos períodos. Por otra parte, también es socialmente deseable que, tanto desde el punto de vista de los individuos del período 2 como del de los individuos del primer período, la evolución de los precios perjudique menos a los pobres que a los ricos; es decir, que $\Delta P(w_2)$ y $\Delta P(w_1)$ tengan signo positivo. En consecuencia, no tenemos preferencia alguna sobre cual deba ser el signo del cambio en la desigualdad en términos monetarios. Esto significa que, desde el punto de vista social, la descomposición de la ecuación 1.19 es imprescindible. En otras palabras, concentrarse, como es habitual, en estimar los cambios de la desigualdad en términos meramente monetarios carece de significado normativo.

Finalmente, en lo que al bienestar se refiere, la naturaleza de la aproximación no es tan definitiva como para las magnitudes anteriores. La razón se expone a continuación. Para cada β , de acuerdo con la ecuación 1.1, podemos escribir:

$$W(Z_\beta) = \mu(Z_\beta)E(Z_\beta), \quad (1.30)$$

donde $E(Z_\beta) = 1 - I(Z_\beta)$ es un coeficiente de ajuste que varía inversamente con la desigualdad. El cambio del bienestar en términos reales a los precios p_1 y p_2 puede descomponerse como sigue:

$$\Delta W_{12}(p_1) = \frac{\mu(\tilde{Z}_{21})E(\tilde{Z}_{21})}{\mu(Z_1)E(Z_1)} \Delta \mu_{12}(p_1) \Delta E_{12}(p_1), \quad (1.31)$$

$$\Delta W_{12}(p_2) = \frac{\mu(Z_2)E(Z_2)}{\mu(\tilde{Z}_{12})E(\tilde{Z}_{12})} = \Delta\mu_{12}(p_2)\Delta E_{12}(p_2). \quad (1.32)$$

Desgraciadamente, nuestro estimador de $\Delta\mu_{12}(p_1)$ es una cota superior a su verdadero valor, mientras que el de $\Delta E_{12}(p_1)$ proporciona una cota inferior. En este sentido, nada podemos decir sobre la naturaleza de nuestra estimación de $\Delta W_{12}(p_1)$ en relación con su verdadero valor. Naturalmente, la situación es similar para $\Delta W_{12}(p_2)$. En teoría, no sabemos a priori cuál de estas magnitudes es mayor. La diferencia en esta ocasión es que no conocemos la relación que nuestras estimaciones guardan con los verdaderos valores. No obstante, si aquellas están suficientemente cercanas entre sí, podremos pensar que el verdadero cambio del bienestar en términos reales está comprendido entre los dos valores que estimemos, cualquiera que sea el signo de su diferencia.

1.3 Análisis empírico

1.3.1 La medición del nivel de vida de los hogares

Los datos utilizados en este estudio provienen de las tres grandes EPF recogidas por el INE en 1973-74, 1980-81 y 1990-91. Contienen 24.148, 23.702 y 20.934 observaciones, representativas de una población de entre nueve y once millones de hogares (entre 34 y 38 millones de individuos) que ocupan viviendas familiares principales en todo el territorio nacional excepto en Ceuta y Melilla⁹. Las EPF se extienden uniformemente sobre un período

⁹ Como la EPF de 1973-74 no recoge datos de los hogares residentes en Ceuta y Melilla, el objetivo de comparar las tres encuestas nos ha obligado a prescindir de esa información en 1980-81 y 1990-91.

de 52 semanas y se solicita de todos los miembros del hogar mayores de 13 años que anoten todos los gastos realizados durante la semana muestral. La recogida de los gastos de periodicidad mayor a la semana y dentro del año natural se obtiene a través de una entrevista en profundidad. A partir de esa información el INE estima el gasto anual del hogar. Por otra parte, las EPF incluyen las respuestas de un máximo de cuatro personas por hogar a una batería de preguntas sobre los ingresos de distintas fuentes percibidos durante el año anterior a la semana muestral.

En este capítulo, estamos interesados en evaluar desde el punto de vista social la evolución del nivel de vida individual. Estamos de acuerdo con Slesnick cuando sostiene que, idealmente, debemos identificar el nivel de vida de una persona con su consumo de bienes y servicios de toda clase. En este sentido, la primera dificultad a la que nos enfrentamos es que no contamos con información sobre las personas sino sobre los hogares (a este respecto, la aproximación adoptada en este capítulo se tratará en la siguiente sección). Por otra parte, no disponemos de datos sobre el ocio y el consumo público, de manera que el punto de partida del análisis ha de ser el consumo de bienes y servicios dentro del hogar. En cuanto a la elección entre gasto y renta como aproximaciones al nivel de vida de los individuos, dada la naturaleza de la información ofrecida por las EPF, nuestra preferencia resulta clara por los siguientes motivos:

i) Desde el punto de vista conceptual, hay buenos argumentos para sostener que el gasto corriente aproxima mejor el consumo permanente del hogar que la renta corriente, que está sujeta a mayores variaciones transitorias.

ii) Por otro lado, mientras que determinados grupos sociales pueden ser proclives a infradeclarar sus ingresos ninguno tiene por qué ser particularmente renuente a declarar sus gastos.

iii) Además, desde el punto de vista empírico, hay hechos que desaconsejan el uso de los ingresos de las EPF. Más del 60 por ciento de los hogares presentan gastos mayores que sus ingresos, divergencia coherente con los resultados del trabajo de Sanz (1995) sobre la EPF 1990-91, según el cual la comparación de los ingresos agregados de la encuesta con el total comparable de la Contabilidad Nacional arroja una infravaloración de los ingresos en la EPF del orden del 23 por ciento.

iv) Por último, contrariamente a todas las expectativas y a la evidencia internacional, la desigualdad de la distribución de la renta en las EPF españolas es menor que la del gasto.

En nuestra opinión, los hechos señalados en los puntos iii) y iv) deben analizarse mejor antes de que los datos sobre ingresos recogidos en las EPF puedan ser utilizados con confianza para aproximar el bienestar del hogar. Así pues, concluimos que tanto por razones conceptuales como de fiabilidad de la información disponible, es preferible aproximar el nivel de vida del hogar a través del gasto en bienes y servicios.

En este capítulo se ha seleccionado la definición que consideramos conceptualmente más oportuna¹⁰, de manera que nuestro indicador del nivel de vida incluirá adicionalmente al gasto en los 8 grandes grupos considerados por el INE¹¹:

- Las imputaciones que el INE facilita sobre autoconsumo, autosuminis-

¹⁰En Del Río y Ruiz-Castillo (1996) se ensayan diversos conceptos de gastos del hogar. Los resultados cualitativos del enfoque de la dominancia según los cuales la desigualdad en 1990/91 es menor que en 1980/81, son robustos ante distintas definiciones de la variable "gasto del hogar".

¹¹El gasto anual en alimentación y bebidas tiene en cuenta la información disponible sobre la gran compra de acuerdo con el procedimiento descrito en Peña y Ruiz-Castillo (1998).

tro, salario en especie y comidas subvencionadas en el lugar de trabajo o establecimientos propiedad del hogar.

- Las transferencias a instituciones sin ánimo de lucro, cuotas sindicales, artículos funerarios, juegos de azar, permisos de caza y pesca, multas e indemnizaciones y otras tasas por el uso de servicios públicos, que suponemos generan utilidad a quien las satisface.

- Para evitar la posibilidad de doble contabilidad, deducimos las transferencias a otros hogares o a los miembros del hogar ausentes en el momento de la encuesta.

- De mayor importancia son las deducciones de gastos en determinados bienes duraderos, que al considerarse gastos de inversión, pueden distorsionar la estimación del gasto corriente anual del hogar. A este caso corresponden la adquisición de automóviles, motocicletas u otros medios de transporte privado, así como las reparaciones de la vivienda a cargo del propietario o del inquilino de la misma. Por razones similares se han eliminado las primas de seguro de todo tipo, excepto las del seguro privado de salud, por entenderse que son parte del ahorro privado en lugar de gasto corriente.

- Idealmente, deberíamos incluir una estimación de los servicios de consumo producidos tanto por los flujos de inversión citados como por los stocks de bienes duraderos adquiridos por el hogar en el pasado. Sin embargo, únicamente lo hacemos para la vivienda, sin duda el bien duradero más importante, gracias a que el INE incluye en las EPF el alquiler de mercado estimado.

1.3.2 El tratamiento de la heterogeneidad y la unidad de análisis

En cuanto al tratamiento de la heterogeneidad de los agentes, la estrategia que se sigue en este trabajo es doble. Por un lado, trataremos por separado los subgrupos de la partición básica por tamaño del hogar mientras que, al estudiar conjuntamente hogares de distinto tamaño, analizaremos la robustez de los resultados ante valores distintos del parámetro que representa el peso que se concede a las economías de escala en el seno del hogar.

Una vez rota la identificación entre el individuo de la teoría y el hogar, cabe estudiar al menos dos distribuciones distintas: la de los hogares y la de las personas que forman parte de ellos. Obsérvese que a través de las escalas de equivalencia establecemos comparaciones de bienestar entre los hogares. Desde este punto de vista parecería razonable estudiar fundamentalmente la distribución del gasto ajustado por hogar. Sin embargo, la economía del bienestar ha estado tradicionalmente interesada en el bienestar de los individuos. El problema es que no contamos con una teoría suficientemente contrastada sobre la distribución de la renta dentro del hogar, ni con información sobre el consumo individual en el seno del mismo, por lo que no es obvio el paso de la distribución de hogares a la distribución personal.

A este respecto, la práctica empírica habitual, que se seguirá en este capítulo, consiste en considerar la distribución personal en que se asigna a cada individuo el gasto ajustado del hogar al que pertenece, de forma que la distribución individual no es más que la distribución del gasto equivalente por hogar, donde cada hogar se pondera por su tamaño. Esta decisión implica suponer que todos los miembros del hogar participan en igual medida del gasto agregado de dicho hogar. En cualquier caso, dado que discutiremos sistemáticamente la partición básica, siempre estaremos en condiciones de

entender como surgen los resultados para la población en su conjunto a partir de lo que ocurre en los subgrupos de hogares de diferente tamaño.

1.3.3 Notación

Denominemos X_τ a las distribuciones de gasto del hogar en las situaciones 1973-74 ($\tau = 1$), 1980-81 ($\tau = 2$), y 1990-91 ($\tau = 3$). En este apartado, nuestro objetivo es justificar un procedimiento para expresar las tres distribuciones a los precios de un mismo período de referencia. El primer problema en relación a esta cuestión consiste en que cada uno de los subperíodos de estudio está parcialmente cubierto por un sistema oficial distinto de Índices de Precios de Consumo, el basado en 1976 y el basado en 1983. La razón, naturalmente, es que siendo la EPF de 1973-74 la que proporciona la información necesaria para determinado cambio de base, el período de referencia que define el sistema oficial correspondiente ha de ser posterior a esa fecha; en este caso, 1976. Lo mismo ocurre con la EPF de 1980-81 respecto del sistema que se basa en 1983.

No obstante, el sistema con base 1976 puede extenderse hacia atrás con objeto de expresar la distribución X_1 a precios de un período de referencia cercano a la EPF recogida entre Abril de 1980 y Marzo de 1981 como, por ejemplo, el invierno de 1981¹². Denominaremos X_{12} y X_{22} a las distribuciones X_1 y X_2 expresadas en pesetas constantes del segundo período (p_2 =invierno de 1981), de acuerdo con el sistema basado en 1976. Análogamente, el sistema basado en 1983 puede extenderse hacia atrás para expresar la distribución X_2 a precios, por ejemplo, del invierno de 1991 (p'_3 =invierno de 1991). Denominemos X'_{23} y X'_{33} a las distribuciones X_2 y X_3 en pesetas constantes del invierno de 1991, de acuerdo con el sistema basado en 1983.

¹²Véase Higuera y Ruiz-Castillo (1992).

Ahora bien, ¿por qué hemos de reducirnos a expresar cada par de distribuciones a los precios de un solo período? En principio, debemos estudiar el alcance del problema de números índice propio de toda comparación intertemporal. Máxime en un caso como el nuestro donde, como se explicó en la sección anterior, nuestras estimaciones de la media y la desigualdad sólo constituyen cotas superiores o inferiores a los verdaderos valores que se hubieran obtenido si, conociendo las preferencias de los hogares, hubiéramos estimado verdaderos índices del coste de la vida en lugar de índices de precios estadísticos.

Desgraciadamente, la EPF recogida entre Julio de 1973 y Junio de 1974 no ofrece información sobre el mes o el trimestre en que fue entrevistado cada hogar. En consecuencia, la mejor alternativa es tomar p_1 como la media de los años 1973 y 1974. Supondremos que la distribución original X_1 está directamente expresada a tales precios, y denominaremos X_{21} a la distribución X_2 expresada a los precios p_1 en la base de 1976. En el segundo caso esta dificultad no se presenta, por lo que denominamos X'_{22} y X'_{32} a las distribuciones X_2 y X_3 expresadas a precios del invierno de 1981 (p'_2) en la base de 1983.

Así pues, una vez realizados los ajustes correspondientes para tener en cuenta las necesidades derivadas de los distintos tamaños del hogar, compararemos las distribuciones de gasto equivalente o ajustado $Z_1(\Theta)$ versus $Z_{21}(\Theta)$, y $Z_{12}(\Theta)$ versus $Z_{22}(\Theta)$, dentro del sistema de Índices de Precios de Consumo basado en 1976; y $Z'_{22}(\Theta)$ versus $Z'_{32}(\Theta)$ y $Z'_{23}(\Theta)$ versus $Z'_{33}(\Theta)$ dentro del sistema con base en 1983. Conscientes de la importancia de verificar tanto la naturaleza de nuestra aproximación a los verdaderos valores, como el efecto de elegir los vectores de precios de referencia al comienzo o al final de cada subperíodo, realizamos este ejercicio tanto para cada tamaño del

hogar por separado como para la población en su conjunto. Como veremos a continuación, los resultados empíricos son esperanzadores. Sin embargo, queda por afrontar el último problema: el hecho de que cada subperíodo se ha analizado en el seno de un sistema oficial distinto. Retrasaremos el tratamiento de esta dificultad hasta el final del capítulo, tras analizar el problema de números índice dentro de las dos bases disponibles. Revisaremos los resultados sucesivamente para la media, la desigualdad y el bienestar.

1.3.4 Comparaciones en términos reales: la media

De acuerdo con las ecuaciones 1.22 y 1.23, denotemos la variación en el gasto equivalente medio del período 1973-74 a 1980-81, a los precios medios de 1973-74 y del invierno de 1981, respectivamente, por:

$$\Delta\mu_{12}(p_1) = \frac{\mu(\tilde{Z}_{21})}{\mu(Z_1)}, \quad (1.33)$$

$$\Delta\mu_{12}(p_2) = \frac{\mu(\tilde{Z}_{22})}{\mu(\tilde{Z}_{12})}, \quad (1.34)$$

donde, para simplificar, al escribir las distribuciones de gasto ajustado se ha omitido la dependencia del parámetro Θ . Como se indicó en la sección anterior, y bajo determinados supuestos, el índice de precios de que disponemos para cada hogar constituye una cota superior al verdadero índice del coste de la vida que deberíamos utilizar si conociéramos sus preferencias. La razón, por supuesto, es el llamado sesgo de sustitución en que incurrimos al utilizar nuestra aproximación a este concepto teórico. En consecuencia, nuestra estimación de $Z_{\tau\beta}$ es, en general, demasiado alta para todo h y para todo $\tau, \beta = 1, 2$. Por tanto, la estimación de $\mu(Z_{\tau\beta}^h)$ estará sesgada al alza en todos los casos. Ahora bien, \tilde{Z}_{22} difiere de Z_2 solamente porque el gasto

de los hogares entrevistados en los tres últimos trimestres de 1980 ha sido actualizado a los precios del invierno de 1981. En cambio, \tilde{Z}_{12} es el resultado de actualizar los gastos de la EPF de 1973-74 a los precios citados; de forma que, como $\mu(\tilde{Z}_{12})$ figura en el denominador de la ecuación 3.2, procedemos bajo el supuesto de que el sesgo incurrido en el segundo caso es mayor que el del primero. En consecuencia, suponemos que $\Delta\mu_{12}(p_2)$ constituye una cota inferior a la variación que hubiera tenido lugar si se hubiera utilizado un verdadero *ICV* para cada hogar. El caso de $\Delta\mu_{12}(p_1)$ es algo distinto pues, como hemos visto, no podemos realizar ningún ajuste en la distribución Z_1 que hemos de utilizar tal y como figura en las cintas del INE, es decir, a pesetas corrientes del período que va desde julio de 1973 a junio de 1974. Por tanto, podemos suponer que $\Delta\mu_{12}(p_1)$ constituye una cota superior a la verdadera magnitud.

En cuanto al segundo subperíodo considerado (1980-81 a 1990-91), denotemos el cambio en la media en términos reales a los precios p'_3 y p'_2 , respectivamente, por:

$$\Delta\mu_{23}(p'_2) = \frac{\mu(\tilde{Z}'_{22})}{\mu(\tilde{Z}'_{22})}, \quad (1.35)$$

$$\Delta\mu_{23}(p'_3) = \frac{\mu(\tilde{Z}'_{33})}{\mu(\tilde{Z}'_{23})}. \quad (1.36)$$

Argumentos análogos a los ofrecidos anteriormente nos conducen a pensar que $\Delta\mu_{23}(p'_3)$ y $\Delta\mu_{23}(p'_2)$ constituyen una cota inferior y una cota superior, respectivamente, a la verdadera magnitud.

Dentro de cada tamaño del hogar, es irrelevante considerar las distribuciones del gasto original o del gasto ajustado. Sin embargo, en las estimaciones para el conjunto de la población es preciso referirse a la distribución en que cada persona recibe el gasto ajustado del hogar a que pertenece, $z^h(\Theta)$.

Las estimaciones para la partición básica en ambos subperíodos se encuentran en las columnas (1) a (4) de la parte superior del Cuadro 1, mientras que los resultados correspondientes a la población total, para los valores de $\Theta = 0, 0.3, 0.5$ y 1 , se presentan en estas mismas columnas en la parte inferior de dicho cuadro.

Como se observa en las columnas (1) y (2) del Cuadro 1, desde 1973-74 a 1980-81 la media del gasto en términos reales ha aumentado para todos los tamaños del hogar, siendo el incremento sustancialmente mayor en los hogares de menor tamaño (el crecimiento oscila entre el 2.4 y el 3.2 por ciento para los hogares de 6 personas y el 17 y el 19 por ciento en los hogares unipersonales). Afortunadamente, en la medida en que $\Delta\mu_{12}(p_2) < \Delta\mu_{12}(p_1)$ y los dos valores están bastante cercanos entre sí para todos los tamaños del hogar, podemos confiar en que el crecimiento de la media en este período está comprendido entre las cotas inferior y superior que hemos estimado. De hecho, en los casos en que el crecimiento de la media es relativamente alto (es decir, para los hogares de uno o dos miembros), lo que podríamos denominar el margen de error, o la diferencia entre las cotas inferior y superior, es de unas dos décimas (algo más del 10 por ciento de la cota inferior). En los demás casos la diferencia es de media décima, lo que supone un error porcentual cercano también al 10 por ciento, excepto en el caso de los hogares de 6 miembros, en que es ligeramente superior.

Cuadro 1

El problema de números índice en la estimación de la media en los dos subperíodos: 1973-74 *versus* 1980-81 y 1980-81 *versus* 1990-91. Distribución individual

Tamaño del hogar	1973/74 vs 1980/81 con base 1976		1980/81 vs 1990/91 con base 1983		Porcentaje personas por tamaño del hogar		
	$\Delta\mu(p_2)$	$\Delta\mu(p_1)$	$\Delta\mu(p'_3)$	$\Delta\mu(p'_2)$	73/74	80/81	90/91
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	1.170	1.191	1.289	1.317	2.2	2.1	2.9
2	1.099	1.113	1.195	1.208	10.9	11.4	13.1
3	1.067	1.073	1.220	1.229	15.7	15.1	18.3
4	1.066	1.070	1.239	1.247	23.9	25.5	29.3
5	1.043	1.048	1.220	1.222	19.8	20.1	19.4
6	1.024	1.032	1.242	1.246	13.2	12.5	9.5
7	1.044	1.049	1.193	1.195	6.9	6.8	4.4
Población					92.6	93.5	97.1
$\Theta=0$	1.036	1.042	1.225	1.233			
$\Theta=0.3$	1.045	1.051	1.258	1.266			
$\Theta=0.5$	1.051	1.057	1.280	1.288			
$\Theta=1$	1.064	1.071	1.333	1.342			

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Las dos primeras columnas de la parte inferior del Cuadro 1 muestran lo ocurrido para el conjunto de la población durante este primer período. Para entender la conexión entre las estimaciones de la partición y la población total hay que tener en cuenta las ponderaciones con que cada tamaño del hogar aparece en la distribución global. La información sobre la distribución de frecuencias de las personas en hogares de distinto tamaño se encuentra en las columnas (5) a (7) de la parte superior del Cuadro 1. Cuando $\Theta = 0$, el tamaño del hogar no juega ningún papel, de manera que el gasto ajustado

coincide con el gasto original. Los hogares de mayor tamaño, para los que el aumento en la media ha sido menor, dominan el resultado global. A medida que Θ aumenta, el gasto ajustado de esos hogares va reduciéndose de forma que la influencia de los hogares de menor tamaño se hace mayor. Al ser estos hogares los que experimentan un crecimiento mayor de su gasto medio, el incremento estimado para la población en su conjunto sube a medida que Θ aumenta.

En todo caso, se mantiene que el crecimiento de la media a precios del invierno de 1981 es siempre menor que a los precios medios de 1973 y 1974, siendo el margen de error de sólo 0.6 décimas. Podemos concluir que, según las EPF, el aumento de la media en términos reales durante el primer período oscila entre el 3.6 y el 7 por ciento, lo que equivale a menos del 1 por ciento de crecimiento anual medio, en un período en que la economía española se encontraba bajo los efectos de la primera crisis del petróleo.

Como se indicó anteriormente, la conversión de las distribuciones del gasto en 1980-81 y 1990-91 a pesetas del invierno de 1981 y del invierno de 1991 en la base de 1983, se realizó en mejores condiciones que en el caso anterior en la base de 1976. En consecuencia, a la hora de acotar el crecimiento del gasto medio producido en la década de los ochenta, esperamos resultados superiores a los ya comentados para el período anterior. Efectivamente, el aumento de la media en la partición básica presenta, como máximo, un margen de error de 3 décimas, que equivale al 10 por ciento de la cota inferior. Para el conjunto de la población, el margen de error es como máximo de 0.9 décimas, lo que equivale a menos del 0.3 por ciento de la cota inferior.

Las columnas (3) y (4) del Cuadro 1 muestran que en los años ochenta el gasto medio creció en todos los grupos de la partición por tamaño del hogar,

siendo el crecimiento especialmente intenso en los hogares unipersonales ¹³. Por lo demás, esencialmente por las mismas razones que en el período anterior, el aumento en términos reales es mayor cuanto mayor es Θ . La diferencia es que ahora ese incremento difiere en 10 puntos porcentuales desde $\Theta = 0$ a $\Theta = 1$, lo que constituye una diferencia notable. Así pues, podemos confiar en que para toda la población, y según las EPF, el aumento del gasto medio en términos reales en los años ochenta oscila entre un 23 y un 34 por ciento, en función de la generosidad de la escala de equivalencia que utilicemos, lo que equivale a un crecimiento anual medio del 2.3 al 3.4 por ciento durante esa década. Dado que la recesión correspondiente a la segunda crisis del petróleo se prolonga hasta mediados de los años 80, este crecimiento anual medio es probablemente el resultado de la fuerte recuperación del consumo privado que acompaña a la recuperación general de la economía desde 1986 al invierno de 1991.

1.3.5 Cambios en la desigualdad y efecto distributivo de la inflación

Como se indicó en el apartado metodológico, una de las ventajas de trabajar con indicadores completos de desigualdad consiste en que podemos descomponer el cambio en la desigualdad monetaria en dos factores: el cambio en la desigualdad en términos reales, que es el verdaderamente relevante a efectos normativos, y el efecto distributivo de los cambios en los precios relativos. Aplicando la ecuación 1.29 al período de 1973-74 a 1980-81, tenemos que:

$$\Delta M_{12} = \Delta P(w_1) + \Delta R_{12}(p_1) = \Delta P(w_2) + \Delta R_{12}(p_2), \quad (1.37)$$

¹³El crecimiento oscila entre el 29 y el 31 por ciento en estos hogares y el 19-20 por ciento en los de 2 y 7 miembros.

donde

$$\Delta M_{12} = 100 \frac{I(\tilde{Z}_{22}) - I(Z_1)}{I(Z_1)}, \quad (1.38)$$

$$\Delta P(w_1) = 100 \frac{I(\tilde{Z}_{12}) - I(Z_1)}{I(Z_1)}, \quad (1.39)$$

$$\Delta R_{12}(p_1) = 100 \frac{I(\tilde{Z}_{21}) - I(Z_1)}{I(Z_1)}, \quad (1.40)$$

$$\Delta P(w_2) = 100 \frac{I(\tilde{Z}_{22}) - I(\tilde{Z}_{21})}{I(Z_1)}, \quad (1.41)$$

$$\Delta R_{12}(p_2) = 100 \frac{I(\tilde{Z}_{22}) - I(\tilde{Z}_{12})}{I(Z_1)}. \quad (1.42)$$

En la ecuación 1.38 se define el cambio en la desigualdad monetaria en tanto por ciento respecto a la desigualdad en 1973-74. Las ecuaciones 1.39 y 1.41 muestran el efecto de los cambios en los precios relativos desde el período 1 al 2 desde el punto de vista de los hogares de 1973-74 y 1980-81, respectivamente; mientras que las ecuaciones 1.40 y 1.42 expresan el cambio en la desigualdad real a los precios p_1 y p_2 .

Bajo los supuestos discutidos con anterioridad, para cualquier distribución del período τ expresada en precios del período β , esperamos que nuestra estimación $I(\tilde{Z}_{\tau\beta})$ esté sesgada al alza. Por tanto, cuando se produce un descenso de la desigualdad en términos reales, nuestro estimador $\Delta R_{12}(p_1)$ subestima la verdadera disminución, mientras que $\Delta R_{12}(p_2)$ sobrestima el verdadero valor. Análogamente, obtendremos una cota superior para $\Delta P(w_1)$ y una inferior para $\Delta P(w_2)$.

Para la estimación de la desigualdad hemos utilizado el índice de Theil $I_1(\cdot)$ pues, como se detalló en el apartado metodológico, admite una descomposición conveniente de la *FBS*. Los resultados para la partición básica se presentan en la parte superior del Cuadro 2. La comparación entre 1973-74

y 1980-81, utilizando la base 1976, se muestra en la parte izquierda del cuadro, mientras que en su parte derecha presentamos la comparación entre las distribuciones de 1980-81 y 1990-91 en base 1983. La parte inferior del cuadro 2 contiene los resultados para toda la población en ambos subperíodos.

El problema de números índice no parece dañar nuestras estimaciones en el primer subperíodo. Por el contrario, en todos los casos podemos confiar en que los verdaderos valores de las expresiones $\Delta R(\cdot)$ y $\Delta P(\cdot)$ están comprendidos entre las cotas que figuran en el Cuadro 2. En el caso de las estimaciones del cambio en desigualdad real, el margen de error para los hogares de 2 y más miembros oscila entre 1.7 y 3.7 décimas, entre el 10 y el 15 por ciento de la cota inferior, mientras que para los hogares unipersonales el margen es de 4.2 décimas, equivalente al 25 por ciento de la cota inferior. En cuanto al efecto distributivo del cambio en precios, también se acota el verdadero valor, con unos márgenes de error que oscilan entre las 4.2 décimas de los hogares unipersonales y 1.6 en los hogares compuestos por 3 personas.

El descenso en la desigualdad en términos reales fue considerable en este subperíodo para todos los tamaños del hogar, especialmente los situados en los extremos, oscilando su cuantía entre el 11.5 y el 33 por ciento. En todos los casos, el signo de $\Delta P(\cdot)$ es positivo, lo que indica un efecto relativamente menos perjudicial de la inflación para los hogares pobres que para los ricos¹⁴. Si consideramos la población en su conjunto, los estimadores acotan tanto el cambio en media como el efecto distributivo de los precios, cumpliéndose que $\Delta R_{12}(p_2) < \Delta R_{12}(p_1)$ y $\Delta P(w_2) < \Delta P(w_1)$. En este caso, la mejora en la desigualdad es más importante cuanto mayores son las economías de escala en el consumo, y oscila entre el 15.8 y el 23.7 por ciento. El margen

¹⁴Por tanto, los índices estadísticos constituirán una cota superior a los verdaderos *ICV* y nuestras estimaciones acotarán los verdaderos valores.

de error que cometemos no supera en ningún caso las tres décimas. Sucede lo contrario con el efecto del cambio en precios relativos, que resulta mayor en los casos de escasas economías de escala en el consumo, cometiéndose un error del orden de las dos décimas.

Cuadro 2

Cambios en la desigualdad real y efecto distributivo de los precios (%)
1973-74 versus 1980-81 y 1980-81 versus 1990-91.

Distribución individual

Tamaño del hogar	1973/74 vs 1980/81 con base 1976				1980/81 vs 1990/91 con base 1983			
	$\Delta R_{12}(p_2)$	$\Delta R_{12}(P_1)$	$\Delta P(w_2)$	$\Delta P(w_1)$	$\Delta R_{23}(P'_2)$	$\Delta R_{23}(P'_3)$	$\Delta P(w'_3)$	$\Delta P(w'_2)$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	-26.1	-21.9	5.9	10.1	-24.0	-23.0	3.1	4.1
2	-28.8	-25.1	6.1	9.9	-14.0	-14.4	3.4	3.0
3	-13.2	-11.5	8.0	9.6	-15.8	-14.6	2.7	3.9
4	-20.3	-18.2	7.6	9.6	1.1	4.3	0.7	4.0
5	-25.0	-22.6	6.8	9.2	-11.4	-11.2	3.1	3.4
6	-33.3	-29.8	5.5	9.0	2.2	4.2	0.6	2.5
7	-24.1	-22.4	6.4	8.1	-16.7	-15.5	1.9	3.0
Población								
$\Theta=0$	-23.4	-21.7	5.7	7.4	-7.6	-6.6	2.4	3.3
$\Theta=0.3$	-23.7	-21.6	6.5	8.6	-7.9	-6.7	2.3	3.5
$\Theta=0.5$	-23.1	-20.8	6.9	9.1	-8.3	-7.0	2.2	3.4
$\Theta=1$	-18.4	-15.8	6.3	8.8	-9.2	-7.7	1.3	2.7

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

márgenes de error menores que en el período anterior), con excepción de los hogares de 2 miembros en los que el cambio en la desigualdad real a precios del invierno de 1991 es mayor que a precios del invierno de 1981.

Respecto al impacto del cambio en los precios relativos, también está acotado con márgenes de error no superiores a 4 décimas, excepto para el caso de los hogares formados por dos personas. El signo de este efecto es positivo indicando que, también en este período, los precios han evolucionado menos desfavorablemente para los pobres que para los ricos. Sin embargo, como se aprecia en el Cuadro 2, su importancia es mucho menor que en el período anterior. Algo similar ocurre cuando consideramos toda la población: se han producido mejoras de la desigualdad real en torno al 7-9 por ciento y también se confirma el efecto distributivo del cambio en los precios relativos.

Con carácter general, podemos concluir que se ha producido un descenso en la desigualdad real en ambos subperíodos, siendo la disminución más intensa en la década de los setenta. Por otra parte, la evolución de los precios relativos ha perjudicado relativamente menos a los pobres durante todo el período, siendo este efecto distributivo de mayor importancia en el primer subperíodo. Sin embargo, los órdenes de magnitud para cada subgrupo de la partición por tamaño del hogar presentan una variación considerable. En el primer subperíodo, la mejora en desigualdad real es mayor en los hogares de tamaños extremos, mientras que en los años ochenta las mejoras son de menor cuantía, aunque importantes para los hogares unipersonales, y se produce incluso un deterioro de la desigualdad para los hogares de 4 y 6 miembros.

A continuación nos planteamos una cuestión fundamental: ¿son nuestros resultados robustos frente a la elección de índices de desigualdad? Esta pregunta es particularmente relevante para los cambios de menor cuantía, es decir, para los cambios atribuibles a la variación de los precios relativos. Po-

demos ofrecer una respuesta siguiendo el enfoque de la dominancia propuesto por Shorrocks (1983). Según esta aproximación, dadas dos distribuciones Z_1 y Z_2 , se cumple que $I(Z_1) \geq I(Z_2)$ para cualquier índice de desigualdad relativa si y sólo si la Curva de Lorenz de Z_2 nunca está por debajo de la Curva de Lorenz de la distribución Z_1 . Ciertamente, la dominancia en términos de Lorenz nos proporcionará tan sólo una ordenación parcial de todas las distribuciones concebibles. Asimismo, las comparaciones numéricas de las ordenadas de la Curva de Lorenz podrían verse fácilmente afectadas por la variabilidad muestral. Para tener en cuenta estos hechos, seguiremos el enfoque desarrollado en Bishop *et al* (1989, 1994) que aplica procedimientos de inferencia estadística para contrastar la igualdad, no comparabilidad o dominancia de dos Curvas de Lorenz cualesquiera. A diferencia de los resultados clásicos en este área, que únicamente proporcionan una partición del espacio muestral en dos regiones (región de aceptación y región de rechazo), los procedimientos desarrollados por estos autores, basados en el principio de unión-intersección¹⁶, permiten distinguir tres regiones diferenciadas, asociadas a la dominancia, igualdad y no comparabilidad de las curvas objeto de comparación. Pese a que el análisis original se propuso en términos de observaciones idénticas e independientemente distribuidas, Beach y Kaliski (1986) han ampliado la metodología a muestras de observaciones ponderadas. Esta extensión es esencial en nuestro estudio, dado que, los datos empleados provienen de muestras en las que los hogares son ponderados de manera diferente¹⁷.

¹⁶Richmond (1982) facilita la metodología utilizada para construir intervalos de confianza conjuntos.

¹⁷Estos autores demuestran que los resultados principales se mantienen, y que únicamente se necesita redefinir de manera adecuada los cuantiles y las medias y varianzas de la muestra condicionada para incluir la información referida a cada observación muestral.

Tomemos el primer subperíodo como ejemplo. Se trata de verificar si la curva de Lorenz relativa de la distribución $Z_{12}(\Theta)$ domina a la de la distribución $Z_1(\Theta)$, y si la curva de Lorenz relativa de la distribución $Z_{22}(\Theta)$ domina a la de la distribución $Z_{21}(\Theta)$. En el Cuadro 2 se ha observado que, de acuerdo con el índice de desigualdad $I_1(\cdot)$, el impacto de los precios para toda la población puede cifrarse, aproximadamente, en un 7 por ciento en relación a la situación inicial. Pues bien, las comparaciones de las curvas de Lorenz nos indican que un cambio de esa magnitud es estadísticamente significativo. En los años ochenta el efecto de los precios se sitúa en torno al 3 por ciento. En este caso, las comparaciones de las curvas de Lorenz de las distribuciones $Z'_{32}(\Theta)$ y $Z'_{33}(\Theta)$ por un lado, y $Z'_{22}(\Theta)$ frente a $Z'_{23}(\Theta)$ por el otro, no nos permite obtener una conclusión estadísticamente significativa. Es decir, desde esta perspectiva, los cambios en los precios relativos desde el invierno de 1981 al de 1991, medidos en la base de 1983, han tenido un efecto distributivo neutral, perjudicando por igual a pobres y ricos.

En el caso de la evolución de la desigualdad real, en el Cuadro 2 se observa que durante los años 80 descendió en torno al 7.5 por ciento. Pues bien, tal disminución resulta estadísticamente significativa cuando utilizamos las curvas de Lorenz para comparar las distribuciones $Z'_{22}(\Theta)$ y $Z'_{32}(\Theta)$, a los precios del invierno de 1981, y las distribuciones $Z'_{23}(\Theta)$ y $Z'_{33}(\Theta)$, a los precios del invierno de 1991. El descenso en la desigualdad en términos reales en el primer subperíodo (del año 1973-74 a 1980-81) oscila entre el 15 y el 25 por ciento para toda la población, y al igual que en el segundo subperíodo, también resulta estadísticamente significativo.

Una vez discutido el grado de confianza con que podemos mantener los resultados sobre el efecto de los precios, conviene profundizar en la explicación económica de los mismos. Si la inflación ha perjudicado más a los ricos

que a los pobres, será porque aquellos consumen bienes cuyos precios han subido relativamente más que los bienes consumidos preferentemente por los pobres. Para ilustrar empíricamente esta explicación es imprescindible reconocer que la clasificación entre pobres y ricos depende del peso que demos al tamaño del hogar en la definición de gasto ajustado¹⁸. Dada la asociación existente, en España como en muchos otros países, entre el gasto del hogar y el tamaño del mismo, cuando Θ está cercano a 0 los hogares pequeños tenderán a figurar entre los pobres; por el contrario, cuando Θ se acerca a 1 y el gasto ajustado se acerca al gasto per cápita del hogar, los hogares mayores aparecerán empobrecidos respecto de los de menor tamaño. Convengamos en definir a los hogares pobres y ricos como aquellos que pertenecen a la quinta inferior y a la quinta superior, respectivamente, de la distribución de gasto ajustado. En el Cuadro 3 mostramos las proporciones del gasto de ambos tipos de hogares en 8 grandes categorías de consumo durante el primer subperíodo, en los casos extremos en que $\Theta = 0$ y $\Theta = 1$. Aunque los índices de precios para cada hogar se han construido con información sobre las 57 rúbricas del sistema con base en 1976, en el Cuadro 3 nos restringimos a las 8 grandes categorías de consumo consideradas habitualmente por el INE.

¹⁸Véase, entre otros, el reciente trabajo de Duclos y Mercader-Prats (1999).

Cuadro 3

Índices de precios y proporciones del gasto en las grandes categorías de consumo para los hogares ricos y pobres en 1973-74 y 1980-81.

Base 1976 = 100

Grupos	Índices	1973/74				1980/81			
		Pobres		Ricos		Pobres		Ricos	
		$\Theta=0$	$\Theta=1$	$\Theta=0$	$\Theta=1$	$\Theta=0$	$\Theta=1$	$\Theta=0$	$\Theta=1$
Bienes	Precios*								
1	2.74	1.6	2.9	8.8	7.2	2.2	3.5	8.8	7.5
2	2.76	2.9	2.4	2.9	3.2	1.9	1.8	2.6	2.8
3	2.86	58.4	59.7	34.8	32.9	50.9	50.9	27.0	26.4
4	2.95	2.1	3.2	11.5	10.7	3.6	6.1	16.6	14.9
5	3.15	19.9	15.9	12.5	15.9	25.1	20.1	15.2	18.6
6	3.33	4.9	4.9	11.0	11.1	5.1	5.4	10.6	10.6
7	3.44	4.6	4.5	9.7	10.5	5.1	5.1	9.1	9.8
8	3.69	5.6	6.4	8.6	8.3	6.1	7.0	9.7	9.1
Tam.	medio	2.3	4.2	2.3	4.3	4.8	3.1	4.6	3.0

(1) Educación, cultura y entretenimiento; (2) Servicios médicos; (3) Alimentos, bebidas y tabaco; (4) Transporte y comunicaciones; (5) Vivienda; (6) Otros bienes y servicios personales (7) Menaje; (8) Vestido y calzado.

* (Invierno 1981/Media 73-74) Índice General de Precios: 3.21 por ciento, base 1976 = 100.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En el período que va de 1973-74 a 1980-81, una etapa caracterizada por el impacto de la primera crisis del petróleo, se registró en España una inflación del 321% en tan sólo siete años. Los datos del Cuadro 3 reflejan que los bienes cuyos precios subieron relativamente más son los incluidos en las categorías de vestido y calzado, menaje y otros bienes y servicios personales. El porcentaje de gasto que los hogares ricos dedican a estos bienes duplica

el porcentaje destinado por los hogares pobres a dichos artículos. También hay que destacar que entre los bienes que menos inflación experimentaron está el grupo formado por los alimentos, bebidas y tabaco; bienes a los que los hogares pobres destinan alrededor de la mitad de su presupuesto. Por tanto, los datos parecen ofrecer una explicación al hecho constatado de que el cambio en precios relativos fuera comparativamente más perjudicial para los hogares ricos. La información para el segundo período figura en el Cuadro 4.

Cuadro 4

Índices de precios y proporciones al gasto en las grandes categorías de consumo para los hogares ricos y pobres en 1980-81 y 1990-91.

Base 1983 = 100

Grupos Bienes	Índices Precios*	1980/81				1990/91			
		Pobres		Ricos		Pobres		Ricos	
		$\Theta=0$	$\Theta=1$	$\Theta=0$	$\Theta=1$	$\Theta=0$	$\Theta=1$	$\Theta=0$	$\Theta=1$
1	2.11	25.6	20.6	16.6	20.1	33.3	25.8	21.3	26.2
2	2.13	5.1	5.1	8.9	9.6	4.9	4.6	6.4	6.9
3	2.15	2.2	3.5	8.7	7.4	2.2	3.5	7.8	6.4
4	2.21	3.5	6.0	16.3	14.7	5.3	8.6	13.0	11.4
5	2.27	50.5	50.6	26.8	26.0	40.5	41.0	21.7	20.8
6	2.27	2.0	1.8	2.7	2.9	2.2	2.1	3.1	3.3
7	2.35	6.1	7.0	9.5	8.9	5.9	6.5	10.9	10.7
8	2.79	5.0	5.4	10.5	10.4	5.7	7.9	15.8	14.3
Tam.	medio	2.3	4.3	4.6	2.9	2.1	3.9	4.3	2.7

(1) Vivienda, (2) Menaje, (3) Educación, cultura y entretenimiento; (4) Transporte y comunicaciones; (5) Alimentos, bebidas y tabaco (6) Servicios médicos, (7) Vestido y calzado; (8) Otros bienes y servicios personales.

* (Invierno 1991/Invierno 1981) Índice General de Precios: 2.26 por ciento, base 1983 = 100.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En este segundo período, en el que se registró una inflación del 226 por cien, los bienes cuyos precios subieron proporcionalmente más fueron "otros bienes y servicios personales", grupo que incluye los gastos en turismo, hostelería, artículos de uso personal, etc. Como es de esperar, su consumo representa una mayor proporción del gasto de los hogares ricos (cercana al

doble) respecto de la proporción que representa en los hogares pobres. Entre los bienes que han experimentado menos inflación están los gastos en menaje, consumidos en mayor proporción por los hogares ricos (lo que provocaría un efecto contrario al que se intenta explicar, aunque de escasa cuantía dada la menor importancia de estos bienes dentro del presupuesto familiar), y los gastos en vivienda. En el caso del gasto en vivienda, de mucha mayor importancia para todos los hogares, los porcentajes que destinan los hogares pobres a este concepto son mayores o muy similares a los destinados por los ricos. Por otra parte, los alimentos han experimentado una subida similar a la media. También es de destacar que la inflación en los años ochenta fue considerablemente inferior que en la segunda mitad de los años setenta y que, en este último período, las diferencias entre la inflación para unos grupos de bienes y otros no son tan acusadas como en el período anterior. Los hechos anteriormente expuestos parecen contribuir a explicar que el impacto distributivo de los precios pueda considerarse neutral durante los años ochenta.

1.3.6 Comparaciones en términos reales: el bienestar

Como vimos en el apartado metodológico, y de acuerdo con las ecuaciones 1.2 y 1.3, la *FBS* más conveniente para el análisis empírico corrige la media de la distribución por una expresión que varía inversamente con la desigualdad, expresada a través del primer índice de desigualdad propuesto por Theil $I_1(\cdot)$. Dejando a un lado, por el momento, la dependencia del parámetro Θ , consideremos ahora el problema de números índice propio de toda comparación intertemporal. En el caso de la evaluación del bienestar en la segunda mitad de la década de los setenta, a precios de la media de los años 1973-74 y del invierno de 1981, estamos interesados en las expresiones:

$$\Delta W_{12}(p_1) = \Delta \mu_{12}(p_1) \Delta E_{12}(p_1), \quad (1.43)$$

$$\Delta W_{12}(p_2) = \Delta \mu_{12}(p_2) \Delta E_{12}(p_2). \quad (1.44)$$

No existen razones a priori para saber cuál será la relación entre nuestras estimaciones y los verdaderos valores de $\Delta W_{12}(p_2)$ y $\Delta W_{12}(p_1)$ que se hubieran obtenido utilizando verdaderos *ICV*. Sin embargo, cabe preguntarse por la naturaleza de nuestra aproximación a esas magnitudes cuando se utilizan los índices de precios individuales que incorporan el llamado sesgo de sustitución. Sabemos que nuestras estimaciones de $\Delta \mu_{12}(p_2)$ y $\Delta \mu_{12}(p_1)$ constituyen una cota inferior y superior, respectivamente, a las magnitudes que se hubieran obtenido utilizando verdaderos *ICV*. A su vez, las estimaciones de $\Delta E_{12}(p_2)$ y $\Delta E_{12}(p_1)$ nos proporcionan una cota superior o inferior, respectivamente, de los verdaderos valores. La consecuencia es que no podemos saber a priori qué tipo de aproximación a $\Delta W_{12}(p_1)$ y $\Delta W_{12}(p_2)$ estamos estimando. Los resultados para la partición básica y la población total en el primer subperíodo figuran en el Cuadro 5, mientras en el Cuadro 6 se presenta la misma información para la década de los ochenta a los precios p'_3 y p'_2 con base en 1983.

Cuadro 5

El problema de los números índice. Media, desigualdad y bienestar:
1973-74 *versus* 1980-81 con base 1983. Distribución individual

Tamaño del hogar	1973/74 vs 1980/81 con base 1976					
	$\Delta\mu_{12}(p_2)$	$\Delta\mu_{12}(p_1)$	$\Delta E_{12}(p_1)$	$\Delta E_{12}(p_2)$	$\Delta W_{12}(p_1)$	$\Delta W_{12}(p_2)$
1	1.170	1.191	1.124	1.158	1.340	1.355
2	1.099	1.113	1.084	1.100	1.207	1.210
3	1.067	1.073	1.021	1.024	1.095	1.093
4	1.066	1.070	1.030	1.034	1.102	1.102
5	1.043	1.048	1.042	1.047	1.092	1.093
6	1.024	1.032	1.059	1.067	1.093	1.093
7	1.044	1.049	1.043	1.047	1.094	1.093
Población						
$\Theta=0$	1.036	1.042	1.054	1.060	1.099	1.098
$\Theta=0.3$	1.045	1.051	1.047	1.052	1.106	1.100
$\Theta=0.5$	1.051	1.057	1.043	1.049	1.103	1.102
$\Theta=1$	1.064	1.071	1.037	1.044	1.110	1.111

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Únicamente en un caso aislado -los hogares de dos miembros en el segundo subperíodo-, nuestras estimaciones de la desigualdad no parecen proporcionar cotas adecuadas a los verdaderos valores. En el caso del bienestar, y a pesar de desconocer el tipo de aproximación realizado, al ser las estimaciones en ambos vectores de precios muy cercanas entre sí, podemos pensar, con un margen de error razonablemente reducido, que la verdadera mejora en el bienestar en términos reales está comprendida entre los dos valores estimados, cualquiera que sea el signo de su diferencia.

En cuanto al bienestar, en el primer subperíodo destacan las mejoras experimentadas por los hogares de uno y dos miembros: el 34-35 por ciento y

el 20-21 por ciento respectivamente. Para el resto de los hogares, la mejora oscila entre el 9 y el 10 por ciento. En los años ochenta, los hogares unipersonales continúan mostrando el mayor incremento en bienestar, del orden del 43-44 por ciento, mientras que el crecimiento oscila entre el 24 y el 26 por ciento en el resto de hogares.

Cuadro 6

El problema de números índice. Media, desigualdad y bienestar:
1980-81 *versus* 1990-91 con base 1983. Distribución individual

Tamaño del hogar	1980/81 vs 1990-91 con base 1983					
	$\Delta\mu_{12}(p'_3)$	$\Delta\mu_{12}(p'_2)$	$\Delta E_{12}(p'_2)$	$\Delta E_{12}(p'_3)$	$\Delta W_{12}(p'_2)$	$\Delta W_{12}(p'_3)$
1	1.289	1.317	1.101	1.107	1.427	1.449
2	1.195	1.208	1.037	1.036	1.238	1.253
3	1.220	1.229	1.025	1.028	1.253	1.260
4	1.239	1.247	0.994	0.998	1.237	1.239
5	1.220	1.222	1.017	1.018	1.242	1.243
6	1.242	1.246	0.994	0.997	1.238	1.239
7	1.193	1.195	1.024	1.026	1.224	1.224
Población						
$\Theta=0$	1.225	1.233	1.013	1.015	1.249	1.244
$\Theta=0.3$	1.258	1.266	1.012	1.014	1.281	1.276
$\Theta=0.5$	1.280	1.288	1.013	1.014	1.304	1.298
$\Theta=1$	1.333	1.342	1.016	1.019	1.364	1.358

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Por tanto, se puede decir que en el primer subperíodo la mejora en el nivel de vida de los españoles se debió fundamentalmente a la reducción en la desigualdad entre los hogares, siendo el crecimiento en el gasto medio de menor importancia relativa. Lo contrario ocurre en la década de los ochenta, cuando gran parte del incremento en el bienestar puede atribuirse al crecimiento del gasto medio¹⁹.

¹⁹A la vista de estos resultados, la Figura 1 en Cao *et al.* (1997) resulta sorprendente. Para estos autores apenas existe un cambio en la desigualdad monetaria entre 1973-74 y 1980-81, mientras que registran una reducción apreciable durante los años ochenta. Exactamente a la inversa que nuestro caso.

1.3.7 De 1973-73 a 1990-91 en una base común

En este capítulo estamos interesados en comparaciones intertemporales en términos reales que, sin perder la posibilidad de utilizar índices de precios individuales, abarquen las tres EPF disponibles. En los apartados anteriores hemos verificado que, dentro de cada subperíodo, nuestras estimaciones de las variables de interés a precios de la situación inicial y la situación final determinan un rango de variación razonablemente reducido. El problema pendiente es que los índices de precios para cada período se han construido utilizando los datos sobre rúbricas correspondientes a dos bases distintas del sistema de IPC: la de 1976 y la de 1983.

Para solucionar este problema sería preciso "convertir" la base 1976 en la base 1983, tarea imposible según se sabe. Por nuestra parte, a la vista de los resultados anteriores, hemos recurrido al siguiente procedimiento de conversión de los resultados de una base en otra. Sean $P(p'_2, p_s; w_s^h)$ y $P(p_2, p_s; w_s^h)$ los índices de precios que permiten expresar en pesetas del invierno de 1981, de acuerdo con la base 1983 y 1976, respectivamente, el gasto del hogar h entrevistado en el trimestre s de 1980. Denominemos $Y(83, 76)$ al cociente entre la media poblacional del primer índice y la media del segundo. Afortunadamente, el resultado es 1.000257, un número muy cercano a la unidad. Pues bien, multiplicando el factor $Y(83, 76)$ por \tilde{x}_{12}^h , (el gasto de cada hogar de la EPF 73-74 a los precios del invierno de 1981 (p_2), estimado con ayuda de la base 1976), obtenemos ese mismo concepto pero a los precios p'_2 de la base de 1983. Sea \tilde{X}'_{12} la distribución resultante de esta operación. Entonces podremos comparar a pesetas constantes del invierno de 1981, base 1983, las tres distribuciones \tilde{X}'_{12} , \tilde{X}'_{22} y \tilde{X}'_{32} , y las correspondientes distribuciones de gasto ajustado de los hogares \tilde{Z}'_{12} , \tilde{Z}'_{22} y \tilde{Z}'_{32} . Los resultados figuran en el Cuadro 7.

Cuadro 7

Evolución del gasto medio por tamaño del hogar

EPF 1973/74, 1980-81 y 1990-91 a precios del invierno 1981 con base 1983

Tamaño del hogar	1973/74 vs 1980/81 y 1980/81 vs 1990/91			$\Delta\mu_{12}(p'_2)$	$\Delta\mu_{23}(p'_2)$	$\Delta\mu_{13}(p'_2)$
	$\mu(\tilde{Z}'_{12})$	$\mu(\tilde{Z}'_{22})$	$\mu(\tilde{Z}'_{32})$			
1	301.425	352.688	464.341	1.170	1.316	1.540
2	382.910	420.920	508.530	1.100	1.208	1.328
3	443.924	473.713	582.314	1.067	1.229	1.312
4	454.957	485.037	604.906	1.066	1.247	1.33
5	450.688	470.234	574.534	1.043	1.221	1.275
6	442.392	453.183	564.654	1.024	1.246	1.276
7	442.360	461.782	551.893	1.044	1.195	1.247
Población						
$\Theta=0$	930.853	964.329	1.188.672	1.036	1.233	1.277
$\Theta=0.3$	540.036	616.691	780.773	1.045	1.045	1.323
$\Theta=0.5$	439.339	461.705	594.715	1.051	1.051	1.345
$\Theta=1$	217.497	231.423	310.652	1.064	1.064	1.428

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Durante el primer subperíodo, el crecimiento de la media, (véase la columna $\Delta\mu_{12}(p'_2)$) es inversamente proporcional al tamaño del hogar y oscila entre el 17 por ciento para los hogares unipersonales y el 2.4 por ciento para los hogares de 6 miembros. En los años ochenta, los hogares unipersonales y los de 7 miembros ocupan los extremos con el 31.6 y el 19.5 por ciento de variación, pero ahora el resto de los hogares se mantienen entre el 20 y el 25 por ciento de crecimiento. Para el período en su conjunto (columna $\Delta\mu_{13}(p'_2)$), tras los hogares unipersonales, cuya media mejora más del 50 por ciento, figuran los de 2 a 4 miembros -que suponen la mayoría de la población- con un aumento algo superior al 30 por ciento. Los hogares numerosos experimentan

un crecimiento de la media cercano al 25 por ciento. Los resultados obtenidos confirman, por tanto, lo ocurrido cuando analizábamos cada subperíodo independientemente. De este modo, podemos concluir que el crecimiento en el gasto medio fue especialmente intenso en la década de los ochenta (sobre todo en su segunda mitad como sabemos por otras fuentes), mientras que la mejora en la desigualdad se produjo fundamentalmente en la segunda mitad de los años setenta.

Globalmente, a la vista de los resultados anteriores, parece razonable utilizar el procedimiento de enlace entre las dos bases que se expuso anteriormente. De esta manera, la evolución de la desigualdad monetaria para el período en su conjunto ΔM_{13} , en relación a la desigualdad existente en 1973-74, se puede descomponer por subperíodos de la manera siguiente:

$$\Delta M_{13} = \frac{I(\tilde{Z}'_{33}) - I(Z_1)}{I(Z_1)} = \frac{(I(\tilde{Z}'_{33}) - I(\tilde{Z}'_{22})) + (I(\tilde{Z}'_{22}) - I(Z_1))}{I(Z_1)}, \quad (1.45)$$

de forma que:

$$\Delta M_{13} = \Delta M_{12} + \Delta M_{23}. \quad (1.46)$$

Es decir, el cambio en la desigualdad monetaria desde 1973-74 a 1990-91 se puede descomponer como la suma del cambio en desigualdad monetaria de los dos subperíodos:

$$\Delta M_{12} = \frac{(I(\tilde{Z}'_{22}) - I(\tilde{Z}'_{12})) + (I(\tilde{Z}'_{12}) - I(Z_1))}{I(Z_1)} = \Delta R_{12}(p'_2) + \Delta P_{12}(w_1), \quad (1.47)$$

$$\Delta M_{23} = \frac{(I(\tilde{Z}'_{32}) - I(\tilde{Z}'_{22})) + (I(\tilde{Z}'_{33}) - I(\tilde{Z}'_{32}))}{I(Z_1)} = \Delta R_{23}(p'_2) + \Delta P_{23}(w_3). \quad (1.48)$$

De manera que, cuando evaluamos las tres distribuciones a los precios del invierno de 1981 en la base común, la variación en la desigualdad monetaria desde 1973-74 a 1990-91 se puede expresar como la suma de cuatro términos: el cambio en términos reales en los dos subperíodos ($\Delta R_{12}(p'_2)$ y $\Delta R_{23}(p'_2)$), más el efecto distributivo de la inflación evaluado según las preferencias de los consumidores de 1973-74 y 1990-91 respectivamente ($\Delta P_{12}(w_1)$ y $\Delta P_{12}(w_3)$). Los resultados se presentan en el siguiente Cuadro.

Cuadro 8

Cambios en la desigualdad real y efecto distributivo de los precios
1973-74 *versus* 1990-91 a precios del invierno de 1981 con base 1983.

Tamaño del hogar	1973/74 vs 1990/91				
	$\Delta M_{13=}$	$\Delta R_{12}(p'_2)+$	$\Delta R_{23}(p'_2)+$	$\Delta p_{12}(w_1)+$	$\Delta P_{23}(w_3)$
1	-32.8	-26.2	-19.3	10.1	2.6
2	-28.0	-28.9	-11.6	9.9	2.7
3	-15.0	-13.1	-14.1	9.6	2.6
4	-6.1	-20.3	3.9	9.6	0.6
5	-22.5	-25.0	-9.4	9.2	2.6
6	-20.7	-33.3	3.1	9.0	0.5
7	-27.5	-34.2	-13.0	18.2	1.6
Población					
$\Theta=0$	-19.6	-23.5	-5.6	7.4	2.0
$\Theta=0.3$	-18.8	-23.7	-5.7	8.6	2.0
$\Theta=0.5$	-18.1	-23.1	-5.6	9.1	1.9
$\Theta=1$	-15.4	-18.4	-5.7	8.8	1.2

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Obsérvese el error que se cometería si no se tuviera en cuenta el efecto distributivo de los cambios en los precios relativos. Por ejemplo, para la población en su conjunto y Θ menor o igual a 0.5, la reducción en la desigualdad monetaria ΔM_{13} es sólo del 18/19 por ciento. Sin embargo, debido a que los precios relativos han perjudicado más a los ricos que a los pobres, la mejora de la desigualdad en términos reales es del 28/29 por ciento, 10 puntos más que si hubiéramos utilizado el mismo índice de precios para todos los hogares. Por lo demás, este efecto distributivo de los precios para el período en su conjunto sí es estadísticamente significativo. La subestimación es incluso mayor cuando se realiza el análisis por tamaño del hogar, siendo el error especialmente intenso en los hogares de menor y mayor tamaño.

Asimismo, es importante retener las diferencias por tamaño del hogar. A título de ejemplo, resaltaremos tan sólo la gran mejora de desigualdad en ambos subperíodos experimentada por los hogares unipersonales, en contraste con el importante grupo de hogares con 4 miembros, que experimenta una mejora moderada de la desigualdad en el primer subperíodo y un deterioro en el segundo. En el Cuadro 9 se muestra la evolución de la media, la desigualdad y el bienestar a precios del invierno del 81 en la base común, tomando como 100 los valores de la EPF 73-74.

Cuadro 9

Evolución del bienestar, la media y la desigualdad en términos reales
EPF 1973-74, 1980-81 y 1990-91 a precios del invierno 1981 con base 1983

Tamaño del hogar	Evolución de la media			Evolución de la desigualdad			Evolución del bienestar		
	73/74	80/81	90/91	73/74	80/81	90/91	73/74	80/81	90/91
1	100	117.0	154.0	100	76.2	58.6	100	135.6	196.4
2	100	109.9	132.8	100	73.7	63.1	100	121.0	151.5
3	100	106.7	131.2	100	88.0	75.1	100	109.3	137.7
4	100	106.6	133.0	100	81.5	85.0	100	110.2	136.6
5	100	104.3	127.5	100	77.1	68.5	100	121.0	135.8
6	100	102.4	127.6	100	69.4	72.3	100	109.3	135.4
7	100	104.4	124.7	100	71.1	60.0	100	109.3	136.5
Población									
$\Theta=0$	100	103.6	127.7	100	0.78	0.73	100	109.8	137.1
$\Theta=0.3$	100	104.5	132.3	100	0.78	0.73	100	110.0	140.9
$\Theta=0.5$	100	105.1	135.4	100	0.78	0.73	100	110.2	143.7
$\Theta=1$	100	106.4	142.8	100	0.83	0.77	100	111.1	151.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

La comparación en términos reales de las tres distribuciones de gasto con el procedimiento desarrollado nos permite concluir que el crecimiento del gasto medio fue especialmente intenso en la década de los ochenta, mientras que la reducción en la desigualdad se produjo fundamentalmente en la segunda mitad de los años setenta. La dispersión del crecimiento del gasto medio por tamaño del hogar es mayor en el segundo subperíodo. El resultado final es que, el bienestar en términos reales para la población total mejoró un 10 por ciento aproximadamente en el primer subperíodo, a una tasa media anual del 1.7 por ciento, y entre un 2.5 y 3.6 por ciento al año en el segundo subperíodo, dependiendo del supuesto que hagamos sobre las economías de escala.

1.4 Conclusiones

En este capítulo se ha analizado la evolución del nivel de vida en España en términos reales a través de la información suministrada por las EPF de 1973-74, 1980-81 y 1990-91. El marco conceptual empleado para la evaluación social en términos reales de las distribuciones de gasto de poblaciones heterogéneas es el propuesto en Ruiz-Castillo (1995b). Razones conceptuales y de fiabilidad hacen que aproximemos el nivel de vida de los hogares con su gasto corriente en bienes y servicios, frente a otras opciones como la renta o el gasto total.

La construcción de índices estadísticos de precios, específicos para cada hogar, que bajo determinados supuestos, acotan convenientemente los verdaderos *ICV*, nos permite realizar las comparaciones en términos reales, teniendo en cuenta las diferentes pautas de consumo de los hogares; así como estudiar las implicaciones distributivas de los cambios en los precios relativos, lo que no sería posible utilizando un deflactor único para todos los hogares. De esta forma, podemos descomponer la variación de la desigualdad monetaria en un término real y un componente que recoge el impacto distributivo del proceso inflacionista. Los resultados empíricos muestran que las estimaciones obtenidas acotan adecuadamente las verdaderas magnitudes, de manera que se justifica la utilización de dichos índices.

La utilización de indicadores de bienestar con propiedades de descomponibilidad aditiva hace posible ampliar el análisis de lo ocurrido en la población en su conjunto a lo acaecido en los distintos subgrupos. El estudio se centra en la partición por tamaño del hogar, que permite entender cómo los resultados obtenidos para hogares de diferente tamaño se trasladan a la población en su conjunto. Hemos dividido el período 1973-1991 en dos subperíodos: 1973/74

a 1980/81; y 1980/81 a 1990/91, cada uno de los cuales está cubierto por un sistema oficial de precios con una base común.

Los resultados más importantes pueden resumirse de la manera siguiente:

1) Las estimaciones sobre el cambio en la media de la distribución, la desigualdad y el bienestar durante el período considerado acotan adecuadamente las verdaderas magnitudes y son razonablemente robustas a la elección del vector de precios que se toma como referencia.

2) Las altas tasas de inflación registradas en la segunda mitad de los años setenta tuvieron un impacto distributivo positivo y estadísticamente significativo. En este sentido, se puede afirmar que la evolución de los precios fue relativamente menos perjudicial para los hogares pobres que para los ricos. Dado el signo positivo de este efecto, hemos de destacar que las estimaciones de la mejora en la desigualdad realizadas sin tener en cuenta el efecto diferenciado de la inflación sobre los distintos hogares llevan a una subestimación de la verdadera disminución de la desigualdad. Aunque el uso de indicadores completos de desigualdad muestra que esta tendencia se mantiene en la década de los ochenta, de acuerdo con criterios estadísticos la inflación fue distributivamente neutral en este período.

3) Durante el período 1973/74 a 1980/81 se produce un aumento de la media en torno al 1 por ciento anual, en un entorno caracterizado por la crisis a nivel mundial. Al analizar la partición por tamaño del hogar, estos resultados no son uniformes, experimentando los hogares unipersonales mejoras superiores al resto, con un crecimiento de la media en torno al 17-19 por ciento. La reducción en la desigualdad relativa ha sido considerable, en torno al 15-23 por ciento cuando se considera la población en su conjunto, siendo la disminución especialmente importante en los hogares situados en los extremos de la partición por tamaño del hogar. El crecimiento de la

media en términos reales y la considerable mejora en la desigualdad relativa originan necesariamente una mejora en el bienestar. El bienestar aumenta en torno al 35 por ciento en el caso de los hogares unipersonales y en un porcentaje cercano al 10 por ciento para el resto de los hogares. La mejora para el conjunto de la población se sitúa en torno al 9-11 por ciento.

4) En la década de los ochenta es de destacar el crecimiento del gasto medio, entre el 2.3 y el 3.4 por ciento anual en el caso de la población en su conjunto, siendo considerables las diferencias según la importancia dada a las economías de escala. Al igual que en el subperíodo anterior la mejora del gasto medio es especialmente intensa en los hogares unipersonales. En lo que respecta a la dispersión, en este período la disminución ha sido menor, habiéndose frenado el proceso de reducción de las desigualdades, e incluso produciéndose un empeoramiento para determinados tamaños del hogar. En conclusión, durante este subperíodo el bienestar aumentó entre un 24 y un 36 por ciento para el conjunto de la población, concentrándose la mejora en los hogares unipersonales, y debiéndose esta mejora fundamentalmente al crecimiento del gasto medio.

La cuestión siguiente es explicar a qué pueden deberse las diferencias entre ambos subperíodos. La respuesta exige analizar el papel causal de otras variables distintas del tamaño del hogar, para lo cual puede recurrirse al estudio de otras particiones definidas en términos de diferentes características demográficas, geográficas y socioeconómicas de los hogares.

Capítulo 2

La distribución de ingresos
individuales según las EPF:
tendencias y factores
explicativos

2.1 Introducción

A diferencia de lo ocurrido en la mayoría de los países de nuestro entorno, que han experimentado crecimientos más o menos intensos en la desigualdad¹, los resultados del capítulo anterior, así como otros trabajos basados en las EPF, muestran una reducción en la dispersión durante la década de los ochenta. Este resultado se mantiene tanto si se toma el gasto o la renta como variables aproximativas del nivel de vida de los hogares². Por otra parte, los estudios al respecto muestran que la distribución de ingresos de los individuos se hace ligeramente más desigual a lo largo de dicha década³. Estos dos resultados no tienen por qué ser contradictorios, ya que el agrupamiento de los individuos en hogares podría contrarrestar, como parece ser que ocurre, los incrementos en la desigualdad individual.

Como se comentó en el primer capítulo de esta tesis, la elección de la variable que mejor aproxima el nivel de vida de los hogares o individuos es uno de los problemas que surgen en el estudio de temas distributivos, existiendo razones, tanto teóricas como empíricas, para considerar el gasto de los hogares como mejor aproximación a su nivel de vida que los ingresos. Sin embargo, las dificultades que implica la utilización de la renta disponible como aproximación al nivel de vida y los problemas de fiabilidad de la información disponible en las EPF, no hacen que ignoremos la importancia de completar el análisis de la desigualdad comenzado en el capítulo anterior, con el estudio de la distribución de ingresos individuales. En este sentido, el examen detallado y la depuración de los microdatos de las diversas distribuciones de ingresos para las que contamos con información, nos permite

¹Véase Atkinson *et al.* (1995) y Gottschalk y Smeeding (1998).

²Véase Del Río y Ruiz-Castillo (1996) y Alvarez Aledo *et al.* (1996) entre otros.

³Alvarez Aledo *et al.* (1996) y Ruiz-Huerta *et al.* (1999).

analizar la fiabilidad de los resultados así como el interés de cada una de dichas distribuciones.

Por otra parte, consideramos de interés en sí mismo analizar lo ocurrido con la distribución de ingresos a partir de las EPF que, a diferencia de las fuentes utilizadas habitualmente, proporcionan información adicional sobre las características socioeconómicas de los individuos, así como sobre grupos, como los trabajadores agrarios o asalariados públicos, no representados en otras bases de datos. Por tanto, y tras haber analizado en el capítulo precedente lo ocurrido con la evolución del nivel de vida en España aproximado a través del gasto corriente de los hogares en bienes y servicios privados, el objetivo de este segundo capítulo es analizar tanto la estructura como la tendencia de la distribución de ingresos individuales en el último decenio, con especial énfasis en la desigualdad entre las rentas del trabajo⁴, así como los posibles factores explicativos de dichas tendencias. Este análisis contribuirá a la comprensión de cómo las variaciones en dicha distribución se trasladan a la distribución de renta del hogar, a la vez que nos permitirá prescindir del supuesto de que todos los miembros del hogar participan en igual medida del gasto agregado de dicho hogar.

Las bases de datos utilizadas serán las EPF de 1980/81 y 1990/91, y se emplearán índices de desigualdad aditivamente descomponibles, que permiten identificar la contribución de distintos colectivos a la desigualdad global y a su evolución. Los importantes problemas de subestimación de ingresos que presentan las EPF, que según el trabajo de Sanz (1995) representan al-

⁴En este capítulo prestaremos especial atención al estudio de la dispersión salarial por dos tipos de razones. Por una parte, los ingresos del trabajo por cuenta ajena constituyen la principal fuente de ingresos para la mayoría de los hogares en edad adulta, a la vez que son los ingresos mejor estimados en la fuente de información empleada.

rededor del 70 por ciento de la cifra agregada comparable de la Contabilidad Nacional -especialmente importantes en ciertas partidas de ingresos como las rentas del capital y la propiedad, los rendimientos por cuenta propia, las prestaciones por desempleo y otras transferencias públicas-, así como la presencia de observaciones anómalas que distorsionan de manera notable los resultados, añaden una importante limitación al estudio, que hace que las conclusiones obtenidas se tomen con las debidas cautelas.

El resto del capítulo se organiza en cuatro apartados y un Apéndice. En el siguiente apartado se expone la metodología empleada, para en una tercera sección analizar la desigualdad salarial en España y su evolución. La desigualdad de los ingresos monetarios de los individuos se estudia en el cuarto apartado, para terminar con algunas conclusiones. En el Apéndice se presenta una descripción detallada de los datos utilizados así como su comparación con otras fuentes.

2.2 Notas metodológicas

Dada una población de $h = 1, \dots, H$ individuos, sea $X = (x^1, x^2, \dots, x^h)$ la distribución de sus ingresos, estamos interesados en índices de desigualdad aditivamente descomponibles⁵, que permitan expresar la desigualdad como una media ponderada de las desigualdades dentro de cada uno de los grupos en que se ha dividido a la población más un término que refleje la desigualdad existente entre los distintos grupos.

Emplearemos el índice de Theil, con el valor del parámetro $c=0$, $I_0(X)$, único de los índices relativos de desigualdad aditivamente descomponibles

⁵Se dice que un índice de desigualdad es aditivamente descomponible por subgrupos de población si la descomposición de dicho indicador en un término intragrupos y un término intergrupos es válida para cualquier partición arbitraria de la población.

que pondera la desigualdad dentro de cada subgrupo por el peso demográfico de dicho subgrupo⁶. Supondremos que todos los individuos tienen las mismas necesidades y por tanto que sus ingresos son directamente comparables. El índice $I_0(x)$ viene definido como:

$$I_0(X) = \frac{1}{H} \sum_h \log \left\{ \frac{\mu(x)}{x^h} \right\} \quad (2.1)$$

donde x^h es el ingreso del individuo h y $\mu(x)$ la media de la distribución de ingresos. Designemos por μ^k a la distribución en que cada individuo recibe el ingreso medio del grupo al que pertenece en la partición $k = 1, \dots, K$. Podemos descomponer el índice $I_0(X)$ en dos términos:

$$I_0(X) = \sum_k p_k I_0(x^k) + I_0(\mu^1, \dots, \mu^k) = W^k + B^k \quad (2.2)$$

siendo el componente intragrupos, W^k , una suma ponderada de la desigualdad dentro de cada subgrupo de la partición, donde las ponderaciones p_k son los pesos demográficos, y B^k la desigualdad intergrupos, calculada como si cada individuo recibiera la renta media del subgrupo al que pertenece. El término B^k puede interpretarse como el grado de desigualdad que existiría si la variable seleccionada para definir los subgrupos fuera el único determinante de la dispersión, es decir si todos recibieran el ingreso medio de su grupo y no existiera desigualdad interna. El componente intragrupos, W^k , puede definirse como la desigualdad no explicada, es decir, si cada factor determinante de la desigualdad hubiera sido considerado al establecer los grupos en que se ha dividido a la población, entonces cada grupo estaría compuesto por

⁶La descomponibilidad aditiva permite cuantificar la influencia de cada variable en la desigualdad. Esta propiedad junto a las propiedades normativas de los índices de la familia de la entropía genera un cierto consenso en la literatura sobre la consideración de estos índices como los más adecuados. Véase Shorrocks (1984) y Cowell *et al.* (1985).

individuos homogéneos, no existiría desigualdad dentro de cada uno de los grupos, y W^k sería cero.

La contribución relativa, respecto a su peso demográfico, de un grupo k al componente intragrupos de la desigualdad global viene dada por la siguiente ecuación:

$$I^{wk} = \frac{I_0(x^k)}{\sum_k p_k I_0(x^k)} * \frac{1}{p_k} = \frac{I_0(x^k)}{W^k p_k}, \quad (2.3)$$

de esta manera, un valor de $I^{wk} > 1$, (< 1) indica que el grupo k contribuye más (menos) que proporcionalmente al componente intragrupos de la desigualdad.

La descomposición de la desigualdad de la ecuación 2.2, también nos permitirá explorar los factores determinantes de los cambios en desigualdad entre dos períodos. Sea el cambio absoluto en desigualdad entre el período 1 y el 2:

$$\Delta I_0^{12}(X) = I_0^2(X) - I_0^1(X), \quad (2.4)$$

donde los superíndices se refieren al período considerado. Esta variación puede descomponerse en tres factores:

$$\Delta I_0^{12}(x) = \sum_k p_k^2 (I_0^2(x^k) - I_0^1(x^k)) + \sum_k I_0^1(x^k) (p_k^2 - p_k^1) + (I_0^2(\mu^1, \dots, \mu^k) - I_0^1(\mu^1, \dots, \mu^k)) \quad (2.5)$$

siendo el primer factor, $\sum_k p_k^2 (I_0^2(x^k) - I_0^1(x^k))$, el componente "intragrupos"; $\sum_k I_0^1(x^k) (p_k^2 - p_k^1)$ el factor demográfico, y por último, $I_0^2(\mu^1, \dots, \mu^k) - I_0^1(\mu^1, \dots, \mu^k)$ el término que refleja la variación en la desigualdad intergrupos del período 2 al período 1. Podemos expresar estos términos como porcentajes del cambio total:

$$\Delta Intragrupos = \frac{\sum_k p_k^2 (I_0^2(x^k) - I_0^1(x^k))}{\Delta I_0^{12}(x)} * 100, \quad (2.6)$$

$$\Delta Demográfico = \frac{\sum_k I_0^1(x^k) (p_k^2 - p_k^1)}{\Delta I_0^{12}(x)} * 100, \quad (2.7)$$

$$\Delta Intergrupos = \frac{I_0^2(\mu^1, \dots, \mu^k) - I_0^1(\mu^1, \dots, \mu^k)}{\Delta I_0^{12}(x)} * 100; \quad (2.8)$$

donde $\Delta Intragrupos$ representa el porcentaje del cambio en desigualdad atribuible a la variación en la desigualdad dentro de los distintos subgrupos de la población; $\Delta Demográfico$ la proporción debida a los cambios demográficos, y $\Delta Intergrupos$ el porcentaje atribuible a la variación en la desigualdad intergrupos. La contribución de cada uno de los k subgrupos en que se ha dividido a la población a los dos primeros componentes del cambio en desigualdad puede expresarse como:

$$\Delta Intragrupos^k = \frac{p_k^2 (I_0^2(x^k) - I_0^1(x^k))}{\Delta Intragrupos} * 100, \quad (2.9)$$

$$\Delta Demográfico^k = \frac{I_0^1(x^k) (p_k^2 - p_k^1)}{\Delta Demográfico} * 100. \quad (2.10)$$

No obstante, dado que resulta más relevante conocer la contribución de los diversos grupos respecto a su importancia demográfica, las ecuaciones siguientes definen los términos:

$$\Delta P Intragrupos^k = \frac{\Delta Intragrupos^k}{p_k^1}, \quad (2.11)$$

$$\Delta P Demográfico^k = \frac{\Delta Demográfico^k}{p_k^1}, \quad (2.12)$$

de manera que, si para el subgrupo k tenemos que $\Delta P_{Intragrupos}^k > 1$, (< 1) o $\Delta P_{Demográfico}^k > 1$, (< 1) esto nos indicaría que dicho grupo contribuye más (menos) que lo que le correspondería, en función de su peso demográfico, al componente intragrupos o al factor demográfico de la variación en desigualdad.

2.3 La desigualdad de ingresos laborales según las EPF

2.3.1 Revisión de estudios

Los estudios que analizan la evolución de la dispersión salarial muestran que durante los años ochenta y principios de los noventa se produjeron incrementos en la desigualdad salarial en la mayoría de los países de la OCDE. Esta ampliación de las divergencias salariales fue especialmente intensa en Estados Unidos y el Reino Unido y, en muchos casos, se tradujo en mayores desigualdades en las distribuciones de renta disponible de los hogares⁷.

Las explicaciones convencionales de este fenómeno se centran en las alteraciones producidas en la estructura productiva y en el mercado de trabajo en los últimos años. En este sentido, destacan las variaciones en la demanda relativa de trabajadores cualificados (producidas por cambios tecnológicos, internacionalización de los mercados, etc.) respecto a los cambios en la oferta relativa de trabajo (en general la mejora de la cualificación media de los trabajadores), junto con transformaciones producidas en el ámbito institucional, tales como alteraciones en la regulación de los salarios mínimos o en el alcance de la negociación colectiva.

En los países anglosajones, los trabajos citados muestran que estos incrementos han tenido su origen tanto en un crecimiento de los rendimientos de la experiencia y la educación como en aumentos de las diferencias salariales dentro de colectivos con similares niveles educativos y de experiencia.

En el caso español, los resultados obtenidos por Alvarez Aledo *et al.*

⁷Véase OCDE (1996), Gottschalk y Smeeding (1997), Levy y Murnane (1992), Katz y Murphy (1992), y Ruiz-Huerta *et al.* (1999) entre otros.

(1996) a partir de las Encuestas de Salarios, Encuesta de Coste Laboral y Encuesta Industrial, muestran una tendencia general hacia una agudización de las diferencias salariales a lo largo de los años ochenta, tanto por sectores como por categorías profesionales. Asimismo, estudios como el de Revenga (1991), basado en las Encuestas de Salarios, o los realizados con datos de las EPF por San Segundo (1996), indican una ampliación en la dispersión salarial. Del mismo modo, los resultados obtenidos a partir de registros fiscales por Melis y Díaz (1993); y de registros de la Seguridad Social por Bover, Bentolila y Arellano (1998), sugieren incrementos en la desigualdad en los años ochenta. Por el contrario, trabajos como los de Abadie (1997), que toma como base los datos de las EPF, y Revenga (1994) que utiliza las Encuestas de Salarios, apuntan hacia reducciones en la desigualdad de ingresos laborales.

En cuanto a los factores explicativos de esta tendencia, también encontramos divergencias entre los diversos trabajos. El estudio de Abadie (1997) señala un descenso importante en los rendimientos de la educación. Sin embargo, sus resultados se refieren a los denominados trabajadores permanentes -asalariados sustentadores principales entre 18 y 65 años, sin ingresos por transferencias- y no pueden extenderse al resto de la población. Por otra parte, el trabajo de Alvarez Aledo *et al.* (1996), al estudiar la distribución salarial basándose en los datos de las EPF, señala una relativa estabilidad de la dispersión salarial, acompañada de una caída en la prima salarial de los sustentadores titulados superiores, y una reducción de las diferencias salariales entre los distintos niveles educativos. Por su parte, las estimaciones de San Segundo (1996) sugieren incrementos en los rendimientos económicos de la educación, especialmente entre los trabajadores más jóvenes y las mujeres, como factor explicativo del aumento de la dispersión. Sin embargo hay

que tener en cuenta que este estudio incluye a todos los trabajadores, tanto asalariados como trabajadores por cuenta propia.

A pesar de la disparidad de fuentes utilizadas y períodos temporales considerados, la mayoría de los trabajos referidos al caso español para los años ochenta, apuntan a un ligero empeoramiento en la dispersión salarial. No obstante, no existe consenso sobre la estructura y factores explicativos de las variaciones salariales producidas durante la década, por lo que consideramos relevante contribuir a dicho análisis.

2.3.2 Datos empleados en el análisis.

En este trabajo se utilizarán datos de las dos últimas EPF (1980/1981 y 1990/1991) para el estudio de la estructura y tendencia de la distribución individual de las rentas del trabajo dependiente en la década de los ochenta.

Las rentas salariales constituyen la principal fuente de ingresos para la mayoría de hogares en edad adulta, además de constituir el 65 por ciento del total de ingresos de la EPF del 80/81 y el 59 por ciento en la EPF 90/91,⁸ y ser los ingresos mejor estimados por las EPF⁹. En el caso de los asalariados a tiempo completo, estos ingresos son superiores al 90 por ciento del total de sus ingresos monetarios. No obstante, las EPF presentan limitaciones importantes. A pesar de la valiosa información suministrada sobre las características de los trabajadores, (edad, sexo, situación profesional, condición socioeconómica, nivel educativo...), que permite analizar los factores determinantes de la desigualdad salarial desde la perspectiva de la oferta de trabajo, apenas aportan información desde el lado de la demanda (tipo de

⁸Los datos se presentan en el Apéndice.

⁹La estimación de los salarios en la EPF 90/91 está alrededor del 11 por ciento por debajo de la cifra comparable de la Contabilidad Nacional (Sanz (1995)).

empresa, sector ocupacional o características tecnológicas de la actividad realizada¹⁰); de manera que no se podrá abordar la cuestión interrelacionando ambos tipos de elementos y nuestro análisis se limitará a la búsqueda de factores explicativos relacionados con las características de los trabajadores.

Por otra parte, las EPF suministran datos de ingresos anuales del trabajo, netos de cotizaciones sociales y retenciones a cuenta del impuesto sobre la renta de las personas físicas (IRPF). Sin embargo, la información proporcionada sobre horas trabajadas es muy limitada, por lo que la variable objeto de estudio será la distribución de ingresos anuales del trabajo por cuenta ajena, más que la distribución salarial propiamente dicha. La utilización de estos datos puede conllevar distorsiones ya que las diferencias en los ingresos de los trabajadores pueden deberse tanto a divergencias en el número de horas trabajadas¹¹, a diferencias en el número de días trabajados durante el año¹², como a diferencias en el salario/hora recibido por los individuos. Para minimizar, en la medida de lo posible, el impacto de dichas diferencias, se ha seleccionado una muestra de trabajadores asalariados a tiempo completo -con lo que dada la baja flexibilidad en la elección de horas trabajadas en España se solucionaría en gran medida el primer problema- cuyos ingresos durante el año de referencia proceden fundamentalmente del trabajo por cuenta ajena -de forma que se eliminan todos aquellos afectados por el desempleo cuyos

¹⁰La EPF 90/91 proporciona información sobre la ocupación del sustentador principal codificada a 2 dígitos siguiendo la Clasificación Nacional de Ocupaciones, lo que permite un mejor conocimiento de las características de los asalariados. Sin embargo, la no disponibilidad de este dato en la EPF 80/81 no permite comparaciones homogéneas entre ambas encuestas.

¹¹Las EPF únicamente permiten conocer si en la semana de referencia se trabajó a tiempo completo o parcial.

¹²Es decir, al distinto impacto que el desempleo podría haber tenido sobre los trabajadores.

ingresos por transferencias superen a los ingresos laborales¹³. En cualquier caso, los resultados se han de interpretar con prudencia ya que es posible que estemos introduciendo a individuos con períodos de desempleo sin subsidio, o con subsidios inferiores a los ingresos laborales, así como a nuevos entrantes en la población ocupada.

2.3.3 Tendencias en la distribución de ingresos laborales en España en los años ochenta

Uno de los rasgos característicos del mercado de trabajo español es la alta y persistente tasa de desempleo, considerablemente mayor que la media de la Unión Europea. A este respecto, se pueden diferenciar dos períodos en la década de los ochenta: la primera mitad, que comprende parte del período recesivo iniciado a finales de los años setenta, caracterizada por un creciente desempleo; y la etapa expansiva que caracteriza a la segunda mitad de la década, en la que el desempleo tendió a caer permaneciendo, no obstante, en porcentajes muy altos respecto a los demás países de la Unión Europea.

Además de la persistencia del desempleo, que afecta principalmente a los jóvenes y tiene un fuerte componente de desempleo de larga duración; a lo largo de los años ochenta se produjeron importantes modificaciones, tanto desde la perspectiva de la oferta de trabajo, (entre las que cabe destacar el importante crecimiento en el nivel educativo medio de los trabajadores, la masiva incorporación de las mujeres y jóvenes al mercado de trabajo y el crecimiento del número de retirados anticipados), como por el lado de la demanda (transformaciones en la estructura productiva, declive en el peso del

¹³La muestra representa a 7.926.364 individuos en la encuesta del 80/81 y 8.939.258 en la del 90/91. En el Apéndice se muestran los criterios de selección y la comparación con los datos de la EPA.

sector agrícola, proceso de liberalización económica y del mercado de trabajo, así como cambios institucionales). Sin embargo, como se vio en la revisión de la literatura, no existe un consenso sobre el efecto de estos elementos sobre la distribución salarial española y su evolución en la pasada década.

Un primer paso de nuestro análisis consiste en la presentación de resultados sobre la variación de la dispersión salarial¹⁴ para diversos índices de desigualdad relativa y diferentes colectivos de asalariados a tiempo completo. El Cuadro 1 muestra incrementos en la desigualdad para todos los índices y colectivos analizados, excepto en el caso de las mujeres para $c=-1$ y los sustentadores principales cuando el índice es Theil (0)¹⁵. Los incrementos de la desigualdad son mayores cuanto más importancia se da a las diferencias en la parte alta de la distribución, lo que indica que el crecimiento en la desigualdad está originado principalmente por crecimientos en la dispersión de los salarios más altos. Es interesante señalar que el aumento producido en la dispersión es especialmente intenso en el grupo central de edad.

¹⁴ Aunque a lo largo del trabajo nos referimos a distribución salarial, no hay que olvidar que realmente estamos examinando la distribución de ingresos anuales del trabajo por cuenta ajena.

¹⁵ Cuanto menor (mayor) sea el valor del parámetro de aversión a la desigualdad mayor (menor) será la sensibilidad a la desigualdad en la cola inferior de la distribución.

Cuadro 1

Asalariados a tiempo completo. Variaciones porcentuales en la
desigualdad relativa: EPF 80/81 a EPF 90/91

	Theil (-1)	Theil (0)	Theil (1)	Theil (2)
Asalariados (Todos)	0.15	7.3	11.4	55.4
Asalariados (16-64 años)	0.3	7.7	11.8	56
Asalariados varones (16-64 años)	2.2	5.1	11.8	67.6
Asalariados mujeres (16-64 años)	-8.4	9.2	13.2	17
Asalariados (25-54 años)	0.6	9.9	15	74.7
Asalariados varones (25-54 años)	3	2.8	13.5	88.2
Asalariados mujeres (25-54 años)	-21.6	8.9	13.9	15.9
Asalariados Sustent. principales	3.9	-4.6	5.7	69
Asalariados Sustent. (16-64 años)	5.5	-3.8	6.4	70
Asalariados Sustent. (25-54 años)	6.8	-3.9	8	85.7

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los resultados que muestra el índice Theil (0), que será el índice descomponible utilizado a lo largo de este capítulo, indican crecimientos en la desigualdad salarial que oscilan entre el 3 y el 5 por ciento para los asalariados varones, se sitúan en torno al 9 por ciento en el caso de las mujeres, y fluctúan entre el 7 y el 10 por ciento al considerar a varones y mujeres. En el caso de los sustentadores principales, se produce una reducción en la dispersión de sus ingresos salariales de alrededor de un 4 por ciento a lo largo de la década.

A continuación analizaremos el impacto de diversas particiones relevantes de la población a través de la descomposición del índice de Theil(0) y los cambios temporales de dicho índice (ecuaciones 2.2 y 2.5). Dichas descomposiciones nos permitirán identificar las fuentes de la desigualdad y su

variación, cuantificando tanto el efecto de los cambios en la dispersión dentro de los distintos grupos, como el impacto de las variaciones en los salarios medios de cada grupo y la influencia de los cambios demográficos.

Los resultados, se exponen en los Cuadros numerados del 2 al 15. La estructura de dichos cuadros es la siguiente. En las dos primeras columnas se presentan los pesos demográficos (p_k) de cada uno de los grupos para las dos encuestas. Las columnas 3 y 4 muestran el índice de los ingresos medios de cada grupo para los dos períodos estudiados; mientras que las dos columnas siguientes recogen la contribución relativa de cada uno de los grupos al componente intragrupos de la desigualdad I^{wk} (ecuación 2.3), para la EPF 80/81 y la EPF 90/91. La contribución de cada grupo a los componentes del cambio en desigualdad producida a lo largo de la década, respecto a su peso demográfico, se muestra en las dos últimas columnas de cada cuadro. En primer lugar, aparece el término $\Delta P \text{Intragrupos}^k$ (ecuación 2.10), que recoge la contribución relativa del grupo k al componente intragrupos de la variación en la dispersión; y por último, el factor $\Delta P \text{Demográfico}^k$ (ecuación 2.11), que refleja la contribución de cada grupo al componente demográfico del cambio en desigualdad. Las cinco últimas filas de los cuadros muestran los valores de la desigualdad en las dos fechas consideradas y su variación porcentual, así como el porcentaje que la desigualdad intergrupos, B^k , (ecuación 2.2) representa sobre la dispersión total; y el peso relativos de cada componente del cambio en desigualdad: $\Delta \text{Intragrupos}$, $\Delta \text{Demográfico}$, e $\Delta \text{Intergrupos}$ (ecuaciones 2.5, 2.6 y 2.7).

Diferencias según características demográficas: edad, relación con el sustentador principal y sexo

Hemos clasificado a los asalariados en cinco subgrupos según su relación con el sustentador principal y su edad: sustentadores ocupados en el sector agrícola, sustentadores ocupados en el resto de sectores, cónyuges, jóvenes (menores de 31 años no emancipados) y mayores (resto de adultos no emancipados).

Los resultados del Cuadro 2 revelan que los sustentadores constituyen cerca de dos tercios de los asalariados de la EPF 80/81, porcentaje que cae hasta el 55 por ciento en el 90/91, siendo el descenso especialmente intenso en el caso de los ocupados en el sector agrícola. Este descenso va unido a un incremento en la presencia de cónyuges y jóvenes. Mientras el número de sustentadores asalariados se mantiene estable durante la década, cerca de medio millón de cónyuges y un millón de jóvenes menores de 31 años se incorporan al mercado de trabajo como asalariados. En el caso de los cónyuges, esta masiva incorporación ha estado acompañada de un ligero deterioro de sus ingresos medios, mientras que han mejorado levemente los de los jóvenes. En lo que se refiere a la desigualdad interna, los sustentadores principales (especialmente los no agrarios) son el grupo que menos contribuye a la desigualdad global. Por el contrario, los cónyuges, y en menor medida los jóvenes, contribuyen con un porcentaje mayor que su peso demográfico. Las diferencias salariales entre los distintos grupos representan alrededor del 25 por ciento de la desigualdad total, porcentaje que disminuye ligeramente en los años estudiados.

Cuadro 2

Descomposición de la desigualdad según la relación
con el sust.principal y la edad.

Distribución de ingresos por cuenta ajena de los asalariados a t/completo

Grupo	% Población		Índice ingresos medios		I*		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔP_{Intra}^k	ΔP_{Demog}^k
Sust.Principal. Sector Agrario	5,9	2,7	50,6	63,5	0,95	0,99	2,5	-6,3
Sust.Principal. Resto Sectores	61,7	52	100	100	0,78	0,74	1,3	-1,5
Cónyuges	7,9	12,5	65,3	63	1,53	1,40	1,4	10,9
Jóvenes	20,3	27,3	49,5	51,2	1,45	1,33	1,1	6,2
Mayores	4,1	5,4	63,2	64	1,15	0,92	-6,3	4,5
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,178	0,191	7,3%					
Componente Intergrupos	24,7%	22,3%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	28,7							
Componente Demográfico	82,6							
Componente Intergrupos	-11,3							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

El crecimiento de la desigualdad, cercano al 7 por ciento, se ha debido mayoritariamente a los cambios demográficos ocurridos en la década (explican más del 80 por ciento de la variación global) y a aumentos en la desigualdad dentro de cada subgrupo. El acercamiento de los salarios medios, especialmente el crecimiento de los ingresos de los sustentadores agrarios, explica la caída en la desigualdad intergrupos. La dispersión interna ha crecido en todos los subgrupos, excepto en los mayores, habiendo sido los sustentadores principales (en mayor medida los agrarios), seguidos de los cónyuges, los que más ha contribuido a su aumento. Los grupos responsables del alto porcentaje explicativo del componente demográfico son los cónyuges, y en menor medida jóvenes y resto de adultos, debido al aumento de la población en dichos subgrupos que presentan altos niveles de dispersión.

Explotando la mayor información disponible acerca de los sustentadores, desagregamos el colectivo de asalariados en siete grupos: cuatro grupos

de sustentadores asalariados¹⁶, además de cónyuges, jóvenes y mayores. El Cuadro 3 muestra el comportamiento heterogéneo de los sustentadores, ya que mientras se produce un descenso en el peso demográfico de ocupados en el sector agrícola y "obreros, personal administrativo y cuadros medios", aumenta el peso relativo de la denominada "clase alta". En cuanto a la variación en la desigualdad, crece considerablemente la dispersión entre los obreros agrarios y el grupo que engloba a capataces, fuerzas armadas y jefes no agrarios, mientras que disminuye la dispersión en el resto de grupos.

¹⁶ Clasificamos a los sustentadores asalariados de acuerdo con su condición socioeconómica en cuatro categorías: 1) Resto de activos agrarios; 2) cuadros medios y resto de personal administrativo, comercial y técnico; obreros y resto de trabajadores de los servicios; 3) contra maestres, capataces, jefes de grupo o departamento; 4) directores, profesionales, técnicos y asimilados (incluyendo directivos, gerentes y personal titulado agrario). Véase el Cuadro 27 del Apéndice para una descripción más detallada.

Cuadro 3

Descomposición de la desigualdad

Condición socioeconómica, relación con el sust. principal y edad

Distribución de ingresos por cuenta ajena de los asalariados a t/completo

Grupo	% Población		Índice Ingresos medios		I**		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔP_{Intra}^k	ΔP_{Demog}^h
S.P. Activos agrarios	5,8	2,7	53,2	70,4	1,00	1,00	53,6	-4,6
S.P. Obreros y cuadros medios	55	41	100	100	0,70	0,60	-24,0	-1,5
S.P. Capataces y FF.Armadas	3	3,7	128,1	162,3	0,40	1,20	677,4	1,0
S.P. Clases altas	3,8	7,4	204,3	167,4	1,00	0,70	-272,1	6,3
Cónyuges	7,9	12,5	70,3	71,9	1,70	1,50	26,1	8,4
Jóvenes	20,3	27,3	53,3	58,4	1,60	1,40	19,9	4,7
Mayores	4,1	5,4	68	73,1	1,30	1,00	-117,9	3,4
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,178	0,191	7,3%					
Componente Intergrupos	31,6%	28,8%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	1,5							
Componente Demográfico	107,3							
Componente Intergrupos	-8,8							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

A continuación se analizan los resultados de la partición por sexo y edad. Los resultados del Cuadro 4 muestran la masiva incorporación de las mujeres al colectivo de asalariados, que pasan de representar el 22.4 por ciento de los asalariados a principios de los ochenta al 29.4 por ciento a finales de la década; así como el incremento en el peso relativo de los jóvenes.

Cuadro 4

Descomposición de la desigualdad por sexo y edad

Distribución de ingresos por cuenta ajena de los asalariados a t/completo

Grupo	% Población		Índice Ingresos medios		i ^{mh}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra ^k	ΔPDemog ^k
Varones 16-30 años	21,2	22,7	70,5	58,0	1,19	1,13	-21,8	-3,7
Varones 31-45 años	29,7	26,9	103,7	92,7	0,73	0,67	-8,9	-12,6
Varones 46-55 años	17,5	13,3	100,0	100,0	0,98	0,94	-56,6	-8,3
Varones mayores de 55 años	9,2	7,7	92,4	91,1	0,95	0,83	43,7	10,2
Mujeres 16-30 años	12,3	14,1	56,9	48,9	1,28	1,32	183,3	51,5
Mujeres 31-45 años	5,6	10,9	72,0	67,7	1,02	1,15	62,1	-1,0
Mujeres 46-55 años	2,9	2,9	64,6	61,4	1,34	1,41	124,7	-1,0
Mujeres mayores de 55 años	1,6	1,5	65,4	64,4	1,29	1,45	-24,6	4,5
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,178	0,191	7,3%					
Componente Intergrupos	13,15%	17,52%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	1,8							
Componente Demográfico	21,7							
Componente Intergrupos	76,5							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los ingresos medios salariales femeninos están muy por debajo de los masculinos en cualquiera de los grupos de edad, no superando en ningún caso el 85 por ciento de éstos. Las diferencias son menores entre los más jóvenes, y aumentan con la edad hasta los 55 años. A lo largo de los años ochenta se producen acercamientos entre los salarios de ambos sexos de los menores de 45 años, mientras que las diferencias entre los asalariados en los grupos de mayor edad permanecen estables o crecen ligeramente. El crecimiento de los ingresos salariales de los jóvenes fue considerablemente inferior al experimentado por los grupos de mayor edad. Así, mientras las rentas salariales de los varones menores de 30 años crecieron alrededor del 1.2 por ciento anual en términos corrientes, el crecimiento en los grupos de más edad alcanzó el 1.7 por ciento. Algo similar ocurrió en el caso de las mujeres, lo que sugiere aumentos en los rendimientos de la experiencia, evaluada indirectamente a

través de la edad¹⁷, durante la década de los ochenta¹⁸. El pequeño acercamiento que se produce entre los salarios de hombres y mujeres, no compensa el deterioro de la situación de los más jóvenes, con lo que el efecto final es un incremento en la desigualdad intergrupos durante la década. En lo que respecta a la evolución de la dispersión interna, son los colectivos de mujeres los que, además de ser los más desiguales, experimentan crecimientos en la desigualdad, mientras que disminuye la dispersión de los ingresos salariales masculinos en los distintos grupos de edad.

Diferencias según variables geográficas

Las características geográficas tienen una escasa capacidad explicativa de la dispersión salarial, respecto al mayor poder explicativo de las variables socioeconómicas y demográficas. En la partición por tamaño del municipio de residencia, los datos del Cuadro 5 muestran la concentración de los asalariados en los municipios de mayor tamaño. En cuanto a los factores explicativos del crecimiento en la dispersión, el notable acercamiento producido en los salarios medios de los diversos grupos a lo largo de la década, no logra compensar el aumento de la dispersión interna, especialmente intenso en los municipios entre 50.000 y 500.000 habitantes.

¹⁷Hemos tomado la edad como una aproximación muy burda a la experiencia, dado que los datos de las EPF no permiten conocer ni la historia educativa ni laboral de los individuos. Por otra parte, nuestra definición de rendimientos de la experiencia debe tomarse dentro de los límites de la simple estadística descriptiva. Para la evaluación de dichos rendimientos deberíamos estimar ecuaciones de ingresos, lo que no entra en los objetivos de este capítulo.

¹⁸Este resultado es similar al obtenido por Bover, Bentolila y Arellano (1998) para los años 1980-87 con datos correspondientes a asalariados varones procedentes de registros de la Seguridad Social.

Cuadro 5

Descomposición de la desigualdad por tamaño del municipio de residencia

Distribución de ingresos por cuenta ajena de los asalariados a t/completo

Grupo	% Población		Indice ingresos medios		I ^{nk}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔP_{Intra}^k	ΔP_{Demog}^k
Hasta 2.000 habitantes	7,5	4,3	85,6	87,6	1,20	1,00	-0,6	52,6
De 2.000 a 10.000 habitantes	15,5	15,8	86,5	92,1	1,10	1,40	0,3	-2,2
De 10.000 a 50.000 habitantes	20,7	22,1	100,0	100,0	1,00	1,30	1,0	-7,0
De 50.000 a 500.000 habitantes	32,7	34,8	121,0	114,6	0,80	1,00	2,0	-5,5
Más de 500.000 habitantes	23,6	23,0	137,0	126,9	1,00	1,00	0,6	2,8
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,178	0,191	7,3%					
Componente Intergrupos	8,21%	3,71%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	169,16							
Componente Demográfico	-12,17							
Componente Intergrupos	-56,99							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los resultados para la partición que combina el tamaño de municipio con la relación con el sustentador principal se muestran en el Cuadro 6. La caída a lo largo de la década en el porcentaje de sustentadores es común en todos los tamaños de municipio. En términos generales, la dispersión interna crece en los municipios de más de 50.000 habitantes disminuyendo en los municipios de menor tamaño. Las diferencias entre las remuneraciones de los individuos de los distintos municipios crecen ligeramente a lo largo de la década, explicando un pequeño porcentaje del aumento en la dispersión. Sin embargo, es cuantitativamente más importante el incremento de las desigualdades internas y el efecto demográfico.

Cuadro 6

Descomposición de la desigualdad por tamaño del municipio y relación con el sust.principal. Distribución de ingresos por cuenta ajena de los asalariados a t/completo

Grupo	% Población		Índice Ingresos medios		I ^{u*}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra ^h	ΔPDemog ^k
S.P.Hasta 2.000 habitantes	4,6	2,1	84,9	87,8	0,95	0,71	-2,8	-7,9
Cónyuges.Hasta 2.000 habitantes	0,5	0,4	65,3	54,3	3,11	2,08	-26,4	-5,2
Resto.Hasta 2.000 habitantes	2,4	1,8	54,8	54,1	1,73	1,09	-14,6	-6,4
S.P.De 2.000 a 10.000 habitantes	9,9	7,9	87,6	92,5	0,94	0,89	1,1	-2,8
Cónyuges.De 2.000 a 10.000 habit.	0,9	1,7	57,9	60,5	2,04	1,66	-14,8	26,6
Resto. De 2.000 a 10.000 habitantes	4,7	6,2	51,6	54,0	1,51	1,18	-10,5	7,1
S.P.De 10.000 a 50.000 habitantes	13,7	12,0	100,0	100,0	0,73	0,63	-1,3	-1,4
Cónyuges.De 10.000 a 50.000 habit.	1,4	2,7	66,8	66,6	2,21	1,47	-41,3	30,3
Resto.De 10.000 a 50.000 habitantes	5,6	7,5	58,5	53,8	1,57	1,50	3,6	7,6
S.P.De 50.000 a 500.000 habitantes	23,2	20,2	118,6	112,2	0,67	0,62	0,4	-1,3
Cónyuges.De 50.000 a 500.000 habit.	2,9	4,6	82,1	73,5	1,04	1,48	33,4	9,2
Resto.De 50.000 a 500.000 habitantes	6,6	10,1	65,3	60,2	1,22	1,40	16,9	9,8
S.P.Más de 500.000 habitantes	16,2	12,6	138,3	127,1	0,93	0,98	3,8	-3,1
Cónyuges.Más de 500.000 habitantes	2,3	3,1	86,8	75,1	0,95	0,98	6,0	5,6
Resto.Más de 500.000 habitantes	5,1	7,2	69,9	69,7	1,14	0,97	-4,0	7,0
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,178	0,191	7,3%					
Componente Intergrupos	24,80%	23,40%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	28,35							
Componente Demográfico	67,45							
Componente Intergrupos	4,20							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

2.3.4 La distribución de ingresos laborales de los sustentadores principales y su evolución

Los sustentadores principales constituyen el núcleo fundamental de los asalariados, representando el 68 por ciento de éstos en la EPF 80/81 y el 55 por ciento en la EPF 90/91. El hecho de que la información socioeconómica para este colectivo sea más rica que para el resto de individuos, hace que dediquemos el siguiente apartado a estudiar los factores explicativos de la desigualdad en este grupo, deteniéndonos en sus características socioeconómicas, educativas y geográficas. Las EPF recogen información sobre unos

5 millones de sustentadores principales asalariados a tiempo completo. Además de ser el grupo de asalariados con menor dispersión, la tendencia en la desigualdad de este colectivo es de signo contrario a la del total de asalariados¹⁹, produciéndose una ligera mejoría en su desigualdad (alrededor del 5 por ciento).

Diferencias según la condición socioeconómica

Hemos clasificado a los sustentadores asalariados en cuatro grupos de acuerdo con su condición socioeconómica: 1) obreros agrarios, 2) cuadros medios y obreros no agrarios, 3) capataces, jefes de grupo o departamento y fuerzas armadas y 4) directivos, profesionales y asimilados. En el Cuadro 7 aparece resumida la información para esta partición.

Cuadro 7

Descomposición de la desigualdad por condición socioeconómica

Distribución de ingresos por cuenta ajena de los sustentadores asalariados

Grupo	% Población		Índice ingresos medios		I ^{u*}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPI _{Intra} ^k	ΔPD _{Demog} ^k
S.P. Activos agrarios	8,7	4,8	53,0	70,4	1,00	1,59	-144,5	-60,7
S.P. Obreros y cuadros medios	81,4	74,7	100,0	100,0	0,96	0,88	64,8	-8,1
S.P. Capataces y FF.Armadas	4,4	6,9	128,0	162,3	0,59	1,79	-1827,2	34,1
S.P. Clases altas	5,6	13,6	204,0	167,4	1,00	1,52	1136,3	203,5
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,178	0,191	7,3%					
Componente Intergrupos	27,48%	23,33%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	1,65							
Componente Demográfico	-15,3							
Componente Intergrupos	113,65							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Las desigualdades entre los distintos grupos explican en este caso entre el 27 y el 23 por ciento de la dispersión global. Los grupos con mayores niveles

¹⁹En el caso del índice (Theil 0), ya que, como se aprecia en el Cuadro 4, aumenta la desigualdad para el resto de índices.

de desigualdad son los activos agrarios y las clases altas en la EPF 80/81, y destacan los altos niveles de desigualdad entre los jornaleros, capataces, jefes de grupo y fuerzas armadas en la encuesta del 90/91. Los obreros y cuadros medios son los grupos con menor dispersión interna. La mejoría producida en la dispersión salarial a lo largo de la década se explica por el acercamiento de las medias de los distintos grupos, debido fundamentalmente al importante crecimiento de los salarios más bajos. En cuanto a la dispersión interna, los incrementos en la dispersión salarial de los obreros agrarios y especialmente de capataces, jefes de grupo y fuerzas armadas, contrarrestan las mejorías experimentadas por el resto de grupos.

Diferencias según el nivel educativo y la experiencia

Los estudios que analizan el nivel educativo como factor explicativo de la evolución de la dispersión salarial muestran resultados divergentes. Trabajos como los de Bover, Bentolila y Arellano (1998) y San Segundo (1996) apuntan a aumentos en el rendimiento económico de la educación superior; mientras que los resultados de Abadie (1997) muestran una fuerte caída en los rendimientos de la educación durante los años ochenta. A pesar de que tanto el trabajo de Abadie como el de San Segundo se basen en las EPF, el origen de las divergencias pueden encontrarse en las diferentes muestras analizadas. Abadie estudia una muestra de sustentadores -varones, asalariados a tiempo completo y sin ingresos por transferencias- mientras que San Segundo se centra en todos los sustentadores ocupados con ingresos positivos, tanto por cuenta propia como por cuenta ajena. Otros estudios como el de Alvarez Aledo *et al.* (1996) señalan una caída en la prima salarial de los sustentadores con titulación universitaria y una reducción de las diferencias entre los salarios de los distintos niveles educativos.

En este apartado analizaremos el impacto del nivel educativo de los sustentadores principales sobre sus retribuciones salariales a través de la descomposición del índice Theil (0)²⁰. Como muestran los datos, la educación es uno de los factores con mayor capacidad explicativa de las diferencias salariales, explicando entre un tercio y un cuarto de la de la dispersión global, según el período considerado.

Cuadro 8

Descomposición de la desigualdad según el nivel educativo

Distribución de ingresos por cuenta ajena de los sustentadores asalariados

Grupo	% Población		Índice ingresos medios		I ^{u*}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPI _{Intra} ^k	ΔPD _{Demog} ^k
Analfabetos y sin estudios	20,9	11,7	61,2	77,7	1,23	1,00	0,7	143,9
Estudios Primarios	50,1	34,6	81,7	94,5	0,86	0,87	0,7	70,5
Bachiller Elemental	9,4	20,1	100,0	100,0	1,04	0,90	-5,3	-313,6
Bachiller Superior	6,9	10,8	121,5	124,5	1,01	0,80	-6,9	-150,4
Formación Profesional	2,3	8,1	110,3	133,2	0,64	2,00	110,1	-420,0
Estudios de Grado Medio	5,3	7,3	137,9	157,0	1,13	0,84	-9,0	-114,0
Estudios Superiores	5,0	7,3	171,6	165,1	1,40	1,00	-12,6	-172,0
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,122	0,116	-4,6%					
Componente Intergrupos	32,10%	26,21%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	-59,7							
Componente Demográfico	5,56							
Componente Intergrupos	154,15							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los resultados del Cuadro 8 ponen de manifiesto el importante incremento en el nivel educativo medio de los sustentadores principales asalariados que

²⁰No es posible analizar dicho impacto para la totalidad de los asalariados debido a que la EPF 80/81 sólo proporciona información sobre el nivel educativo de los sustentadores principales. Se ha optado por clasificar a los sustentadores en seis niveles educativos, aunque debido a las diferencias en los planes de estudios y a la no desagregación de la Formación Profesional en dos niveles en la Encuesta del 80/81, la comparación no es totalmente homogénea. Véase el Cuadro 26 del Apéndice al respecto.

se ha producido en España a lo largo de los años 80. El porcentaje de sustentadores con menor nivel educativo -analfabetos, sin estudios y con estudios primarios- se ha reducido considerablemente, pasando del 71 por ciento de la población al 46 por ciento, habiéndose duplicado el peso relativo de los asalariados con formación secundaria y creciendo también, aunque en menor medida, el número de titulados medios y superiores. Los grupos más desiguales son aquellos con los menores y mayores niveles educativos, así como los que habían finalizado estudios de Formación Profesional (FP) en el 90/91. La dispersión disminuyó considerablemente entre los universitarios, mientras que los grupos que experimentaron mayores incrementos en la desigualdad fueron aquellos con estudios primarios, sin estudios y con estudios de FP²¹. De forma similar a lo ocurrido con la partición por nivel socioeconómico, la mejoría en la dispersión salarial se explica principalmente por la disminución de las diferencias entre los distintos niveles educativos, debido principalmente al importante crecimiento de los salarios de los menos educados.

A pesar de ello, los datos muestran indicios de crecimiento de los rendimientos de la educación²². El salario medio a principios de los ochenta para los sustentadores con estudios superiores era un 41,4 por ciento superior al salario de aquellos con estudios de bachiller superior. La diferencia se incrementó a lo largo de la década llegando al 48,6 por ciento a comienzos de los 90, produciéndose un deterioro relativo de la posición de aquellos individuos respecto a los universitarios. También parece haberse producido un ligero

²¹ Aunque en este caso el aumento de la desigualdad podría deberse a divergencias en la clasificación de los individuos en dicho nivel en las dos encuestas.

²² En rigor, la evaluación de los rendimientos económicos de la educación requiere la estimación de ecuaciones de ingresos. Un buen ejemplo en este sentido puede encontrarse en Alba y San Segundo (1995). El enfoque desarrollado en este capítulo constituye, por tanto, una aproximación muy limitada a este concepto.

incremento en el rendimiento de los estudios secundarios (BUP, Bachiller superior o equivalente) respecto a los estudios de EGB o bachiller elemental. Según la EPF 80/81, el salario medio de los primeros individuos era un 21 por ciento superior al de los bachilleres elementales, porcentaje que creció hasta el 25 por ciento en la EPF 90/91. El salario medio de los universitarios de grado medio pasó de ser un 80 por ciento del de los sustentadores con estudios superiores a principios de los años 80, al 85 por ciento según la EPF 90/91, con lo que también parece producirse un crecimiento en el rendimiento educativo de este tipo de estudios.

Las explicaciones de los hechos apuntados anteriormente habría que buscarlas en aquellos cambios económicos que afectan a la oferta y a la demanda de trabajadores con distintos niveles de cualificación. En el caso español, se ha producido un importante crecimiento del número de individuos con estudios secundarios y universitarios que se han incorporado al mercado de trabajo en la década de los ochenta, a pesar de lo cual, los datos parecen indicar incrementos en los rendimientos de la educación. Este resultado sugiere que el aumento en la demanda de este tipo de trabajadores fue más intenso que el crecimiento de su oferta.

El Cuadro 9 muestra los resultados para la partición resultante de combinar la edad y el nivel educativo, que permitirá analizar las diferencias en los rendimientos de la educación según la edad. Los perfiles de rentas por grupos de edad señalan que el crecimiento de los ingresos es mucho más rápido para los individuos más educados; de forma que las diferencias entre niveles educativos crecen con la edad²³.

²³ El trabajo de Alba y San Segundo (1995) obtiene resultados similares para una muestra de trabajadores de la Encuesta Piloto de Ingresos-EPA 1990.

Cuadro 9

Descomposición de la desigualdad por nivel educativo y edad
Distribución de ingresos por cuenta ajena de los sustentadores asalariados

Grupo	% Población		Índice ingresos medios		I ^m	I ^a	Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91			ΔPintra ^k	ΔPDemog ^k
Analfabetos y sin estudios. 16-30 años	1,3	0,3	56,1	63,3	1,24	0,81	-4,2	148,5
Estudios Primarios. 16-30 años	6,9	2,2	67,6	71,9	0,78	0,74	-0,3	87,4
Bachiller Elemental. 16-30 años	3,0	4,0	76,8	76,8	0,97	0,84	-5,7	-55,1
Bachiller Superior. 16-30 años	2,0	1,8	90,2	95,2	0,76	0,65	-2,9	12,9
Formación Profesional. 16-30 años	0,6	2,2	87,3	92,4	0,60	1,12	78,7	-242,8
Estudios G. medio y Superiores. 16-30 años	1,6	1,7	104,8	116,9	1,36	1,26	-2,0	-11,2
Analfabetos y sin estudios. 31-55 años	15,8	7,6	57,6	75,7	1,19	1,43	5,0	98,8
Estudios Primarios. 31-55 años	35,8	25,9	77,3	90,8	0,85	0,83	-0,1	38,3
Bachiller Elemental. 31-55 años	5,5	14,5	100,0	100,0	1,00	0,94	-4,2	-267,6
Bachiller Superior. 31-55 años	4,0	8,2	119,1	123,1	0,99	0,79	-13,9	-165,0
Formación Profesional. 31-55 años	1,6	5,3	107,1	139,8	0,61	2,12	193,8	-230,9
Estudios G. medio y Superiores. 31-55 años	7,4	10,9	149,4	166,8	1,28	0,84	-23,7	-101,0
Analfabetos y sin estudios. Mayores 55 años	3,6	3,5	50,2	71,0	1,50	1,01	-16,3	18,3
Estudios Primarios. Mayores 55 años	7,4	6,6	70,4	92,6	1,06	1,18	5,0	20,6
Bachiller Elemental. Mayores 55 años	0,9	1,6	90,4	97,6	0,89	0,44	-29,5	-114,3
Bachiller Superior. Mayores 55 años	0,9	0,6	125,3	121,4	1,15	1,14	0,6	9,4
Formación Profesional. Mayores 55 años	0,1	0,6	93,6	136,8	0,56	0,79	64,0	-541,3
Estudios de G. Medio y Superiores. Mayores	1,3	2,0	142,9	179,4	1,15	1,08	-2,9	-104,0
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,122	0,116	-4,6%					
Componente Intergrupos	34,13%	29,55%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	-37,73							
Componente Demográfica	8,73							
Componente Intergrupos	129							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En cuanto a la desigualdad, los grupos con los mayores y menores niveles educativos, en general en los tres grupos de edad, son aquellos que contribuyen más que proporcionalmente a la dispersión salarial. Se observaban ligeros incrementos en la desigualdad interna entre los analfabetos e individuos sin estudios del grupo central de edad, y mayores de 55 años con estudios primarios-; mientras que la desigualdad entre los grupos con estudios de bachiller disminuye en todos los tramos de edad, y aumenta considerablemente la dispersión entre aquellos que han finalizado estudios de FP. En el caso de los universitarios cae de forma importante la desigualdad en todos los grupos, especialmente en el tramo central de edad.

El efecto global de estas variaciones es un incremento en la desigualdad intragrupos, que se ve compensado por el acercamiento de los ingresos medios

de los diversos grupos. A lo largo de la década, la prima a la educación superior ha crecido ligeramente para los menores de 31 años, y con mayor intensidad en el caso de los mayores de dicha edad, especialmente los mayores de 55 años. También se han producido incrementos en los rendimientos de la educación media, bachiller superior o equivalente, excepto para los individuos mayores de 55 años.

Combinando el nivel educativo con el tamaño del municipio de residencia, se obtiene información sobre la interacción de estas dos variables y su impacto sobre las diferencias salariales. Los resultados del Cuadro 10 muestran que, a pesar de que la brecha se reduce durante el decenio considerado, los rendimientos de la educación crecen a medida que aumenta el tamaño del municipio, siendo las diferencias especialmente intensas en el caso de la educación superior. Así, según la EPF 80/81, el salario medio de los universitarios residentes en municipios de menos de 50.000 habitantes era un 73 por ciento de la cuantía del ingreso de los titulados residentes en municipios de más de 500.000 habitantes, porcentaje que alcanza el 81 por ciento a principios de los noventa.

Cuadro 10

Descomposición de la desigualdad por nivel educativo y municipio de residencia

Distribución de ingresos por cuenta ajena de los sustentadores asalariados

Grupo	% Población		Índice ingresos medio		I ^{***}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔI _{Intra} [*]	ΔPDemog [*]
Analfabetos y sin estudios (a)	13,9	7,2	55,9	71,8	1,36	1,41	1,1	95,9
Estudios Primarios (a)	20,8	15,5	75,0	87,1	0,96	1,12	2,5	35,8
Bachiller Elemental (a)	2,8	7,9	96,6	87,8	0,95	0,83	-3,9	-251,2
Bachiller Superior (a)	1,4	3,2	111,6	114,4	1,01	0,82	-6,1	-189,7
Formación Profesional (a)	0,6	2,5	109,0	117,2	0,56	0,96	35,9	-300,7
Estudios de G. Medio y Superiores (a)	2,2	3,7	127,4	145,2	1,11	0,73	-10,1	-105,7
Analfabetos y sin estudios (b)	5,2	3,3	71,9	80,8	0,92	0,79	-1,0	48,9
Estudios Primarios (b)	18,3	12,5	87,3	93,5	0,73	0,73	0,5	33,5
Bachiller Elemental (b)	3,7	7,4	100,0	100,0	1,16	0,87	-8,5	-169,9
Bachiller Superior (b)	2,5	4,2	114,5	121,6	0,86	0,95	4,3	-83,7
Formación Profesional (b)	1,1	3,3	108,6	110,4	0,72	0,78	5,5	-219,4
Estudios de G. Medio y Superiores (b)	3,6	6,1	149,2	151,6	1,19	0,82	-9,9	-120,8
Analfabetos y sin estudios (c)	1,8	1,2	68,5	74,2	0,83	1,00	9,6	43,6
Estudios Primarios (c)	11,0	6,5	87,5	93,9	0,83	0,61	-2,0	50,6
Bachiller Elemental (c)	2,9	4,8	105,3	103,0	1,08	1,05	0,7	-105,1
Bachiller Superior (c)	3,0	3,4	133,5	121,5	1,14	0,66	-8,9	-21,2
Formación Profesional (c)	0,7	2,3	116,1	154,7	0,54	3,93	197,0	-203,6
Estudios de G. Medio y Superiores (c)	4,5	4,9	174,6	180,5	1,46	1,28	-2,3	-19,1
Total	100,0	100,0						
(a) Residentes en municipios de hasta 50.000 habitantes								
(b) Residentes en municipios de 50.000 a 500.000 habitantes								
(c) Residentes en municipios de más de 500.000 habitantes								
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,122	0,116	-4,6%					
Componente Intergrupos	34,58%	28,03%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	-80,04							
Componente Demográfico	9,7							
Componente Intergrupos	170,3							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

De los resultados del Cuadro 11 se infiere que la edad tiene un escaso poder explicativo de la dispersión salarial. Clasificando a los asalariados en cuatro grupos de edad, (de 16 a 30 años, de 31 a 45 años, de 46 a 55 años y mayores de 55 años), se aprecia que los ingresos salariales medios aumentan hasta los 55 años, produciéndose a partir de dicha edad un descenso en las rentas. En cuanto a la dispersión, son los mayores de 45 años los que más contribuyen a la desigualdad, que cae a lo largo de la década en todos los grupos excepto en los más jóvenes, en que permanece estable. Las diferencias entre las rentas salariales medias se han acrecentado a lo largo de los años ochenta, deteriorándose la situación relativa de los más jóvenes. Por tanto, los resultados parecen apuntar a incrementos en los rendimientos de la experiencia, evaluada indirectamente a través de la edad.

Cuadro 11

Descomposición de la desigualdad según la edad

Distribución de ingresos por cuenta ajena de los sustentadores asalariados.

Grupo	% Población		Índice Ingresos medios		I ^{gk}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra ^h	ΔPDemog ^h
16-30 años	15,5	12,3	92,2	77,1	0,73	0,78	-0,2	-114,6
31-45 años	43,2	47,4	105,5	95,9	0,88	0,86	1,2	65,3
46-55 años	26,9	25,2	100,0	100,0	1,23	1,28	0,4	-60,5
Mayores de 55 años	14,4	15,1	92,3	91,4	1,23	1,14	2,8	47,2
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,122	0,116	-4,5%					
Componente Intergrupos	1,29%	2,51%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	126,821							
Componente Demográfico	-2,8							
Componente Intergrupos	-24,02							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Sin embargo, es necesario tener en cuenta que estos resultados no pueden extrapolarse al conjunto de la población, ya que únicamente estamos considerando a los jóvenes emancipados -el número de jóvenes españoles que residen en el domicilio familiar es muy importante- y carecemos de datos sobre el nivel educativo de los cónyuges y otros miembros del hogar en la EPF 80/81. Las diferencias podrían ser importantes en el caso de que lo ocurrido con los rendimientos de la educación y la experiencia para los jóvenes y las mujeres fuese diferente de lo sucedido a los sustentadores.

Diferencias según variables geográficas

De manera similar a los resultados obtenidos para el total de asalariados, cuando se analiza la muestra de sustentadores principales resalta el escaso poder explicativo de la dispersión salarial que tienen las variables geográficas. Las diferencias entre los municipios de diversos tamaños explican entre el 6 y el 12 por ciento de la desigualdad global, porcentaje similar al explicado

por las divergencias entre Comunidades Autónomas, que además disminuye a lo largo de la década.

Los datos del Cuadro 12 muestran la importante reducción de la población de sustentadores asalariados residentes en municipios menores de 2.000 habitantes. La reducción de la desigualdad global, en torno al 4 por ciento, se debe principalmente al acercamiento de las medias de los distintos grupos y a factores demográficos (disminuye la población en los grupos más desiguales). Por el contrario, se produce un crecimiento en el componente intragrupos de la desigualdad, debido a que la mejora en la dispersión que se produce en los municipios de menor tamaño, se ve contrarrestada por los incrementos en el resto de municipios, especialmente en los mayores de 500.000 habitantes.

Cuadro 12

Descomposición de la desigualdad según el tamaño del municipio de residencia
Distribución de ingresos por cuenta ajena de los sustentadores asalariados.

Grupo	% Población		Índice ingresos medio		I ^w		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra ^k	ΔPDemog
Hasta 2.000 habitantes	6,8	3,8	84,9	87,7	1,19	0,95	-4,0	40,2
De 2.000 a 10.000 habitantes	14,6	14,5	87,5	92,5	1,17	1,19	1,5	0,9
De 10.000 a 50.000 habitantes	20,3	21,9	100,0	100,0	0,91	0,84	-1,9	-5,6
De 50.000 a 500.000 habitantes	34,3	36,8	18,6	112,2	0,83	0,83	0,5	-4,6
Más de 500.000 habitantes	23,9	23,0	138,3	127,1	1,16	1,31	5,3	3,5
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,122	0,116	-4,6%					
Componente Intergrupos	11,50%	5,58%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	-58,9							
Componente Demográfico	25,04							
Componente Intergrupos	133,9							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

De acuerdo con los datos del Cuadro 13, las comunidades de Extremadura, Andalucía, Ceuta y Melilla, Galicia, y Castilla-La Mancha son las presentan una mayor contribución relativa a la desigualdad salarial a comienzos de la

década. A finales de los años 80, las comunidades con mayores contribuciones relativas son Extremadura, Madrid, Andalucía, y Ceuta y Melilla. Por el contrario, La Rioja, País Vasco y Murcia en la EPF 80/81; y Navarra y Asturias en el caso de la EPF 90/91, son las comunidades con menor desigualdad interna. De estos resultados se podría inferir una cierta relación inversa entre el nivel de ingresos medios y la dispersión interna. No obstante, la presencia de Madrid (comunidad con los mayores ingresos medios) y Murcia (con rentas relativamente bajas) entre las comunidades con mayor dispersión rompe dicha conexión.

La mejoría en la desigualdad se explica en su mayor parte por el acercamiento de las rentas entre las distintas comunidades, y en menor grado, por la disminución de las desigualdades internas. En este sentido, Navarra, Castilla-La Mancha, Baleares y Extremadura son las comunidades que contribuyen en mayor proporción a esta mejora, mientras que Murcia, La Rioja, Cataluña, País Vasco y Canarias han experimentado incrementos en la dispersión salarial mayores de los que correspondería dado su porcentaje de población.

Cuadro 13

Descomposición de la desigualdad según la CC.AA. de residencia
Distribución de ingresos por cuenta ajena de los sustentadores asalariados

Grupo	% Población		Índice Ingresos medic		j**		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra ^c	ΔPDemog ^c
Andalucía	14,7	14,7	88,5	89,3	1,24	1,16	4,6	-0,1
Aragón	3,2	3,2	107,2	96,7	0,98	0,74	11,8	2,3
Asturias	3,3	2,6	116,5	102,8	0,77	0,59	6,8	-32,4
Baleares	1,7	2,0	95,9	91,7	1,09	0,85	13,8	39,3
Canarias	3,1	3,6	90,5	88,0	0,97	1,07	-4,2	30,5
Cantabria	1,4	1,2	103,4	99,7	0,73	0,74	0,1	-18,7
Castilla y León	5,5	5,5	100,0	100,0	0,96	0,96	-0,2	-2,0
Castilla-La Mancha	3,6	3,9	80,6	83,4	1,22	0,91	16,0	21,6
Cataluña	18,2	17,8	113,3	117,2	0,80	1,01	-8,5	-3,9
Comunidad Valenciana	10,4	10,5	92,8	86,5	0,89	0,78	5,3	1,7
Extremadura	2,2	2,0	67,8	79,0	1,68	1,29	16,5	-30,4
Galicia	5,9	5,6	92,3	90,9	1,21	0,97	11,2	-10,6
Madrid	15,4	16,4	123,6	105,5	1,14	1,20	-2,0	15,7
Murcia	2,4	2,5	83,7	87,2	0,70	1,13	-19,8	7,5
Navarra	1,3	1,4	115,0	109,5	1,07	0,46	29,2	8,7
País Vasco	6,8	6,1	117,6	110,6	0,65	0,83	-6,7	-12,5
La Rioja	0,7	0,7	93,4	97,4	0,59	1,09	-22,4	3,0
Canaria y Melilla	0,3	0,3	121,5	112,4	1,23	1,16	2,7	-19,7
Total	100,0	100,0						
			EPF 80/81	EPF 90/91	Variación			
Desigualdad Total (Theil I)	0,122	0,116			-4,6%			
Componente Intergrupos	8,72%	5,95%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	44,05							
Componente Demográfico	-10,02							
Componente Intergrupos	65,96							

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

2.4 La distribución de ingresos monetarios individuales y su evolución

Los individuos perciben básicamente cuatro tipos de ingresos: salarios o rentas procedentes del trabajo dependiente; ingresos del trabajo por cuenta propia; rentas del capital y la propiedad; y transferencias. En el Cuadro 14 se recoge el porcentaje que cada uno de estos ingresos representa sobre el total. Los datos muestran el papel preponderante de las rentas procedentes del mercado, que constituyen, a pesar de la disminución de su importancia

relativa a favor de las prestaciones sociales, más de tres cuartas partes del total de ingresos monetarios.

Cuadro 14

Porcentaje de los diversos tipos de ingresos sobre el total de ingresos monetarios

	80/81	90/91
Ingresos por cta ajena	5	59.2
Ingresos por cta propia	16	14.2
Rentas del capital y la propiedad	1.7	1.3
Prestaciones Sociales*	16.6	23.1
Otras transferencias**	0.6	2.1

*Las transferencias regulares de la EPF 80/81 se han asimilado a las Prestaciones sociales de la EPF 90/91.

**En la EPF 90/91 incluyen las transferencias regulares y ocasionales.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Tras haber analizado la distribución salarial en la sección anterior, en los siguientes apartados se estudiará la distribución de ingresos monetarios de los individuos, centrándonos en sus ingresos principales²⁴. Con este objetivo, atendiendo a la principal fuente de ingresos y a la relación con la actividad, hemos clasificado a los individuos mayores de 15 años²⁵, receptores de ingresos monetarios, en nueve grandes grupos: asalariados, empleadores y autónomos; ocupados a tiempo parcial; parados receptores de subsidio de desempleo; retirados anticipados; pensionistas, rentistas, otros inactivos, e individuos sin clasificar. Esta clasificación es un intento de depuración de la información de las EPF para conseguir grupos lo más homogéneos posibles. Se trata de evitar determinadas incoherencias detectadas en la información suministrada por los individuos; así como divergencias debidas a que los períodos de referencia

²⁴Las razones de esta decisión y de la eliminación de las observaciones correspondientes a individuos con ingresos monetarios anuales inferiores a 3.000 ptas en la EPF 80/81 y a 1.000 ptas en la EPF 90/91 se exponen con detalle en el Apéndice.

²⁵En el Cuadro 7 del Apéndice se presenta información sobre los individuos menores de 15 años perceptores de ingresos.

no son idénticos para todas las variables. Así, por ejemplo, mientras que la relación con la actividad económica se refiere a la semana natural anterior a la semana muestral, el tipo de ingreso mayoritario viene referido a los últimos doce meses²⁶.

2.4.1 Estructura y evolución de la desigualdad de la distribución de ingresos individuales

La desigualdad de las distribuciones de ingresos principales de los distintos colectivos de la población y su evolución en la década de los ochenta, utilizando como indicadores de dispersión diversos índices de Theil, se presenta en el Cuadro 15. Las nueve primeras filas del Cuadro muestran la dispersión interna de los nueve grupos en que se ha clasificado a los individuos. En las siguientes filas partimos de los ocupados a tiempo completo, para ir añadiendo subgrupos hasta abarcar el total de la población con ingresos positivos en la fila 19 de dicho cuadro.

Se observa, con ligeros cambios en la ordenación según el índice utilizado, que los grupos con menor dispersión son los parados con subsidio²⁷, retirados y asalariados a tiempo completo²⁸. Los grupos que presentan mayor dispersión interna son los rentistas, individuos sin clasificar y otros inactivos. A medida que se amplía el colectivo y se consideran todos los ocupados

²⁶Véase el Apéndice para una descripción más detallada.

²⁷Este grupo incluye exclusivamente a los parados cuya principal fuente de ingresos durante los últimos doce meses fueron las prestaciones sociales. Las divergencias con el total de parados son considerables, recogiendo nuestra clasificación únicamente alrededor de un cuarto del total de parados con ingresos de las EPF.

²⁸La desigualdad del total de rentas salariales (véase Cuadro 11 del Apéndice) es notablemente superior a la dispersión de los ingresos de los asalariados a tiempo completo. Algo similar ocurre con los ingresos por cuenta propia.

la desigualdad crece considerablemente. El incremento es especialmente importante al incluir a los ocupados a tiempo parcial, debido a la gran dispersión de los ingresos de este grupo. La inclusión de los parados hace que la desigualdad de los activos sea mayor que la del total de ocupados, excepto para valores bajos del parámetro de aversión a la desigualdad. Asimismo, la incorporación de los retirados anticipados y retirados (grupos con baja desigualdad), provoca incrementos en la desigualdad, excepto cuando se concede gran importancia a las desigualdades en la parte baja de la distribución. Por su parte, la agregación de los rentistas, apenas modifica la dispersión; mientras que la inclusión de los individuos sin clasificar y del resto de inactivos produce importantes distorsiones.

Cuadro 15

Desigualdad de la distribución de Ingresos Principales*

	Theil (-1)			Theil (0)			Theil(1)			Theil(2)		
	80/81	90/91	Var. %	80/81	90/91	Var. %	80/81	90/91	Var. %	80/81	90/91	Var. %
Asalariados t/completo (ATC)	0,356	0,361	1,6	0,178	0,191	7,4	0,157	0,176	11,5	0,185	0,287	55,5
Cta propia t/completo (CPTC)	0,534	0,449	-16,0	0,301	0,245	-18,6	0,281	0,215	-23,5	0,385	0,264	-31,5
Tiempo parcial (TP)	0,808	1,073	32,8	0,426	0,420	-1,6	0,379	0,314	-17,3	0,493	0,323	-34,5
Parados con subsidio (P)	0,223	0,270	20,8	0,130	0,163	24,8	0,116	0,144	23,8	0,123	0,157	27,6
Retirados anticipados (RA)	0,246	0,225	-8,5	0,170	0,177	3,9	0,178	0,197	10,4	0,274	0,352	28,1
Retirados (RET)	0,195	0,119	-38,7	0,138	0,110	-20,1	0,143	0,127	-11,3	0,195	0,189	-2,9
Rentistas (RENT)	1,088	1,791	64,6	0,500	0,723	44,6	0,408	0,547	34,3	0,483	0,624	29,1
Sin clasificar (SC)	0,799	0,944	18,1	0,494	0,414	-16,1	0,692	0,481	-30,5	3,293	1,897	-42,4
Otros inactivos (OI)	1,106	4,395	297,5	0,467	0,797	70,7	0,401	0,627	56,1	0,600	1,323	120,4
ATC+CPTC	0,399	0,377	-5,6	0,205	0,201	-2,0	0,182	0,183	0,5	0,220	0,283	28,5
ATC+CPTC+TP	0,492	0,405	-17,7	0,235	0,208	-11,4	0,200	0,186	-6,9	0,238	0,285	19,7
ATC+CPTC+TP+P	0,486	0,435	-10,4	0,236	0,225	-4,9	0,203	0,200	-1,6	0,243	0,301	24,1
ATC+CPTC+TP+P+RA	0,484	0,422	-12,9	0,245	0,230	-6,1	0,214	0,209	-2,1	0,258	0,317	22,9
ATC+CPTC+TP+P+RA+RET	0,468	0,360	-23,1	0,261	0,224	-14,3	0,237	0,216	-9,0	0,294	0,333	13,1
ATC+CPTC+TP+P+RA+RET+RENT	0,470	0,363	-22,8	0,262	0,225	-14,2	0,237	0,216	-8,9	0,295	0,333	13,1
ATC+CPTC+P+RA+RET+RENT	0,422	0,348	-17,5	0,246	0,221	-10,2	0,227	0,214	-5,7	0,284	0,333	17,2
ATC+CPTC+RA+RET+RENT	0,426	0,331	-22,3	0,247	0,213	-13,9	0,227	0,208	-8,5	0,283	0,324	14,6
ATC+CPTC+TP+P+RA+RET+RENT+SC	0,495	0,428	-13,6	0,277	0,243	-12,4	0,262	0,236	-10,0	0,436	0,423	-3,1
Todos (ATC+CPTC+TP+P+RA+RET+RENT+SC+OI)	0,598	1,702	184,5	0,299	0,334	11,6	0,276	0,276	0,3	0,453	0,471	3,9
Todos (Excepto tiempo parcial)	0,453	0,416	-8,2	0,264	0,240	-9,0	0,254	0,235	-7,6	0,427	0,423	-0,9
Todos (Excepto tiempo parcial y parados)	0,458	0,405	-11,6	0,265	0,234	-11,9	0,255	0,230	-9,9	0,428	0,415	-2,9

*EPF 80/81 Individuos con Ingresos principales mayores de 3.000 ptas

EPF 90/91 Individuos con Ingresos principales mayores de 1.000 ptas

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En lo que respecta a la evolución temporal, la desigualdad se ha incrementado entre los asalariados, parados (el incremento es mayor cuanto más importancia se da a la desigualdad en la parte alta de la distribución), rentistas y otros inactivos (reducción más intensa cuanto más peso tenga la dispersión de las rentas más bajas). Por el contrario, ha disminuido entre los trabajadores por cuenta propia, ocupados a tiempo parcial, retirados, retirados anticipados e individuos sin clasificar. Entre los ocupados a tiempo completo la desigualdad disminuye ligeramente para valores bajos del parámetro de aversión a la desigualdad, incrementándose para valores altos. Este hecho es un indicador del crecimiento de la dispersión en la parte alta de la distribución, que estuvo acompañado de reducciones en la desigualdad entre los ocupados con menores ingresos. Considerando a todos los ocupados, la reducción de la dispersión es muy superior a la ocurrida entre los ocupados a tiempo completo, y únicamente para el caso extremo de conceder máxima importancia a la desigualdad en la parte alta de la distribución, se produce un empeoramiento en la dispersión. De esta manera, podemos afirmar que, excepto para el índice Theil(2), se ha producido una mejora en la dispersión de los ingresos de aquellos individuos cuya principal fuente de renta procede del mercado.

A medida que se amplía el colectivo, al agregar parados receptores de subsidio, retirados anticipados, pensionistas y rentistas, también se producen mejoras en la desigualdad (excepto para Theil (2)). La inclusión de los individuos sin clasificar produce una mejoría en la dispersión, incluso para el índice mencionado, mientras que al añadir los clasificados como otros inactivos, y considerar la distribución de ingresos principales del total de individuos se observa un aumento notable en la dispersión en los años 80. Este incremento es sustancialmente mayor que el ocurrido en la desigualdad sala-

rial y especialmente intenso en la parte baja de la distribución de ingresos. La descomposición del índice de desigualdad Theil (0) nos permitirá analizar con más detalle lo ocurrido y observar como los diversos grupos contribuyen a dicha desigualdad y a su evolución. La estructura de los Cuadros 16 al 24 es la misma que la de los cuadros presentados en la sección anterior para el análisis de la dispersión salarial.

Diferencias según la relación con la actividad económica

Los resultados para esta partición se presentan en el Cuadro 16. A lo largo del decenio considerado se produjo un incremento en el peso relativo de los inactivos (del 28 por ciento de la población con ingresos positivos al 35 por ciento), los individuos sin clasificar y, en menor medida, los parados receptores de subsidio de desempleo; a costa de una disminución en la importancia relativa de los ocupados (63.5 por ciento en el 80/81 y 54 por ciento en el 90/91). Las diferencias entre las rentas medias de los diversos grupos explican alrededor del 25 por ciento de la dispersión global. A lo largo de la década se produjo un importante crecimiento de las rentas de los retirados, retirados anticipados y ocupados a tiempo parcial; unido al deterioro de la posición relativa de parados y otros inactivos.

Cuadro 16

Descomposición de la desigualdad

Distribución de ingresos principales de todos los individuos

Grupo	% Población		Índice Ingresos medio		I ^{vk}		Variación en la desigualdad		
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔP_{Intra}^k	ΔP_{Demog}^k	
Asalariados	47,1	43,4	100,0	100,0	0,78	0,77	0,7	-4,6	
Trab.Cuenta propia	12,3	9,3	87,9	102,6	1,31	0,98	-2,4	-23,8	
Trab.tiempo parcial	4,2	1,3	44,6	68,8	1,86	1,68	-0,1	-95,2	
Parados	2,7	3,1	52,2	37,0	0,57	0,65	2,1	5,9	
Retirados Anticipados	5,9	7,2	46,7	58,2	0,74	0,71	0,5	12,7	
Retirados	16,7	19,4	42,1	55,1	0,60	0,44	-1,8	7,3	
Rentistas	0,2	0,1	77,0	76,4	2,18	2,89	7,6	-63,6	
Sin clasificar	6,0	7,8	68,4	66,1	2,16	1,66	-5,8	49,9	
Otros inactivos	4,9	8,3	34,0	22,2	2,04	3,19	31,0	104,0	
Total	100,0	100,0							
			EPF 80/81	EPF 90/91	Variación				
Desigualdad Total (Theil C)	0,299	0,334	11,6%						
Componente Intergrupos	23,51%	25,23%							
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales									
Componente Intragrupos	51,28								
Componente Demográfico	8,75								
Componente Intergrupos	39,97								

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

El incremento en la desigualdad, alrededor del 12 por ciento, se puede atribuir en un porcentaje cercano al 50 por ciento del incremento total al crecimiento de las desigualdades internas. Los grupos con mayor contribución son los otros inactivos, asalariados, parados, retirados anticipados y rentistas. Estos incrementos no se ven compensado por la reducción en la desigualdad experimentada por los individuos sin clasificar, empleadores y autónomos, y retirados. El porcentaje atribuible al aumento de las diferencias intergrupos es cercano al 40 por ciento, mientras que un 8 por ciento de la variación se debe al factor demográfico.

La heterogeneidad del colectivo formado por los individuos sin clasificar y otros inactivos; y el efecto que su inclusión tiene en la distribución de

ingresos, hace que, de ahora en adelante, excluyamos a dichos individuos²⁹ de nuestro estudio. De este modo, en la muestra utilizada estamos recogiendo una parte considerable del total de ingresos monetarios: el 92 por ciento en la EPF 80/81 y el 90 por ciento en la EPF 90/91; un porcentaje cercano al 94 por ciento de los ingresos salariales; entre el 88 y el 93 por ciento de los ingresos por cuenta propia; y cerca del 90 por ciento de las transferencias y prestaciones sociales³⁰.

²⁹Dentro de estas categorías se encuentran alrededor de 1.687.000 individuos en la EPF 80/81 (un 10,9 por ciento de los receptores de ingresos) y cerca de 3.308.000 (un 16,1 por ciento) en la EPF 90/91. Los cuadros 13, 17, 18 y 19 del Apéndice muestran información detallada sobre estos grupos de individuos.

³⁰Véanse los Cuadros 20 y 21 del Apéndice.

Cuadro 17

Descomposición de la desigualdad

Distribución de ingresos principales de todos los individuos*

Grupo	% Población		Índice ingresos medio		I**		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔP_{Intra}^k	ΔP_{Demog}^k
Asalariados	52,8	51,7	100,0	100,0	0,90	1,06	-3,4	0,3
Trab.Cuenta propia	13,8	11,1	87,9	102,6	1,52	1,35	12,0	4,3
Trab.tiempo parcial	4,7	1,6	44,6	68,8	2,15	2,32	0,6	20,8
Parados	3,1	3,7	52,2	37,0	0,66	0,90	-10,4	-2,0
Retirados Anticipados	6,6	8,6	46,7	58,2	0,86	0,98	-2,3	-3,8
Retirados	18,8	23,1	42,1	55,1	0,70	0,61	9,0	-2,4
Rentistas	0,3	0,2	77,0	76,4	2,52	4,00	-38,4	12,9
Total	100,0	100,0						
			EPF 80/81	EPF 90/91	Variación			
Desigualdad Total (Theil 0)	0,262	0,225			-14,2%			
Componente Intergrupos	24,29%	19,49%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	10,16							
Componente Demográfico	36,47							
Componente Intergrupos	53,37							

*Excluyendo a individuos "sin clasificar" y "otros inactivos".

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

La desigualdad en el colectivo mencionado (que engloba a 13,8 millones de personas en la EPF 80/81 y unos 17,3 millones en la encuesta del 90) ha caído a lo largo de la década en un porcentaje cercano al 14 por ciento. Esta mejoría se debe tanto al acercamiento de las medias de los distintos grupos (al mejorar considerablemente la situación relativa de retirados y ocupados a tiempo parcial), como al factor demográfico (aumenta el porcentaje de población en los grupos menos desiguales). También ha contribuido, aunque en menor medida, la reducción en las diferencias internas de los trabajadores por cuenta propia y retirados, que compensan los incrementos en la dispersión del resto de grupos.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

La partición que se presenta en el Cuadro 20 clasifica a la población según el sexo y la edad en ocho grupos. Los datos ponen de manifiesto el proceso de feminización de la población receptora de ingresos. Las mujeres constituyen el 29 por ciento de los receptores de rentas en la EPF 80/81, porcentaje que sube hasta el 35 por ciento en la EPF 90/91; debido fundamentalmente al aumento del número de receptoras mayores de 55 años. Las rentas medias de las mujeres son notablemente inferiores a los de los hombres de su mismo grupo de edad, siendo las divergencias sustancialmente menores en el caso de los jóvenes. A pesar del ligero acercamiento de los ingresos medios de ambos sexos producido durante los años ochenta, especialmente intenso en el grupo comprendido entre los 31 y 45 años, las diferencias al final de la década siguen siendo considerables.

Cuadro 20

Descomposición de la desigualdad

Distribución de ingresos principales de todos los individuos*

Grupo	% Población		Índice ingresos medio		I ^{wk}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra ^k	ΔPDemog ^k
Varones 16-30 años	14,1	13,8	75,6	63,8	0,99	1,13	0,1	-1,4
Varones 31-45 años	21,3	18,3	110,5	99,7	0,72	0,78	0,3	-6,1
Varones 46-55 años	14,7	10,6	100,0	100,0	1,02	1,11	0,3	-17,4
Varones mayores de 55 años	21,1	22,5	64,6	66,0	1,06	0,93	1,7	4,3
Mujeres 16-30 años	8,3	8,9	58,4	50,8	1,18	1,30	0,4	5,4
Mujeres 31-45 años	5,2	7,8	64,8	67,5	1,44	1,33	2,9	43,6
Mujeres 46-55 años	3,5	3,1	53,8	55,3	1,43	1,57	0,5	-9,3
Mujeres mayores de 55 años	11,7	14,9	37,3	39,1	0,92	0,68	2,6	15,0
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,262	0,225	-14,2%					
Componente Intergrupos	20,81%	21,12%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	90,26							
Componente Demográfico	-9,26							
Componente Intergrupos	19							

*Excluyendo a individuos "sin clasificar" y "otros inactivos".

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

Las mujeres presentan mayor dispersión interna que los varones (excepto las mayores de 55 años), mientras que entre los varones, son los más jóvenes y aquellos con edades comprendidas entre los 45 y 56 años los grupos con mayor desigualdad interna. En lo que respecta al perfil de ingresos según la edad, los ingresos medios de ambos sexos alcanzan un máximo entre los 31 y 45 años para caer a partir de dicha edad, especialmente a partir de los 55 años. También se advierte un crecimiento de los rendimientos de la experiencia potencial a lo largo de la década tanto para hombres como mujeres. Así, en el caso de los varones, se produce un empeoramiento en la situación relativa de los menores de 45 años, mientras que en el caso de las mujeres el empeoramiento se produce en el grupo de menor edad, y va acompañado de una ligera mejora en los ingresos relativos del grupo de 31 a 45 años.

La caída en la desigualdad se puede explicar en su mayor parte por la disminución de la desigualdad interna en todos los grupos, especialmente entre las mujeres y los mayores de 55 años. El acercamiento en las medias también ha contribuido a dicha mejora, mientras que el cambio demográfico ha tenido un efecto negativo debido al incremento relativo de la población femenina.

Desigualdad según relación con la actividad, relación con el sustentador principal y edad

Los resultados para una amplia partición que divide a los individuos en 20 categorías, combinando su relación con la actividad y principal fuente de ingreso con la relación con el sustentador principal y, en determinados casos, la

edad, se presentan en el Cuadro 21. El porcentaje de la desigualdad global explicado por las diferencias entre los diversos grupos de esta clasificación oscila entre el 37 y el 41 por ciento. Es decir, la desigualdad que subsistiría si los miembros de cada grupo tuviesen unos ingresos medios iguales a la media de su grupo estaría alrededor del 40 por ciento de la dispersión global, mientras que el porcentaje de desigualdad restante, se atribuiría a las desigualdades internas. Los datos revelan el importante crecimiento producido a lo largo del decenio en el porcentaje de inactivos, a costa de una disminución en la importancia relativa de los ocupados. Sin embargo, no todos los grupos han evolucionado de forma similar. Entre los asalariados se han producido caídas importantes en el peso de sustentadores principales, mientras que aumentó el porcentaje de asalariados no sustentadores. También se produjeron disminuciones en el peso relativo de los distintos grupos de empleadores o autónomos, excepto los cónyuges. En el caso de los parados, cae el porcentaje de parados sustentadores y se incrementa el resto.

Cuadro 21

Descomposición de la desigualdad

Distribución de ingresos principales de todos los individuos*

Grupo	% Población		Índice ingresos medio		I ^m		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra*	ΔPDemog*
Asalariados agrarios. Sust. Princ.	3,1	1,4	50,6	63,6	0,82	1,04	-0,9	23,2
Asalariados no agrarios. Sust. Princ.	32,6	26,9	100,0	100,0	0,67	0,77	-0,5	6,1
Asalariados. Cónyuges	4,2	6,5	65,3	63,0	1,32	1,46	-0,5	-37,4
Asalariados. Jóvenes	10,7	14,1	49,5	51,2	1,26	1,39	-0,4	-20,6
Asalariados. Mayores	2,2	2,8	63,2	64,0	1,00	0,96	2,4	-14,8
Trab.Cuenta propia agrarios. Sust. Princ.	4,0	1,8	54,3	63,9	1,65	1,51	1,9	46,9
Empleadores no agrarios. Sust. Princ.	1,7	1,3	133,9	134,5	1,10	1,16	0,5	12,8
Autónomos no agrarios. Sust. Princ.	4,8	4,4	87,1	99,5	1,15	0,86	5,2	5,5
Trab.Cuenta propia. Cónyuges	1,4	2,0	40,8	47,9	1,92	1,64	6,8	-36,1
Trab.Cuenta propia. Resto de adultos	1,8	1,6	41,7	47,4	1,69	1,47	4,9	8,6
Trab.tiempo parcial. Sust. Princ.	1,4	0,7	64,2	86,5	1,91	1,22	6,0	51,6
Trab.tiempo parcial. Resto de adultos	3,3	0,9	25,2	31,1	2,18	2,64	-1,1	81,1
Parados. Sust. Princ.	1,8	1,5	48,7	36,6	0,68	0,91	-2,0	5,7
Parados. Resto de adultos	1,3	2,2	35,6	24,4	0,88	1,07	-2,8	-31,9
Retirados Anticipados. Sust. Princ.	4,7	6,3	43,0	51,6	0,97	1,18	-2,2	-17,3
Retirados Anticipados. Resto de adultos	1,9	2,3	27,5	30,5	0,97	0,77	5,0	-10,2
Retirados. Sust. Princ.	11,8	15,1	38,9	49,0	0,84	0,78	2,4	-12,2
Retirados. Resto de adultos	7,0	8,0	27,7	33,5	0,75	0,44	6,3	-5,6
Rentistas. Sust. Princ.	0,2	0,1	67,0	70,0	3,09	5,00	-13,0	72,4
Rentistas. Resto de adultos	0,0	0,0	28,9	29,6	2,90	3,63	-11,5	-102,7
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81		EPF 90/91		Variación			
Desigualdad Total (Theil 0)	0,262		0,225		-14,2%			
Componente Intergrupos	40,66%		35,59%					
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	26,48							
Componente Demográfico	8,09							
Componente Intergrupos	65,44							

*Excluyendo a individuos "sin clasificar" y "otros inactivos".

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

En lo referente a los ingresos medios, a lo largo de la década se produce un deterioro de la situación relativa de los parados³¹ y los cónyuges asalariados, así como un importante crecimiento de los ingresos de los retirados, retirados anticipados, sustentadores ocupados en el sector agrario, ocupados a tiempo parcial y trabajadores por cuenta propia. Los grupos con menor dispersión interna son los parados, seguidos por los sustentadores asalariados en la industria y los servicios, los retirados y retirados anticipados; siendo

³¹En este caso hay que tener en cuenta que el porcentaje que representan los ingresos principales sobre el total es menor que en el resto de grupos y se reduce de manera considerable a lo largo de la década, lo que podría influir en los resultados (véanse los Cuadros 22 y 23 del Apéndice).

los rentistas, ocupados a tiempo parcial y cónyuges que trabajan por cuenta propia los colectivos que más contribuyen a la desigualdad global. La mejoría experimentada en la desigualdad global puede atribuirse al acercamiento de los ingresos de los distintos grupos (65 por ciento de la variación), contribuyendo en menor medida la caída en la desigualdad interna (26 por ciento) y el efecto positivo del cambio demográfico.

Diferencias según variables geográficas

El examen de la distribución de ingresos principales en función de aspectos geográficos como el tamaño de municipio se presenta en el Cuadro 22. De manera similar a lo ocurrido con la dispersión salarial, el poder explicativo de las diferencias entre municipios es claramente inferior al de las particiones anteriormente estudiadas y, además, se reduce considerablemente a lo largo de la década. Es importante advertir la tendencia a la concentración de la población en los municipios de mayor tamaño, mientras que los individuos residentes en pequeños municipios, cada vez menos numerosos, mejoran considerablemente sus ingresos medios. La mejora en la desigualdad dentro de los diversos tamaños de municipio explica cerca del 67 por ciento del descenso global, siendo la caída especialmente intensa en los municipios con menos de 2.000 habitantes. El porcentaje explicado por el acercamiento de los ingresos medios alcanza el 32 por ciento del total.

Cuadro 22

Descomposición de la desigualdad según tamaño del municipio de residencia

Distribución de ingresos principales de todos los individuos*

Grupo	% Población		Índice ingresos medio		j**		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔP_{Intra}^k	ΔP_{Demog}
Hasta 2.000 habitantes	11,3	7,2	80,7	84,0	0,98	0,83	1,5	510,4
De 2.000 a 10.000 habitantes	19,2	19,5	81,9	89,5	1,06	1,01	1,5	-23,2
De 10.000 a 50.000 habitantes	21,3	22,1	100,0	100,0	0,97	1,01	0,7	-51,9
De 50.000 a 500.000 habitantes	28,5	31,1	124,4	117,6	0,94	1,01	0,4	-126,2
Más de 500.000 habitantes	19,7	20,1	140,5	127,3	1,07	1,02	1,5	-26,1
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,262	0,225	-14,2%					
Componente Intergrupos	8,43%	4,45%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	67,03							
Componente Demográfico	0,45							
Componente Intergrupos	32,5							

*Excluyendo a individuos "sin clasificar" y "otros inactivos".

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

Combinando el tamaño del municipio de residencia con la relación con la actividad económica, hemos clasificado a los individuos en diez subgrupos (activos e inactivos en los cinco tamaños de municipio considerados anteriormente). Como se constató anteriormente, la importancia demográfica de los inactivos aumenta de manera considerable -pasan del 25,6 por ciento a comienzos de los años 80, a un porcentaje cercano al 32 por ciento a finales de la década- incrementándose la concentración de estos individuos en los municipios de menor tamaño. Así, mientras que el 33 por ciento de los residentes en municipios de menos de 2.000 habitantes son inactivos en la EPF 80/81, el porcentaje alcanza el 44 por ciento en la EPF 90/91.

Cuadro 23

Descomposición de la desigualdad según el tamaño del municipio y la relación con la actividad.

Distribución de ingresos principales de todos los individuos*

Grupo	% Población		Indice ingresos medio		I ^W		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra ^k	ΔPDemog ^k
Hasta 2.000 habit. Activos	7,6	4,0	83,1	88,7	1,23	1,12	2,7	2,6
Hasta 2.000 habit. Inactivos	3,7	3,2	43,9	53,0	0,45	0,33	3,3	3,1
De 2.000 a 10.000 habit. Activos	13,1	12,2	83,7	91,1	1,30	1,29	2,5	3,8
De 2.000 a 10.000 habit. Inactivos	6,1	7,3	44,4	55,5	0,59	0,55	2,3	-4,9
De 10.000 a 50.000 habit. Activos	15,8	15,3	100,0	100,0	1,06	1,19	-1,7	1,5
De 10.000 a 50.000 habit. Inactivos	5,5	6,8	49,3	57,7	0,67	0,57	4,7	-7,1
De 50.000 a 500.000 habit. Activos	22,2	22,2	122,0	115,5	0,95	1,11	-2,8	0,0
De 50.000 a 500.000 habit. Inactivos	6,2	8,9	58,8	69,6	0,87	0,82	3,9	-16,6
Más de 500.000 habit. Activos	15,7	14,3	137,1	125,6	1,11	1,10	1,9	4,3
Más de 500.000 habit. Inactivos	4,0	5,7	63,7	73,8	0,97	0,84	7,3	-18,4
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,262	0,225	-14,2%					
Componente Intergrupos	23,97%	16,50%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	18,77							
Componente Demográfico	12,03							
Componente Intergrupos	69,2							

*Excluyendo a individuos "sin clasificar" y "otros inactivos".

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

Tanto en el caso de activos como inactivos, los ingresos medios aumentan de forma notable con el tamaño de municipio, especialmente a partir de los 50.000 habitantes. De manera similar a la renta media, la desigualdad crece con el tamaño del municipio, siendo los activos considerablemente más desiguales que los inactivos. El acercamiento en los ingresos medios de los distintos subgrupos es la principal razón de la disminución en la dispersión global, mientras que la reducción de las desigualdades internas, principalmente entre los inactivos, es responsable del 20 por ciento de dicha mejoría. El incremento en la importancia relativa de los inactivos, grupo con menor desigualdad, contribuye al signo positivo del factor demográfico.

2.4.2 La distribución de ingresos monetarios de los sustentadores principales

La mayor información suministrada por las EPF para los sustentadores principales nos permite analizar con más detalle lo ocurrido con los ingresos de estos individuos cuya dispersión ha caído en torno al 13 por ciento en la década de los ochenta. En este caso analizaremos las particiones de acuerdo con la condición socioeconómica y el nivel educativo³².

Diferencias según el nivel socioeconómico

La partición que se muestra en el Cuadro 24, clasifica a los sustentadores receptores de ingresos en 13 grupos de acuerdo con su condición socioeconómica. Al igual que ocurría con la dispersión salarial, la desigualdad de los ingresos de los sustentadores es menor que en el caso de toda la población. Las diferencias entre los distintos grupos socioeconómicos explican cerca del 40 por ciento de la desigualdad global. Los rentistas, trabajadores a tiempo parcial, autónomos agrarios, y "clases altas" son los grupos que más contribuyen a la desigualdad global, mientras que los obreros, capataces (en el 80/81), y mujeres retiradas son los que presentan menor dispersión.

³²Este colectivo agrupa a 9.143.245 individuos en la EPF 80/81 y 10.292.865 en la EPF 90/91. No hemos incluido a los otros inactivos e individuos sin clasificar. Véanse los Cuadros 26 y 27 del Apéndice para una descripción de esta clasificación.

Cuadro 24

Descomposición de la desigualdad según la condición socioeconómica
Distribución de ingresos principales de los sustentadores principales*

Grupo	% Población		Índice ingresos medio		I ^{gk}		Variación en la desigualdad	
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPIntra ^k	ΔPDemog ^k
Asalariados agrarios	4,7	2,3	53,2	70,4	0,96	1,28	-1,0	147,7
Autónomos agrarios	5,7	2,8	55,1	72,3	1,96	1,90	1,3	299,4
Obreros y cuadros medios	43,7	35,3	100,0	100,0	0,69	0,70	0,5	40,1
Autónomos no agrarios	6,8	7,6	88,5	114,7	1,30	1,12	3,4	-45,1
Capataces y FF.Armadas	2,4	3,3	128,0	162,4	0,42	1,44	-12,6	-48,4
Empresarios, prof.liberales y Cuadros sup.	6,4	8,7	171,4	162,1	1,40	1,08	6,0	-149,9
Activos no clasificados	0,4	0,2	94,5	108,1	0,80	1,03	-1,0	74,6
Trabajadores a tiempo parcial	2,1	1,1	69,1	98,8	2,40	1,56	5,5	341,2
Parados	2,6	2,5	52,4	41,8	0,86	1,16	-1,9	17,8
Retirados Anticipados	7,1	10,6	46,3	58,9	1,20	1,51	-2,1	-184,1
Varones Retirados	12,6	17,3	44,9	62,2	0,97	0,94	1,7	-108,7
Mujeres Retiradas	5,1	8,0	34,3	42,3	1,06	0,70	7,0	-179,6
Rentistas	0,3	0,2	72,1	79,8	3,90	6,40	-12,0	463,0
Total	100,0	100,0						
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación					
Desigualdad Total (Theil 0)	0,212	0,185	-12,7%					
Componente Intergrupos	41,80%	39,95%						
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales								
Componente Intragrupos	43,96							
Componente Demográfico	1,51							
Componente Intergrupos	54,52							

*Excluyendo a individuos "sin clasificar" y "otros inactivos".

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

La caída en la desigualdad (en este caso cercana al 13 por ciento) se debe tanto acercamiento de las medias de los distintos grupos, como a la reducción de las desigualdades internas. La disminución de las diferencias entre los retirados, clases altas y ocupados a tiempo parcial, compensa el empeoramiento de la dispersión de los capataces, jefes de grupo y rentistas. Por otra parte, destaca el importante crecimiento de los ingresos medios de los ocupados en el sector agrario y de los retirados.

Diferencias según el nivel educativo

En el Cuadro 25 se muestra la descomposición de la desigualdad en la participación por nivel educativo. Los datos ponen de manifiesto cómo las diferencias

entre los distintos niveles explican alrededor del 30 por ciento de la dispersión global, porcentaje similar al explicado en el caso de la distribución salarial. Los grupos más desiguales son aquellos con menor nivel educativo, y se produce a lo largo de la década una caída en la dispersión interna de todos los grupos, excepto en el caso de la FP. La reducción de la desigualdad se debe tanto a la mejoría en el componente intragrupos de la desigualdad (por el contrario, en el caso de los asalariados se producía un incremento en dicho elemento), como a aproximaciones en los ingresos de los diversos grupos. En este sentido, destaca el importante crecimiento de las rentas de analfabetos y sin estudios. El factor demográfico también contribuye positivamente, debido a la disminución de la población en los grupos menos educados.

A pesar de que el nivel educativo medio del total de perceptores de ingresos es inferior al de los asalariados a tiempo completo, (estamos incluyendo a individuos mayores de 65 años que tuvieron menos posibilidades de acceso a la educación), también se ha producido una importante mejoría a lo largo de la década de los ochenta. Así, mientras que a comienzos del decenio únicamente el 20 por ciento de los individuos perceptores de rentas tenían estudios superiores a los primarios, el porcentaje creció hasta alcanzar el 36 por ciento a comienzos de los años noventa.

Cuadro 25

Descomposición de la desigualdad según el nivel educativo

Distribución de ingresos principales de los sustentadores principales*

Grupo	% Población		Índice ingresos medio		I ^h		Variación en la desigualdad		
	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	EPF 80/81	EPF 90/91	ΔPintra ^h	ΔPDemog ^h	
Analfabetos y sin estudios	31,3	25,2	47,5	55,9	1,14	1,04	2,4	5,1	
Estudios Primarios	48,2	38,5	74,0	80,8	0,98	1,07	0,4	4,5	
Bachiller Elemental	6,9	14,0	100,0	100,0	0,81	0,85	1,6	-19,0	
Bachiller Superior	4,9	7,5	121,9	120,5	0,82	0,89	0,6	-9,9	
Formación Profesional	1,6	5,2	108,6	126,8	0,55	1,21	-22,8	-30,1	
Estudios de Grado Medio	3,5	4,9	136,9	150,2	0,83	0,74	3,3	-7,1	
Estudios Superiores	3,6	4,7	177,8	176,9	0,99	0,84	4,4	-7,0	
Total	100,0	100,0							
	EPF 80/81	EPF 90/91	Variación						
Desigualdad Total (Theil 0)	0,212	0,185	-12,7%						
Componente Intergrupos	30,79%	30,10%							
Variación en la desigualdad 80/81 a 90/91: Contribuciones porcentuales									
Componente Intragrupos	40,44								
Componente Demográfico	23,98								
Componente Intergrupos	35,57								

*Excluyendo a individuos "sin clasificar" y "otros inactivos".

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

2.5 Consideraciones finales

La aproximación adoptada en este capítulo nos ha permitido un mayor conocimiento empírico de la estructura y tendencia de la dispersión de ingresos individuales en España en los años ochenta. Gracias a la riqueza de información de las EPF hemos podido analizar lo ocurrido con la distribución individual de renta, teniendo en cuenta características de los individuos no disponibles en ninguna otra fuente. No obstante, la importante infraestimación de los ingresos en estas encuestas, especialmente los no salariales, constituye una importante limitación que hace que los resultados obtenidos se interpreten con las debidas precauciones. Para evitar en la medida de lo posible estos problemas, se ha realizado una cuidadosa clasificación de los individuos, de acuerdo con su relación con la actividad económica y su principal

fuente de ingresos. De esta manera, el análisis se centra en la distribución de ingresos principales de una muestra de individuos mayores de quince años, clasificados adecuadamente, y que reciben un porcentaje superior al 90 por ciento del total de ingresos monetarios. Como propuesta metodológica para analizar la contribución de los diversos grupos de individuos a la dispersión global, se ha utilizado la descomposición del índice de Theil (0) por subgrupos de población. A continuación se resumen las principales conclusiones:

1.- Para el estudio de la dispersión salarial se ha seleccionado una muestra de asalariados a tiempo completo, lo que limita las distorsiones debidas a diferencias en el número de días u horas trabajados. Los datos señalan un incremento en la desigualdad salarial en la década de los ochenta, mayor cuanto más importancia se conceda a la dispersión en la parte alta de la distribución. El aumento de la dispersión se debe principalmente a factores demográficos (aumenta la importancia relativa de los grupos con mayor dispersión como cónyuges y jóvenes), y a incrementos en la desigualdad intragrupos (principalmente entre los sustentadores). Las diferencias entre los distintos grupos se han reducido debido a la mejora en la posición relativa de los salarios más bajos. En este período, se ha producido un acercamiento entre los ingresos salariales de ambos sexos, especialmente intenso entre los individuos menores de 45 años. También se aprecia un ligero deterioro de los ingresos medios de los cónyuges, así como un incremento de los rendimientos de la experiencia, evaluados de forma indirecta a través de la edad. En cuanto al porcentaje de la desigualdad explicado por las diferencias intergrupos, en ningún caso supera un tercio de la dispersión global, siendo muy inferior en el caso de las particiones geográficas.

2.- Entre los sustentadores asalariados también se producen incrementos en la desigualdad, excepto al considerar el índice descomponible Theil (0)

que experimenta una mejoría cercana al 4 por ciento. La caída experimentada por dicho índice se debe al acercamiento de las rentas medias de los distintos grupos socioeconómicos y educativos, mientras que el importante crecimiento en la dispersión salarial de los grupos con menor nivel educativo contrarresta la mejoría producida en los niveles educativos superiores, y hace crecer el componente intragrupos de la desigualdad. Los principales factores explicativos de la dispersión son los socioeconómicos y educativos, teniendo una menor capacidad explicativa los geográficos y demográficos. A pesar de la reducción del poder explicativo de la educación, los datos parecen indicar un incremento en sus rendimientos. Durante el período considerado, se produce una importante mejora en el nivel educativo medio de los sustentadores asalariados, acompañado del crecimiento del rendimiento de los estudios superiores respecto a los secundarios; y de éstos respecto a los de bachiller elemental o equivalente. También se produce un crecimiento en los rendimientos de los estudios universitarios de grado medio, así como un deterioro de la posición relativa de los jóvenes cuyo nivel educativo es de EGB o equivalente. Asimismo, crecen los rendimientos de la experiencia potencial, deteriorándose de forma importante la situación relativa de los más jóvenes.

En el caso de la partición según el tamaño del municipio de residencia, aumentan las desigualdades internas, a la vez que se producen acercamientos entre los salarios de los distintos tamaños de municipio, debido al fuerte crecimiento de los salarios en los municipios de menor tamaño. Es interesante señalar la reducción de la población residente en municipios menores de 10.000 habitantes, grupo con los mayores niveles de desigualdad a comienzos de los años 80 y que experimenta fuertes reducciones en la dispersión. Por otra parte, aumenta considerablemente la desigualdad en los municipios de mayor tamaño. En la partición por Comunidad Autónoma, la mejora en la

desigualdad se explica, en su mayor parte, por el acercamiento de las rentas entre las distintas comunidades y, en menor grado, por la reducción de las desigualdades internas, que son las principales responsables de la dispersión salarial.

3.- La desigualdad de la distribución de ingresos principales de los individuos -los resultados son similares para los ingresos monetarios totales- ha crecido en torno al 12 por ciento, debido principalmente al incremento en la desigualdad del grupo clasificado como "Otros inactivos". Considerando únicamente a los individuos correctamente clasificados como ocupados, parados receptores de subsidio, retirados y rentistas -que representan alrededor del 90 por ciento de los perceptores de ingresos- se ha producido una reducción en la desigualdad cercana al 14 por ciento. Esta disminución se puede explicar en su mayor parte por el acercamiento en las rentas medias de los distintos grupos, destacando el importante crecimiento en los ingresos medios de los retirados. La disminución de la desigualdad intragrupos se debe a la caída en la desigualdad de las rentas por cuenta propia y las transferencias, que compensan los incrementos en la dispersión de los restantes grupos.

4.- La distribución de ingresos principales de los sustentadores presenta menor dispersión que la del total de perceptores de rentas. En este caso, se produce una mejora en la desigualdad en la década de los ochenta cercana al 13 por ciento. Los factores socioeconómicos y educativos también son los que explican un mayor porcentaje de la desigualdad global, debiéndose la reducción experimentada en la década tanto a mejoras en las desigualdades internas como al acercamiento de las rentas medias de los diversos grupos de individuos.

Por último, es interesante destacar que, para cualquier partición y año considerado, la desigualdad intragrupos es sustancialmente mayor que la des-

igualdad intergrupos. Esto es especialmente cierto para las particiones geográficas pero, incluso en las particiones según la situación socioeconómica o educativa, la desigualdad intergrupos nunca supera un tercio de la dispersión global.

Finalmente, antes de concluir este capítulo, queremos subrayar la importancia de las decisiones metodológicas en este tipo de análisis empírico. Por ello, consideramos que un estudio minucioso de los microdatos, como el realizado en este trabajo, que permita observar el grado de fiabilidad de los resultados, es ineludible en una investigación de estas características.

Dada la naturaleza de los datos empleados, el análisis presentado en este capítulo se ha basado en las características demográficas, geográficas y socioeconómicas de los individuos, ignorándose otros aspectos importantes de la determinación de ingresos individuales. Esta sería una de las posibles extensiones del trabajo. La conexión entre la distribución individual y la distribución familiar de ingresos es otro de los temas de interés que apenas se ha tratado en la literatura, y cuyo análisis se aborda en el próximo capítulo.

2.6 Apéndice: Datos y clasificación de los individuos

El objetivo principal de las EPF es la estimación de las ponderaciones para el cambio de base del sistema de IPC. Sin embargo, estas encuestas proporcionan información adicional sobre las características personales de los individuos³³, los ingresos monetarios³⁴ de hasta cuatro perceptores por hogar, así como sobre los niveles de renta y consumo de los hogares.

La EPF 80/81 desglosa los ingresos monetarios individuales en ingresos ordinarios (por cuenta ajena, cuenta propia, rentas del capital y la propiedad, transferencias regulares), ingresos extraordinarios (por transferencias ocasionales y por otros motivos) e ingresos no desglosables. La desagregación es mayor en el caso de la EPF 90/91. Esta encuesta facilita información sobre ingresos brutos y gastos deducibles por cuenta propia; desglosa los rendimientos del capital y la propiedad, (en intereses de cuentas corrientes, alquiler neto de viviendas, rentas temporales y vitalicias y otros), y las prestaciones sociales (prestación por desempleo, pensiones contributivas de jubilación, invalidez y otras pensiones contributivas, pensiones no contributivas de jubilación e invalidez, salario social, otras prestaciones sociales regulares, y prestaciones sociales extraordinarias); además de suministrar información sobre otro tipo de transferencias ocasionales.

³³Mientras que la EPF 80/81 proporciona información sobre el nivel educativo y socioeconómico únicamente en el caso de los sustentadores principales, la EPF 90/91 amplía sustancialmente la información sobre las características personales de todos los miembros del hogar.

³⁴Los ingresos en especie en las EPF se adjudican al hogar, en lugar de a los miembros del mismo responsables de ello, por tanto, sólo puede estudiarse la distribución individual de los ingresos monetarios.

2.6.1 Principales limitaciones

Las EPF presentan importantes limitaciones para el estudio de la distribución personal de ingresos que a continuación se exponen brevemente.

1) La comparación con los datos de las *Encuestas de Población Activa* (EPA) referidas al mismo período de tiempo (Cuadro 1) suministra información sobre la representatividad de las EPF. A comienzos de la década de los ochenta, el número de individuos mayores de 15 años en la EPA supera en un 1.6 por ciento al de la EPF (unas 425.000 personas). Sin embargo, esta diferencia no se reparte homogéneamente entre todas las categorías. En la EPF 80/81 están representados un mayor número de retirados anticipados (unos 230.000), estudiantes (111.000), personas dedicadas exclusivamente a las labores del hogar (cerca de 75.000), y parados que han trabajado con anterioridad (alrededor de 154.000); mientras que es menor el número de individuos del resto de categorías. Las diferencias son especialmente importantes en el caso de los ocupados, (alrededor de 900.000 individuos menos en la EPF que en la EPA). También están infrarrepresentados en alrededor de 100.000 personas los retirados mayores de 64 años, y los parados en busca de primer empleo (120.000 individuos). A principios de los años noventa, el signo de las diferencias entre la EPF y la EPA es el mismo que a comienzos de la década para todas las categorías. Sin embargo, las divergencias se reducen sustancialmente en el caso de los ocupados y parados que han trabajado con anterioridad; mientras que aumentan considerablemente en el caso de los retirados, estudiantes y personas dedicadas a las labores del hogar. En este caso, disminuye la diferencia entre el número total de individuos en ambas encuestas, al restar representados en la EPA unos 245.000 individuos más que en la EPF 90/91. Las divergencias entre ambas fuentes refuerzan la

necesidad apuntada de tomar con precaución los resultados obtenidos.

Cuadro 1

Clasificación según la relación con la actividad económica.

Individuos mayores de 15 años

	EPF80/81		EPA80/81		EPF90/91		EPA90/91	
	N.Individ.	%	N.Individ.	%	N.Individ.	%	N.Individ.	%
En otra situación*	546.996	2.1	596.000	2.2	819.013	2.7	996.000	3.2
Trabaja más de un tercio jornada normal**	9.976.755	37.8	11.081.000	41.3	11.591.482	38.3	11.992	39.3
Trabaja menos de un tercio jornada normal	774.571	2.9	376.000	1.4	318.288	1.1	611.000	2
Servicio militar. no trabaja y trabajó antes	288.585	1.1	345.000	1.3	190.834	0.6	226.000	0.7
Parado, habiendo trabajado antes	1.149.901	4.4	996.000	3.7	1.765.496	5.8	1.750.000	5.7
Busca su primer empleo	464.779	1.8	585.000	2.2	524.554	1.7	669.000	2.2
Retirado, jubilado o pensionista <65 años	977.584	3.7	747.000	2.8	1.553.386	5.1	1.322.000	4.3
Retirado, jubilado o pensionista >=65 años	2.790.218	10.6	2.898.000	10.8	4.069.609	13.5	4.344.000	14.2
Rentista	53.042	0.2			34.498	0.1		
Estudiante o escolar	1.769.505	6.7	1.658.000	6.2	2.819.583	9.3	2.361.000	7.7
Se dedica a las labores del hogar	7.631.261	28.9	7.556.000	28.2	6.551.125	21.7	6.240.000	20.5
TOTAL	26.423.198	100	26.848.000	100	30.237.867	100	30.482.000	100

Fuente: Encuesta de Población Activa y EPF. Para una comparación más precisa con las EPFs se han tomado las medias de los trimestres II, III y IV de 1980 y primer trimestre 1981, y las de los trimestres II, III y IV 1990 y primer trimestre 1991. *En la EPA incluye otro tipo de inactividad, incapacidad permanente y actividades benéficas no remuneradas. **En la EPA del 80/81 se considerado como ocupados a tiempo parcial a aquellos individuos que trabajaron menos de 30 horas en la semana de referencia debido a circunstancias personales o a la jornada del establecimiento en el que trabajaron. He utilizado este criterio para hacerlo lo más comparable posible con el criterio seguido en la EPA del 90/91 que toma como base para la clasificación a tiempo completo o parcial la propia declaración del entrevistado, si bien con los límites de que no puede considerarse trabajo a tiempo parcial el que habitualmente sobrepasa las 35 horas ni a tiempo completo el que no llega a las 30. La EPF 80/81 define a los ocupados a tiempo parcial como aquellos que trabajan menos de un tercio de la jornada normal, mientras que para la EPF 90/91 son ocupados a tiempo parcial los que trabajaron menos de 13 horas durante la semana de referencia.

2) Por otra parte, existen graves problemas de infraestimación de los ingresos en la EPF del 1990-91. La subestimación respecto a los datos de la Contabilidad Nacional alcanza, según los resultados del trabajo de Sanz (1995), el 72 por ciento, y es especialmente importante en el caso de las rentas no salariales, en especial los ingresos del capital y la propiedad, rendimientos del trabajo por cuenta propia y prestaciones de desempleo. Así, mientras que los sueldos y salarios en las EPF representan el 88.5 por ciento del mismo concepto de la Contabilidad Nacional; las pensiones contributivas de jubilación suponen alrededor del 115 por ciento de lo calculado a partir de los datos de la Seguridad Social, porcentaje que asciende hasta el 130% en el caso de las pensiones no contributivas. Las prestaciones por desempleo, a pesar de presentar pocos problemas de interpretación por parte de los hogares, representan en la EPF alrededor del 40 por ciento de las cifras de fuentes alternativas como el INEM o el SEEPROS. Como es de esperar, también existe una gran diferencia en el excedente de explotación, neto de alquileres imputados, que en la EPF es sólo el 54% de la estimación de la Contabilidad Nacional. Por tanto, podemos concluir que los perceptores de ingresos por cuenta propia, por prestaciones sociales distintas de las pensiones de jubilación, o por rentas del capital y la propiedad tienen sus datos microeconómicos seriamente infravalorados.

3) Por último, existen importantes divergencias entre los niveles de ingresos y gastos³⁵ de los hogares, hecho que no es de extrañar dada la diferente naturaleza de la estimación de estas magnitudes por parte de las EPF. En los Cuadros 2 y 3 se presentan datos que permiten conocer el nivel de divergen-

³⁵Las cifras de gasto que utilizamos son las originales de las EPF, ajustadas por el procedimiento desarrollado en Peña y Ruiz-Castillo (1998) que permite tener en consideración el fenómeno de la gran compra.

cia entre ambas magnitudes según el nivel socioeconómico del sustentador principal y según las decilas de renta en que se ha clasificado a los hogares.

Cuadro 2
Ingreso Total vs Gasto Total del hogar
según la Condición Socioeconómica del Sustentador Principal*

Condición Socioeconómica	(Ing.-Gasto)/Ing.*100	
	80/81	90/91
Jornaleros	-33	-31
Autónomos agrarios	-40	-29
Obreros, C.medios y resto p.administ.y comercial	-23	-31
Autónomos agrarios	-33	-28
Capataces, contra maestres, jefes de grupo, FF.AA	-17	-29
Clases Altas	-23	-21
Activos no clasificados	-30	-27
Trabajadores a tiempo parcial	-25	-37
Parados	-46	-47
Retirados anticipados	-32	-32
Retirados varones	-16	-11
Retiradas mujeres	-12	-7
Rentistas	-31	-64
Otros inactivos.	-62	-46

Ver Cuadro 26 de este Anexo para una descripción detallada de las categorías socioeconómicas.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Por término medio, el gasto de los hogares supera entre un 35 y un 40 por ciento a sus ingresos. Las diferencias más importantes (superiores al 40 por ciento) se dan en el caso de los hogares encabezados por "Otros inactivos", parados, autónomos agrarios (especialmente en el 80/81) y rentistas (en el

90/91). Los hogares encabezados por retirados son aquellos con menores divergencias entre los ingresos y gastos. .

Cuadro 3

Ingreso Total vs Gasto Total del hogar por decilas de
 ingresos del hogar (Theta=0.5)

Decilas	(Ing.-Gasto)/Ing.*100	
	80/81	90/91
1	-126.6	-148.4
2	-55.1	-57.7
3	-41.7	-42.9
4	-40.0	-37.8
5	-31.0	-34.3
6	-26.2	-31.8
7	-20.9	-16.3
8	-15.8	-15.0
9	-5.9	-8.0
10	8.3	-11.2
Total	-35.4	-40.3

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En el Cuadro 3 se observa que el exceso del gasto sobre el ingreso es mayor cuando más bajos son los ingresos del hogar. Este hecho puede deberse a que la sobredeclaración de los gastos o la infradeclaración de los ingresos es decreciente con la renta, o ambas cosas a la vez. El resultado de esta comparación refuerza la evidencia de subestimación de los ingresos o sobrestimación de las cifras de gasto, al resultar poco verosímil la existencia de un nivel tan alto de desahorro en los hogares españoles. Además, la estimación de la desigualdad de las distribuciones de ingreso y gasto corriente de los hogares muestra un resultado sorprendente y contrario al esperado, presentando la distribución de ingreso una menor desigualdad que la distribución de gasto³⁶.

³⁶Véase Del R o y Ruiz Castillo (1996).

2.6.2 Análisis descriptivo

El Cuadro 4 muestra la distribución de los ingresos monetarios por fuentes de renta. En este sentido, destaca el importante incremento en el porcentaje de renta procedente de transferencias.

Cuadro 4

Distribución de los ingresos monetarios por fuentes de renta

	80/81*	%	90/91*	%
Ingresos cta ajena	4.3	65	12.3	59.2
Ingresos cta propia	1.06	16	2.95	14.3
Rentas capital y propiedad	0.112	1.7	0.277	1.3
Transfer.públicas y privadas	1.14	17.3	5.24	25.2
Total	6.63	100	20.7	100

*Billones de pesetas

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los datos referentes al número de perceptores e ingresos medios por fuentes de renta se presentan en el Cuadro 5. El número total de perceptores de ingresos monetarios ha crecido en torno al 34 por ciento, incremento notablemente superior al del número de individuos mayores de 15 años (alrededor del 14 por ciento).

Cuadro 5

Perceptores de ingresos monetarios e ingresos medios por fuentes de renta

Tipo de ingreso	80/81	Ing.Med.	90/91	Ing.Med	% Var
	Nº.Ind.	(ptas)	Nº.Ind.	(ptas)	Nº.Ind
Ingresos cta ajena	8.712.155	495.231	10.586.679	1.159.992	21.5
Ingresos netos cta propia	2.600.486	408.484	2.526.747	1.169.929	-2.8
Rentas del capital y la propiedad	543.739	205.226	3.223.854	136.628	492
Ing.Tr.regulares* Pr.sociales **	4.869.596	226.784	7.920.444	605.716	62.6
Ing. Tr.ocas.*, Tr.reg. y ocas.**	155.136	143.700	1.157.275	379.355	
Ing. extraord. por otros motivos	125.658	136.808			
Ingresos no desglosables	5.804	92.085			
Recep.algún tipo de ing.monetario	15.594.054		20.940.149		34.4
Total ingresos monetarios		425.338		991.279	

* EPF 80/81, ** EPF 90/91

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Durante la década de los ochenta se produjo un crecimiento considerable de la prestación social media y del número de perceptores de transferencias³⁷. Asimismo, se incrementó notablemente (multiplicándose por seis) el número de perceptores de rentas del capital y la propiedad, crecimiento que estuvo acompañado de una notable caída en las rentas medias procedentes de dicha fuente. Este hecho pone de manifiesto la posible existencia de diferencias metodológicas, que añaden dificultades a la comparación de este tipo de in-

³⁷La menor desagregación de las fuentes de ingresos en la EPF 80/81 nos lleva a asimilar, a efectos comparativos, los "ingresos ordinarios por transferencias regulares" de dicha encuesta (que engloban transferencias públicas y privadas) a las prestaciones sociales (regulares y extraordinarias) de la EPF 90/91. Las prestaciones sociales suponen el 91.6% del total de transferencias de la EPF 90/91 mientras que los "ingresos ordinarios por transferencias regulares" alcanzan el 96.5% de las transferencias del 80/81. Esta divergencia puede ser un indicador de la magnitud del error cometido.

gresos entre las dos encuestas³⁸. En el período considerado creció el número de perceptores de rentas salariales y la cuantía media de sus ingresos. Asimismo, disminuyó ligeramente el número de perceptores de ingresos por cuenta propia, y aumentó considerablemente la cuantía media de dichas rentas.

³⁸ Véase el Apéndice del capítulo 3 para una discusión más detallada.

Cuadro 6

EPF 90/91* individuos con ingresos monetarios negativos

Tipo de ingreso	Nº.indiv.	Ing.Medio (ptas)
Ing.netos cuenta propia	8.255	-208.795
Ocupados	82	
Parados	4.5	
Pensionistas	4.8	
Labores del hogar	8.6	
Rentas del capital y la propiedad	1.756.955	-93.116
Ocupados	78.8	
Parados	4.6	
Pensionistas	8.6	
Estudiantes	0.1	
Labores del hogar	7.5	
Otros	0.4	
Total ingresos monetarios	140.623	-65.700
Ocupados	5.3	
Parados	3.9	
Estudiantes	1	
Labores del hogar	89.4	
En otra situación	0.4	

*En la EPF 80/81 no aparecen individuos con ingresos negativos

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Como información complementaria, el Cuadro 6 muestra a los individuos con ingresos monetarios negativos en relación con la actividad económica. En la EPF 80/81 no aparece ningún individuo con ingresos negativos, mientras que en la EPF 90/91 hay 140.000 individuos con ingresos monetarios totales negativos, de los cuales cerca del 90 por ciento son personas dedicadas exclusivamente a las labores del hogar. Destaca el importante número de individuos con rentas del capital negativas, 1.756.955 individuos, pese al

importante incremento en el número de perceptores de estas rentas a lo largo de la década de los ochenta. También aparecen unos 8.000 individuos con ingresos netos por cuenta propia negativos, cuyos gastos deducibles superan a los ingresos brutos por cuenta propia.

Cuadro 7

Individuos menores de 16 años según su principal fuente de ingresos

Principal fuente de ingresos	80/81	%	90/91	%
No percibe ingresos o ingresos negativos	10.574.502	99.2	7.974.537	96.6
Cta ajena	38.415	0.4	14.880	0.2
Cta propia	4.356	0	2.259	0
Rentas capital y propiedad	-	-	17.785	0.2
Transfer. regulares/Prest.sociales (90)	34.163	0.3	54.051	0.7
Otros ingresos	6.044	0.1	192.625	2.3
TOTAL	10.657.481	100	8.256.138	100

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En lo que se refiere a la población menor de 16 años, los datos del Cuadro 7 señalan la disminución que se ha producido en la década de los ochenta (un porcentaje cercano al 20 por ciento), mientras que se ha triplicado el número de menores que reciben algún tipo de ingreso.

Cuadro 8

Imputaciones por cuenta ajena y cuenta propia

	EPF 80/81*	%	EPF 90/91*	%
Imputaciones Cuenta Ajena	0.04	4	0.103	2.4
Imputaciones Cuenta Propia	1.02	96	4.23	97.6
Imputaciones totales	1.06	100	4.33	100

Imputaciones por cuenta ajena: salario en especie (en la EPF 80/81 incluye únicamente alimentos), comidas y cenas subvencionadas en el lugar de trabajo o en establecimientos propiedad de algún miembro del hogar; alquiler imputado a las viviendas cedidas por razón de trabajo. Imputaciones por cuenta propia: autoconsumo, autosuministro (En la EPF 80/81 incluye únicamente alimentos), alquiler imputado a las viviendas principal o secundaria en régimen de tenencia distinto del arrendamiento o cesión por razón de trabajo; y otros ingresos en especie.

* Billones de pesetas

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En el Cuadro 8 se presentan las imputaciones realizadas por el INE, tanto por cuenta ajena como por cuenta propia. Entre las imputaciones por cuenta propia el mayor peso lo tienen los alquileres imputados. El criterio seguido por el INE en ese caso es el alquiler que el ocupante de la vivienda piensa que ésta tendría en el mercado. A pesar de que en este trabajo nos ocupamos únicamente de los ingresos monetarios, es de destacar la importancia cuantitativa de los ingresos no monetarios, cuyo importe total es similar al de los ingresos por cuenta propia en el caso de la encuesta del 80/81, e incluso superior al total de dichos ingresos en la EPF 90/91.

2.6.3 Selección de la muestra utilizada

A la hora de realizar comparaciones de desigualdad, resulta necesario conocer cómo los resultados del análisis se ven afectados por problemas relacionados con la calidad de los microdatos utilizados. Los problemas de contaminación pueden atribuirse a diversos factores, entre los que se pueden citar los errores de codificación o transcripción, así como aquellos relacionados con la fiabilidad de la información disponible. Asimismo, como en todos los países, es de esperar que la distribución de los ingresos individuales esté afectada por observaciones anómalas, es decir, valores muy altos o muy pequeños.

En el caso de los ingresos monetarios, ya se han documentado las principales limitaciones que, a efectos de fiabilidad, implica su utilización. Para una comparación temporal, como la realizada en este trabajo, la manera en que estas fuentes de error afectan a los resultados depende tanto de la naturaleza de los problemas como de su evolución en el tiempo. En lo que se refiere al impacto de observaciones anómalas, existen algunos estudios que abordan estos problemas con el objetivo de conocer la robustez de los resultados en presencia de contaminación de los datos. En nuestro caso, seguiremos el enfoque sugerido por Cowell *et al.* (1999), que examina la robustez ante posibles observaciones anómalas en una o ambas colas de la distribución de ingresos; así como el análisis de diversos índices de desigualdad de la familia de entropía generalizada, con muy buenas propiedades normativas y sensibilidad a la desigualdad en distintos tramos de la distribución. Siguiendo estas aproximaciones, estudiaremos tanto la fiabilidad relativa como el interés, a efectos del análisis de la desigualdad, de las distintas distribuciones de ingresos para las que contamos con información³⁹.

³⁹Al trabajar con índices de desigualdad relativos, que excepto en el caso del índice de Theil (2), no están definidos para valores menores o iguales que cero, se plantea la

En el caso español, los ingresos totales de cada individuo son la suma de sus ingresos ordinarios y extraordinarios. A su vez, los ingresos ordinarios se subdividen en ingresos que denominaremos principales, (aquellos se obtienen en función de la relación que el individuo mantiene con la actividad económica y constituyen su máxima fuente de renta); y el resto de ingresos. En el Cuadro 9 se presenta la proporción que los distintos tipos de ingresos representan sobre el total.

cuestión de como tratar dichos valores. Dado que el análisis de desigualdad realizado en este trabajo se basa en el índice (Theil 0), se ha optado por estudiar únicamente la distribución personal de ingresos positivos. En el Cuadro 6 de este Apéndice se presenta más información sobre los perceptores de ingresos negativos.

Cuadro 9

Diversas distribuciones de ingresos monetarios:

Porcentaje sobre el total de ingresos

	EPF 80/81		EPF 90/91	
	Mill.ptas	%	Mill.ptas	%
Ing.ordinarios (1)	6.592.727	99.4	20.406.644	98.4
Ing. principales ordinarios (2)	6.448.175	97.8	19.784.100	96.9
Resto de ing. ordinarios (3)	144.552	2.2	622.544	3.1
Ing. extraordinarios (4)	40.019	0.6	341.605	1.6
Ing. principales extraordinarios (5)	21.785	54.4	202.832	59.4
Resto de ing. extraordinarios (6)	18.234	45.6	138.773	40.6
Ingresos principales (2+5)	6.469.960	97.5	19.986.932	96.3
Ingresos no principales (3+6)	162.786	2.7	761.318	3.7
Total ingresos monetarios (1+4)	6.632.746	100.0	20.748.249	100

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los datos muestran que alrededor del 99 por ciento del total de ingresos son ordinarios, y dentro de éstos, únicamente un porcentaje entre el 2 y el 3 por ciento son ingresos ordinarios no principales. Si nos fijamos en la distinción entre ingresos principales y no principales, tan sólo un 3 por ciento del total de rentas monetarias de los individuos proviene de fuentes distintas de su principal medio de vida.

En el Cuadro 10 se muestran los resultados de desigualdad para la distribución individual del total de ingresos monetarios, de los ingresos ordinarios y de los principales. En cada caso se estudia el efecto de eliminar el 1 por ciento de los datos en los extremos inferior, superior y en ambos extremos de las diversas distribuciones de ingresos monetarios de los individuos mayores de 15 años. Se incluye el impacto sobre los índices de entropía generalizada, identificados por el parámetro -1 (un índice muy sensible a la desigualdad en

el tramo inferior de la distribución), 0 (la desviación logarítmica media), y 2 (una transformación ordinal del coeficiente de variación que es muy sensible a lo que ocurre en el tramo superior de la distribución).

Cuadro 10. Robustez de la desigualdad de distintas distribuciones individuales de ingresos ante la eliminación de datos anómalos y cambios en el índice de desigualdad utilizado

	Theil (-1)			Theil (0)			Theil (2)		
	80/81	90/91	% Var	80/81	90/91	% Var	80/81	90/91	% Var
Ingres. monetarios	0.639	11.675	1727.0	0.302	0.354	17.2	0.467	0.496	6.2
Exc. 1% inferior	0.427	0.741	73.6	0.279	0.305	9.6	0.458	0.486	6.1
Exc. 1% superior	0.590	11.165	1793.7	0.269	0.322	19.7	0.237	0.230	-2.7
Exc. 1% inf. y sup.	0.387	0.689	78.1	0.245	0.273	11.2	0.230	0.223	-3.0
Exc. obs. anóm.*	0.603	1.746	189.6	0.301	0.334	11.0	0.467	0.493	5.6
Ingres. ordinarios	0.629	11.927	1794.7	0.300	0.344	14.9	0.460	0.408	-11.2
Exc. 1% inferior	0.422	0.710	68.2	0.276	0.295	6.9	0.451	0.399	-11.4
Exc. 1% superior	0.581	11.476	1874.9	0.267	0.317	18.8	0.234	0.224	-4.4
Exc. 1% inf. y sup.	0.382	0.665	73.9	0.243	0.268	10.0	0.227	0.217	-4.7
Exc. obs. anóm.*	0.595	1.675	181.3	0.298	0.324	8.6	0.459	0.405	-11.7
Ingres. principales	0.633	11.264	1679.0	0.301	0.354	17.7	0.453	0.474	4.5
Exc. 1% inferior	0.426	0.732	71.7	0.278	0.306	10.2	0.444	0.464	4.4
Exc. 1% superior	0.587	10.802	1741.0	0.270	0.324	20.1	0.236	0.230	-2.4
Exc. 1% inf. y sup.	0.388	0.683	75.8	0.246	0.275	11.8	0.229	0.223	-2.7
Exc. obs. anóm.*	0.598	1.702	184.6	0.299	0.334	11.7	0.453	0.471	4.0
Ingres. principales**	0.481	1.333	177.2	0.262	0.225	-14.2	0.295	0.333	13.1
Exc. 1% inferior	0.344	0.267	-22.3	0.242	0.206	-14.8	0.288	0.326	13.3
Exc. 1% superior	0.449	1.274	183.9	0.239	0.201	-15.9	0.214	0.184	-14.3
Exc. 1% inf. y sup.	0.316	0.242	-23.5	0.219	0.182	-16.8	0.208	0.177	-14.6
Exc. obs. anóm.*	0.470	0.363	-22.8	0.262	0.225	-14.1	0.295	0.333	12.9

* EPF 80/81: se excluyeron los ingresos menores de 3.000 ptas. EPF 90/91: se excluyeron los ingresos menores de 1.000 ptas.

** Perceptores seleccionados: asalariados y trabajadores por cuenta propia, parados con subsidio, retirados, retirados anticipados y rentistas (según la clasificación aplicada en este trabajo).

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPP

Al examinar las diversas distribuciones de ingresos de la EPF de 1990-91, se observa que la eliminación del 1 por ciento inferior de los datos causa un enorme efecto en el índice de desigualdad Theil (-1), mientras que el impacto de eliminar el 1 por ciento de los individuos con mayores ingresos sobre el índice Theil (2), es considerablemente menor. Asimismo, el efecto de eliminar el 1 por ciento inferior de la distribución es muy superior en la EPF 1990-91 que en la EPF 1980-81.

Por otra parte, la eliminación de los ingresos extraordinarios, que según el Cuadro 9 suponen alrededor del 1 por ciento del total de ingresos monetarios, o de los ingresos que hemos denominado "no principales" (entre el 2.5 y el 3.7 del total de ingresos monetarios); no tiene consecuencias demasiado importantes para la desigualdad medida por los índices Theil (1) y Theil (0). Sin embargo, si el indicador utilizado es el Theil (2), el signo de la evolución temporal de la desigualdad a lo largo de los años ochenta depende de la distribución de ingreso considerada, de manera que aumenta la desigualdad de las distribuciones de ingresos principales y totales, y disminuye la dispersión de los ingresos ordinarios de los individuos.

Sólo cuando consideramos la distribución de ingresos principales de una selección de perceptores cuyas circunstancias nos ofrecen mayor confianza, (asalariados y trabajadores por cuenta propia cuyas principal fuente de renta es el trabajo, parados que viven del subsidio de desempleo, retirados que viven de una pensión de jubilación o invalidez y el pequeño subgrupo de rentistas, inactivos cuyo ingresos principales provienen de las rentas del capital o la propiedad), observamos que la desigualdad estimada a través del índice Theil (-1), el indicador más afectado por las observaciones del extremo inferior, desciende en un 88.6 por ciento (un 25 por ciento para la EPF 80/81) respecto a la desigualdad de la distribución de ingresos totales. Aún así, la eliminación

del 1 por ciento de los datos del tramo inferior genera una reducción de la desigualdad, medida a través de este índice, del 80 por ciento (28 por ciento en el caso de la EPF 90/91), lo cual indica que algunos datos menores continúan jugando un papel excesivo.

La conclusión de este análisis, es que determinadas observaciones de ingresos anuales inferiores a 10.000 pesetas anuales en la EPF 90-91 y menores de 24.000 pesetas según la EPF 1980-81, unas cifras realmente pequeñas, respecto a la media de ingresos totales, causan un efecto excesivo sobre la desigualdad estimada a través del índice Theil (-1). Los resultados muestran que dichas observaciones se encuentran entre los ingresos ordinarios principales de los individuos, y por tanto no se puede decir que sean los los ingresos extraordinarios o los "no principales" los que causen estas alteraciones.

Adicionalmente al estudio de las distribuciones truncadas, se han detectado algunos valores extremos en los ingresos de los individuos. Así, en la EPF 90/91 hay 113 observaciones con ingresos monetarios anuales menores de 1.000 ptas, mientras que en la EPF 80/81 aparecen 17 observaciones con ingresos menores de 3.000 ptas⁴⁰. Dado que dichas observaciones son las principales causantes de las distorsiones que surgen en el análisis estadístico y, conscientes de la dificultad de la decisión, se ha optado por la alternativa más prudente de prescindir de dichas observaciones en lugar de excluir del análisis el 1 por ciento inferior de la distribución. En cuanto al tramo supe-

⁴⁰En la EPF 80/81 hay 17 observaciones con ingresos monetarios menores de 3.000 ptas (representativas de 5.547 individuos). De las 17 observaciones una corresponde a un asalariado a tiempo completo, 5 a asalariados a tiempo parcial, 7 a otros inactivos y 4 a individuos sin clasificar. En la EPF 90/91 aparecen 113 observaciones con ingresos monetarios menores de 1.000 ptas (representativas de 63.387 individuos). De las 113 observaciones una corresponde a un asalariado, otra a un retirado, 102 a otros inactivos y 9 a individuos sin clasificar.

rior, la cota inferior del conjunto del 1 por ciento de los mayores ingresos es de 1.700.000 pesetas en la EPF 80/81 y 3.823.454 pesetas en la EPF 90/91. A pesar de la indudable influencia de estas observaciones en los índices Theil (0) y Theil (2), se ha decidido no eliminar ninguna observación de este tipo, respetando por tanto la totalidad de los datos básicos del tramo superior de la distribución. Dicha muestra será la utilizada a lo largo de todo el capítulo.

2.6.4 Desigualdad

En cuanto a la desigualdad de las distribuciones de las diversas fuentes de ingresos, el Cuadro 11 presenta diversos índices de Theil⁴¹ para las dos encuestas.

⁴¹Los índices se han calculado eliminando las observaciones correspondientes a individuos con ingresos monetarios anuales inferiores a 3.000 ptas en la EPF 80/81 y menores de 1.000 ptas en la EPF 90/91.

Cuadro 11

Índices de desigualdad para diversas fuentes de ingresos*

Tipo de ingreso	T(-1)	T(0)	T(1)	T(2)
Ingresos cta ajena 80/81	0.591	0.251	0.202	0.229
Ingresos cta ajena 90/91	0.592	0.255	0.212	0.324
Variación porcentual 80/81 a 90/91	0.13	1.37	5.07	41.2
Ingresos netos cta propia 80/81	1.015	0.433	0.373	0.528
Ingresos netos cta propia 90/91	0.745	0.318	0.269	0.350
Variación porcentual 80/81 a 90/91	-26.5	-26.5	-27.9	-33.7
Rentas del capital y la propiedad 80/81	4.505	1.334	1.713	13.206
Rentas del capital y la propiedad 90/91	5.078	1.121	1.138	4.988
Variación porcentual 80/81 a 90/91	12.7	-16	-33	-62
Ing.ordinarios por transf.regulares80/81	0.366	0.193	0.180	0.240
Ing.por Prestaciones sociales 90/91	0.446	0.211	0.203	0.313
Variación porcentual 80/81 a 90/91	21.8	8.9	12.6	30.7
Ing. extraord. por transf. ocasionales 80/81	1.517	0.791	1.038	5.881
Ing. extraord. por otros motivos 80/81	2.678	1.020	1.021	2.515
Ingresos no desglosables 80/81	0.991	0.599	0.521	0.622
Transferencias regulares y ocasionales 90/91	4.485	1.116	1.287	9.222
Total Ingresos monetarios 80/81	0.603	0.301	0.279	0.467
Total Ingresos monetarios 90/91	1.747	0.334	0.280	0.493
Variación porcentual 80/81 a 90/91	189.6	11.17	0.205	5.6

*Ingresos superiores a 3000 ptas en la EPF 80/81 y mayores de 1000 ptas en la EPF 90/91

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Las rentas del capital y la propiedad, junto a las transferencias ocasionales e ingresos extraordinarios; y los ingresos por cuenta propia, son los ingresos que presentan mayor desigualdad. Las transferencias regulares en la EPF80/81 (que a efectos comparativos asimilaremos a prestaciones sociales) y las prestaciones sociales son las rentas más igualitariamente distribuidas.

En cuanto a la evolución de la desigualdad para las distintas fuentes de renta, se observa un aumento en la desigualdad del total de ingresos monetarios, especialmente intenso cuando se concede mucha importancia a las diferencias en la parte baja de la distribución. También ha aumentado la dispersión salarial y las diferencias entre las prestaciones sociales. Por otra parte, ha caído la desigualdad de los ingresos por cuenta propia y de las rentas del capital y la propiedad (excepto en el caso de valores bajos del parámetro). Hay que tener en cuenta que los resultados expuestos se refieren a las distribuciones globales de cada tipo de ingreso. Así, cuando analizamos la distribución de ingresos por cuenta ajena, se incluyen tanto los ingresos de los asalariados a tiempo completo como los de otros individuos, por ejemplo estudiantes que ocasionalmente perciben este tipo de ingresos, o parados que trabajaron durante algún período a lo largo del año. Por tanto, no se pueden asimilar estos resultados a los de la distribución salarial propiamente dicha. Algo similar ocurre con las otras fuentes de renta, sin olvidar la limitación que supone la no disponibilidad de datos sobre ingresos brutos.

2.6.5 Clasificación de los individuos

Para avanzar en el estudio de la distribución individual de ingresos, nuestro objetivo es clasificar a los individuos de una manera coherente y precisa, que combine la información sobre su relación con la actividad económica y su principal fuente de ingresos, y nos permita estimaciones más adecuadas. Dado que los índices de desigualdad relativos no están definidos para ingresos negativos o nulos⁴², nos centraremos en los individuos mayores de 15 años perceptores que perciben ingresos monetarios positivos. En el Cuadro 12 se muestra la clasificación de dichos individuos de acuerdo con su relación con la actividad económica, tal y como aparece en las EPF. Durante la década de los ochenta, destaca la importante caída en el peso relativo de los ocupados, producida a costa del incremento en el porcentaje de retirados, parados, estudiantes, e individuos en otras situaciones.

⁴²Excepto el Índice de Theil con valor del parámetro $c=2$, $I_2(x)$, que es una transformación del Coeficiente de Variación: $(I_2(x) = \frac{1}{2}CV^2)$.

Cuadro 12

Clasificación según la relación con la actividad económica
Individuos mayores de 15 años con ingresos positivos

	80/81		90/91	
	N.Ind.	%	N.Ind.	%
En otra situación	136.370	0.9	506.322	2.5
Trabaja más de un tercio jorn.normal	9.477.247	61.1	11.442.122	55.5
Trabaja menos de un tercio jorn.normal	687.547	4.4	302.240	1.5
Serv.militar, no trabaja y trabajó antes	59.078	0.4	33.735	0.2
Parado, habiendo trabajado antes	829.153	5.3	1.456.451	7.1
Busca su primer empleo	10.061	0.1	32.320	0.2
Retirado, jubilado,pension. < 65 años	956.974	6.2	1.536.930	7.5
Retirado, jubilado,pension. >= 65 años	2.671.828	17.2	4.061.413	19.7
Rentista	50.844	0.3	34.498	0.2
Estudiante o escolar	127.950	0.8	396.128	1.9
Se dedica a las labores del hogar	498.473	3.2	798.934	3.9
TOTAL	15.505.528	100	20.601.092	100

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Una vez clasificados los individuos en relación a la actividad económica, hemos combinado esta información con la suministrada por otras variables (principal fuente de ingresos, situación profesional, condición socioeconómica y rama del establecimiento donde trabajan), en un intento de depurar los microdatos de las EPF. En este sentido, se han detectado casos de individuos que presentan información que en principio podría parecer contradictoria. Es el caso de los que se declaran empleadores o autónomos y cuyos ingresos principales son salariales; los que se denominan asalariados con ingresos por cuenta propia mayoritarios; o aquellos que se autodenominan retirados pero sus ingresos por cuenta ajena son superiores a los recibidos en concepto de prestaciones sociales. Estas aparentes contradicciones podrían deberse tanto

a situaciones anómalas, como a la propia metodología de la encuesta, que refiere la situación de los individuos en relación con la actividad económica a la semana natural anterior a la semana muestral, mientras que toma como período de referencia para los ingresos los últimos doce meses naturales anteriores a la semana muestral. Por tanto, las EPF no permiten conocer la actividad de los individuos durante la totalidad del período al que se refieren sus ingresos. Así, entre los ocupados en la semana de referencia podríamos encontrarnos tanto con aquellos que trabajaron durante todo el año, como con los estuvieron parados la mayoría del período y comenzaron a trabajar en dicha semana. Para evitar, en la medida de lo posible, la desigualdad que podría surgir debido a los problemas mencionados anteriormente; hemos considerado conveniente clasificar a los individuos en grupos homogéneos. De esta forma, identificaremos a aquellos individuos cuya relación con la actividad económica en la semana de referencia se corresponda con su principal fuente de renta. Por citar un ejemplo, consideraremos retirados a aquellos individuos que, además de autodefinirse como retirados, jubilados o pensionistas, tienen las pensiones como principal fuente de renta. Esto nos asegura que no estamos incluyendo en este grupo ni las situaciones anómalas, ni aquellas otras que, sin ser anómalas, incorporarían a individuos retirados cuyos ingresos mayoritarios provinieran de otras fuentes.

El Cuadro 13 presenta la clasificación para las dos encuestas, que agrupa a los individuos mayores de 15 años perceptores de ingresos positivos en 9 categorías. Esta clasificación, que hemos utilizado a lo largo del trabajo, permite dividir a la población en grupos homogéneos y analizar como cada uno de dichos grupos contribuye a la desigualdad global y a su evolución. A continuación se define cada una de las categorías:

1.- Asalariados (a tiempo completo) : en la EPF 80/81 clasificamos como asalariados a tiempo completo a aquellos individuos que declaran trabajar más de un tercio de la jornada normal y su principal fuente de ingresos es por cuenta ajena. Al proporcionar la encuesta información sobre la situación profesional tan sólo para los sustentadores principales, únicamente en ese caso se añade el requisito de que se declaren asalariados.

En la EPF 90/91 se incluyen en este grupo los individuos que trabajaron 13 o más horas durante la semana de referencia, se autodenominan asalariados o miembros de cooperativas, y cuyos ingresos principales son por cuenta ajena.

2.- Empleadores y autónomos (a tiempo completo) : en la EPF 80/81 incluimos en esta categoría a aquellos individuos que declaran trabajar más de un tercio de la jornada normal y tienen ingresos mayoritarios por cuenta propia. En el caso de los sustentadores principales añadimos el requisito de que se declaren patronos, empresarios o profesionales (con o sin asalariados), o trabajadores por cuenta propia.

En la EPF 90/91 se incluyen entre los empleadores y autónomos a los individuos que trabajaron 13 o más horas durante la semana de referencia, se autodenominan empleadores, empresarios sin asalariados o trabajadores independientes, y sus ingresos mayoritarios son por cuenta propia.

3.- Trabajadores a tiempo parcial: aquellos individuos que trabajan menos de un tercio de la jornada normal (13 o menos horas durante la semana de referencia en la EPF 90/91), y cuyos principales ingresos son por cuenta ajena o por cuenta propia.

4.- Parados con subsidio: individuos que en la EPF 80/81 se declaran parados habiendo trabajado con anterioridad; y con transferencias regulares como principal fuente de ingresos. La falta de desagregación de las transfe-

rencias regulares nos lleva a la necesidad de hacer el supuesto de que el total de dichas transferencias son públicas.

La definición es más precisa en la EPF 90/91. En ese caso clasificamos como parados con subsidio a aquellos individuos que se autodenominan parados, perciben prestaciones por desempleo, y su principal fuente de ingresos son las prestaciones sociales.

5.- Retirados anticipados: son individuos menores de 65 años que en la EPF 80/81 se autodenominan retirados, jubilados o pensionistas; con transferencias regulares como principal fuente de ingresos. En este caso asimilamos las transferencias regulares a las pensiones.

En la EPF 90/91 son aquellos individuos menores de 65 años que se declaran inactivos, beneficiarios de pensiones de jubilación, invalidez u otro tipo de pensiones; con prestaciones sociales como principal fuente de ingresos.

6.- Retirados: la definición es la misma que en el caso de los retirados anticipados, excepto que ahora son individuos de 65 y más años.

7.- Rentistas: aquellos individuos que se declaran rentistas y su principal fuente de ingresos son los rendimientos del capital y la propiedad.

8.- Otros inactivos: estudiantes, escolares e individuos dedicados exclusivamente a las labores del hogar u otro tipo de inactividad, con algún ingreso monetario.

9.- Sin clasificar: Resto de individuos mayores de 15 años con ingresos monetarios positivos⁴³.

⁴³En la EPF 90/91 se ha optado por incluir en este grupo a los individuos que declaran trabajar como ayuda familiar en establecimientos de miembros del hogar al que pertenecen.

Cuadro 13
Clasificación de los individuos mayores de 15 años
con ingresos monetarios positivos*

	80/81		90/91		Variación
	N.individ.	%	N.individ.	%	%
Asalariados	7.926.364	47.1	8.939.258	43.4	-7.85
Empleadores y autónomos	1.908.403	12.3	1.923.433	9.3	-24.4
Tiempo parcial	649.748	4.2	275.640	1.3	-69
Parados con subsidio	424.276	2.7	641.385	3.1	14.8
Retirados anticipados	910.396	5.9	1.485.189	7.2	22
Retirados	2.593.181	16.7	3.998.437	19.4	16.2
Rentistas	34.990	0.2	28.473	0.1	-50
Otros inactivos	762.794	4.9	1.701.384	8.3	69.4
Sin clasificar	925.376	6.0	1.607.891	7.8	30
TOTAL	15.505.528	100	20.601.092	100	

* Ingresos monetarios mayores de 3000 ptas en la EPF 80/81 y mayores de 1000 ptas en la encuesta 90/91.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Como se observa en el Cuadro 13, el número de individuos con ingresos monetarios positivos representado en la EPF 90/91 supera en algo más de cinco millones al de la EPF 80/81. También se ha producido un incremento considerable en el porcentaje de individuos mayores de 15 años con algún tipo de ingreso (59 por ciento en la EPF 80/81 y 68 por ciento en la EPF 90/91). Ha crecido el número de individuos de todas las categorías, a excepción de los ocupados a tiempo parcial y los rentistas. El crecimiento ha sido especialmente intenso en el caso de los retirados (hay casi 1.400.000 retirados más a comienzos de la década de los noventa que a finales de los ochenta), los "otros inactivos", individuos sin clasificar y retirados anticipados. En cuanto

a la composición porcentual, se producen caídas en el porcentaje de ocupados (64 por ciento en la EPF 80/81 y 54 por ciento en la EPF 90/91) y rentistas; mientras que crece el peso relativo de los inactivos (retirados anticipados, retirados, rentistas y otros inactivos), los individuos sin clasificar y en menor medida, los parados.

El Cuadro 14 muestra los datos del número de activos e inactivos de la EPA, agrupados en categorías similares a nuestra clasificación.

Cuadro 14
Encuesta de Población Activa 1980/81 Y 1990/91

(Miles de individuos)	1980/81	1990/91
TOTAL ACTIVOS	13.039	15.022
TOTAL OCUPADOS	11.457	12.603
Asalariados	7.948	9.325
<i>Asalariados tiempo completo</i>	<i>7.160</i>	<i>8.506</i>
<i>Asalariados tiempo parcial*</i>	<i>0.787</i>	<i>0.818</i>
<i>Sector Público</i>	<i>1.547</i>	<i>2.108</i>
<i>Sector Privado</i>	<i>6.400</i>	<i>7.217</i>
Ayuda familiar	0.947	0.667
Cooperativistas	-	0.097
Trabajadores por Cuenta propia	2.520	2.481
<i>Cta Propia tiempo completo</i>	<i>2.360</i>	<i>2.315</i>
<i>Cta propia tiempo parcial*</i>	<i>0.160</i>	<i>0.166</i>
Empleadores	399	487
<i>Autónomos</i>	<i>2.121</i>	<i>1.994</i>
Otras situac.profesionales	0.044	0.033
TOTAL PARADOS	1.581	2.419
Buscan primer empleo	0.585	0.669
Han trabajado con anterioridad	0.996	1.750
TOTAL INACTIVOS	13.464	15.235
Estudiantes	1.658	2.361
Labores del hogar	7.566	6.240
Jubilados o retirados	3.645	3.918
<i>Menores de 65 años</i>	<i>0.747</i>	<i>0.739</i>
<i>Mayores de 64 años</i>	<i>2.898</i>	<i>3.178</i>
Pensión distinta a jubilación	-	1.748
<i>Menores de 65 años</i>	<i>-</i>	<i>0.583</i>
<i>Mayores de 65 años</i>	<i>-</i>	<i>1.166</i>
Incapacidad permanente	0.455	0.609
Act.beneficas no remuneradas	-	0.001
Otro tipo de inactividad	0.141	0.357
POBLACION CONTADA APARTE	0.345	0.226
POBLACION DE 16 Y MÁS AÑOS	26.848	30.483

* Individuos que durante la semana de referencia trabajaron menos de veinte horas efectivas semanales en su actividad principal.

La comparación de este cuadro con el Cuadro 13 indica que nuestra muestra representa un número mayor de asalariados a tiempo completo que la EPA (unos 766.036 individuos más en la EPF 80/81 y 433.040 en la EPF 90/91). Las divergencias pueden deberse tanto a nuestro criterio de clasificación como a que en la EPA hemos considerado asalariados a tiempo completo a aquellos que durante la semana de referencia trabajaron más de 20 horas en su actividad principal, mientras que el criterio de las EPF considera como trabajadores a tiempo completo a aquellos que trabajan menos de un tercio de la jornada normal (EPF 80/81), o menos de trece horas (EPF 90/91). Ocurre lo contrario en el caso de los trabajadores por cuenta propia a tiempo completo. Según nuestra clasificación habría 1.908.403 individuos de este tipo en la EPF 80/81, mientras que la cifra de la EPA asciende a 2.360.000 trabajadores. Para la EPF 90/91 la cifra es de 1.923.433 individuos y para la EPA del mismo período 2.315.000 individuos. En el caso de los retirados, nuestra muestra para el período 80/81 recoge unos 3.503.000 individuos que se declaran retirados y viven de sus pensiones (alrededor de 6.275.000 individuos en el 90/91). Las cifras de retirados de la EPA superan estas magnitudes en unos 142.000 individuos en el primer período, y alrededor de 792.000 en el segundo.

Como información adicional, en los Cuadros 15 y 16 se puede apreciar la combinación de la "relación con la actividad económica" en la semana de referencia (según aparece definida en las EPF), con nuestra clasificación. Así, se observa que únicamente entre el 3 por ciento (EPF 80/81) y el 5 por ciento (EPF 90/91) de los individuos que declaran haber trabajado durante la semana de referencia aparecen entre los que denominamos "sin clasificar". El porcentaje de individuos parados "sin clasificar" es mayor (alrededor del 50 por ciento) debido a que entre ellos se encuentran los individuos que buscan

su primer empleo, así como todos aquellos cuya principal fuente de ingresos no son las prestaciones sociales. En el caso de los retirados, un porcentaje superior al 95 por ciento de los que se autoclasifican como retirados, jubilados o pensionistas aparece correctamente clasificado en nuestra partición. El porcentaje de individuos "sin clasificar" entre los rentistas es considerablemente superior, a pesar de que desciende a lo largo de la década (31 por ciento en la EPF 80/81 y 17 por ciento en la EPF 90/91).

Cuadro 15
EPF 80/81
Individuos según relación con la actividad
económica (ingresos >3000 ptas)

Relación con la actividad económica	CLASIFICACION	Núm.Indiv	Porcentaje
En otra situación	Otros inactivos	136.370	0,9
Trabaja t/completo		9.477.244	61,1
	Sin clasificar	272.480	2,9
	Asalar. Agric. SP	433.305	4,6
	Asalar. Industria y ss. SP	4.504.524	47,5
	Asalar. Cónyuges y otros	2.358.535	24,9
	Empres. Agrarios SP	554.848	5,9
	Empleador Industria y ss. SP	235.676	2,5
	Autónomo Agrario SP	669.581	7,1
	Trab. C.Propia Cónyuges y otros	448.295	4,7
Trabaja t/parcial		687.546	4,4
	Sin clasificar	37.799	5,5
	Trab. tiempo parcial	649.747	94,5
SMilitar	Sin clasificar	59.078	0,4
Parados		839.214	5,4
	Sin clasificar	414.938	49,4
	Parados con subsidio	424.276	50,6
Retirados		3.628.801	23,4
	Sin clasificar	125.225	3,5
	Retirados anticipados	910.396	25,1
	Pensionistas	2.593.180	71,5
Rentistas		50.843	0,3
	Sin clasificar	15.853	31,2
	Rentistas	34.990	68,8
Estudiantes	Otros inactivos	127.950	0,8
Labhogar	Otros inactivos	498.472	3,2
TOTAL		15.505.528	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPF

Cuadro 16
EPF 90/91
Individuos según relación con la actividad económica
(ingresos >1000 ptas)

RELACION ACTIVIDAD ECONOMICA	CLASIFICACION	Núm.Indiv	Porcentaje
En otra situación	Otros inactivos	506.322	2,5
Trab.territorio nacional o extranjero		11.737.068	57,0
	Sin clasificar	605.733	5,2
	Asalar. Agric.	433.155	3,7
	Asalar. Industria y ss.	6.413.127	54,6
	Asalar . Sector público	2.090.377	17,8
	Empleadores o autónomos agrario:	480.393	4,1
	Empleadores no agrarios	268.419	2,3
	Autónomos no agrarios	1.174.085	10,0
	Trab.tiempo parcial	271.779	2,3
S.Militar	Sin clasificar	33.734	0,2
S.Militar y Trabaja		7.287	0,0
	Sin clasificar	296	4,1
	Asal. No agric.	991	13,6
	Asal . Sector público	1.606	22,0
	Autónomos no agr.	534	7,3
	Trab.tiempo parcial	3.860	53,0
Parados		1.488.770	7,2
	Sin clasificar	847.386	56,9
	Parados con subsidio	641.384	43,1
Busca primer empleo		32.319	0,2
	Sin clasificar	29.221	90,4
	Parados con subsidio	3.098	9,6
Percibe pensión contrib. Jubilac. O invalidez		4.450.387	21,6
	Sin clasificar	88.064	2,0
	Retirado anticipado	1.143.528	25,7
	Pensionistas	3.218.795	72,3
Percibe pensión contrib. Distinta a Jubilac. O invalidez		1.147.954	5,6
	Sin clasificar	26.652	2,3
	Retirado anticipado	341.661	29,8
	Retirado	779.641	67,9
Rentista		34.497	0,2
	Sin clasificar	6.024	17,5
	Rentista	28.473	82,5
Estudiante	Otros inactivos	396.128	1,9
Lab.hogar	Otros inactivos	798.934	3,9
TOTAL		20.601.081	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPF

Por su parte, el Cuadro 17 presenta a los individuos "sin clasificar" y proporciona información sobre el origen de las dificultades a la hora de su inclusión en alguna de las categorías. La mayoría de los individuos sin clasificar son parados con ingresos salariales o por cuenta propia; ocupados cuyos ingresos principales provienen de transferencias; aquellos que se denominan asalariados y tienen ingresos mayoritarios por cuenta propia; y empleadores y autónomos con mayoría de ingresos salariales.

Cuadro 17

	EPF80/81	%	EPF 9091	%
Trabaja t/completo	272.480	29.4	579.430	36
Ing.Principal Cta ajena. Empleadores		6.5		3.6
Ing.Principal Cta ajena. Autónomos		28.6		8.3
Ing.Principal Cta propia. Asalariados		20.1		28.8
Ing.Principal Rtas del capital y prop.		4.9		3.3
Ing.Principal Transf.regulares/Prest.soc (90)		36.3		30.2
Ing.Principal Transf.ocasionales/Tr.reg. u ocas.(90)		1.9		6.1
Ing.Principal por otros motivos		1.6		0
Ing.Principal Cta ajena o propia. Ayuda familiar		0		10.2
Ing.Principal Cta propia, Cooperativistas		0		9.3
Trabaja t/parcial	37.800	4.1	26.599	1.7
Ing.Principal Rtas del capital y prop.		11.6		9.6
Ing.Principal Transferen.regulares/Prest.soc (90)		78.9		71
Ing.Principal Tr.ocasionales/Tr.reg. u ocas.(90)		5.6		19.5
Ing.Principal por otros motivos		3.9		0
Servicio militar,no trabaja y trabajó	59.079	6.4	33.734	2.1
Ing.Principal Cta ajena		81.6		71.6
Ing.Principal Cta propia		3.3		1.8
Ing.Principal Rtas del capital y prop.		0		1.7
Ing.Principal Transferen.regulares/Prest.sociales		15.1		15.1
Ing.Principal Trans.reg.u ocasionales		0		9.8
Parado	404.877	43.8	818.165	50.9
Ing.Principal Cta ajena		89.5		86.1
Ing.Principal Cta propia		7.7		3.4
Ing.Principal Rtas del capital y prop		1		2.0
Ing.Principal Tr.regulares/Pr.sociales		0		4.5
Ing.Principal Tr. ocasionales/Tr.reg u ocas.(90/91)		0.7		4
Ing.Principal por otros motivos		1.2		0
Busca primer empleo	10.061	1.1	29.221	1.8
Ing.Principal Cta ajena		38.5		2.5
Ing.Principal Cta propia		19.4		0
Ing.Principal Rtas del capital y prop		0		11.1
Ing.Principal Transferen.regulares/Pr.sociales		42.1		31.7
Ing.Principal transf.reg. u ocasionales(90/91)		0		54.7
Retirado,jubilado,pensionista	125.225	13.5	114.715	7.1
Ing.Principal Cta ajena		54.8		37.8
Ing.Principal Cta propia		12.5		8.3
Ing.Principal Rtas del capital y prop		28		34.7
Ing.Principal Tr.ocas./Tr.reg u ocas.(90/91)		4		19.2
Ing.Principal por otros motivos		0.5		0
Ing.Principal no desglosable		0.2		0
Rentista	15.853	1.7	6.024	0.4
Ing.Principal Cta ajena		2.6		0
Ing.Principal Cta propia		29.7		2.4
Ing.Principal Tr.regulares/prest.sociales(90)		60.8		88.7
Ing.Principal Tr. ocasionales/tr.reg.u ocas.(90)		4.3		8.8
Ing.Principal por otros motivos		2.6		0
TOTAL	925.376	100	1.607.891	100

Adicionalmente, en el Cuadro 18 se clasifica a estos individuos según su principal fuente de renta y su relación con el sustentador principal. En este sentido, destaca el importante peso de los sustentadores principales y aquellos con rentas salariales como principal fuente de ingresos. El Cuadro 19 muestra a los individuos clasificados como "otros inactivos" según el tipo de inactividad y la principal fuente de ingresos.

Cuadro 18

Individuos sin clasificar según principal fuente de ingresos
y relación con el sustentador principal

	80/81	90/91
	%	%
PPAL FUENTE DE INGRESOS		
Cta ajena	62.5	54.2
Cta propia	11.9	17.9
Rentas capital y propiedad	6.1	5.1
Transferencias regulares	16.4	15.6
Otros ingresos	3	7.1
Total	100	100
RELAC. CON SUST. PPAL		
Sustentador principal	66	46.5
Cónyuge	4	17
Hijo/hija	23	30.7
Otro parentesco	6.9	5.6
Ningún parentesco	0.14	0.2
Total	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 19

Individuos clasificados como otros inactivos por tipo de inactividad
y principal fuente de ingresos

	80/81	90/91
	%	%
TIPO DE INACTIVIDAD		
En otra situación	18.4	22.9
Estudiante o escolar	16.3	47
Labores del hogar	65.3	30.1
TOTAL	100	100
PPAL FUENTE DE INGRESOS		
Cta ajena	22.5	6.1
Cta propia	8.2	1.2
Rentas capital y propiedad	4.1	32.9
Transferencias regulares	61.2	34.1
Otros ingresos	4	25.6
TOTAL	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

También estamos interesados en conocer el porcentaje de las distintas fuentes de renta que estamos recogiendo en nuestra partición. Los resultados se muestran en los Cuadros 20 y 21. Los individuos que hemos clasificado como asalariados a tiempo completo reciben cerca del 92 por ciento del total de rentas salariales; mientras que un 85 por ciento de los ingresos por cuenta propia es percibido por empleadores y autónomos. En cuanto a las transferencias regulares (en la EPF 80/81) y prestaciones sociales (EPF 90/91), el 85 por ciento de dichas transferencias está en manos de los individuos clasificados como parados, retirados anticipados y retirados.

Cuadro 20

Porcentaje que representan los diversos tipos de ingresos sobre la renta monetaria de los individuos. EPF 80/81

	Tipo de ingresos					Total Ing
	C.Ajena	C.propia	Capital y pr.	Transf.	Resto Ing	
Asalariados	91.6	2.1	11	1.1	22.4	60.5
Empleadores y autón.	0.15	85.6	7.3	0.5	4.2	14.0
Tiempo parcial	2.6	4.5	0.2	0.1	1.3	2.4
Parados con subsidio	0.06	0.07	0.3	10.9	1.7	1.9
Retirados anticipados	0.03	0.2	0.7	20.9	3.2	3.6
Retirados	0.02	0.2	5.8	53.5	6.5	9.1
Rentistas	0	0.0	13.1	0.04	0.2	0.2
Otros inactivos	0.8	0.8	6.3	7.9	16.5	2.2
Sin clasificar	4.6	6.4	55.2	4.7	43.7	6.0
Menores 16 años	0.1	0.1	0	0.3	0.2	0.2
TOTAL	100	100	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 21

Porcentaje que representan los diversos tipos de ingresos
sobre la renta monetaria de los individuos. EPF 90/91

	Tipo de ingresos					Total Ing.
	C.Ajena	C.propia	Cap.y pr.	Prest.Soc.	Transf.	
Asalariados	91.6	2.1	-9.8	1.8	14.3	55.1
Empleadores y autón.	0.1	84.1	1.4	0.4	3.6	12.2
Tiempo parcial	1.6	1.6	0.1	0.2	0.6	1.2
Parados con subsidio	0.3	0.03	1.7	6.8	0.2	1.8
Retirados anticipados	0.04	0.14	8.4	22.7	1.9	5.4
Retirados	0.03	0.11	24.8	57.8	3.2	13.8
Rentistas	0	0	9.9	0	0.3	0.1
Otros inactivos	0.45	0.24	28.8	4.5	29.7	2.4
Sin clasificar	5.8	11.8	37.2	5.6	44.3	7.8
Menores de 16 años	0.03	0.01	-2.5	0.2	1.9	0.07
TOTAL	100	100	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Por otra parte, los Cuadros 22 y 23 muestran el porcentaje que supone la principal fuente de renta sobre el total de ingresos monetarios de los individuos. En la mayoría de los casos, la principal fuente de ingresos es superior al 95 por ciento del total y únicamente para los individuos sin clasificar y los parados de la EPF 90/91 el porcentaje es ligeramente inferior al 90 por ciento.

Cuadro 22

Porcentaje que representan los ingresos principales sobre la renta monetaria de los individuos. EPF 80/81

	Porcentaje
Jornaleros	96.9
Asalariados no agr, Sustentadores	98.8
Asalariados, no Sustentadores	99.6
Empleadores y autónomos agr. Sustentadores	97.6
Empleadores no agrarios, Sustentadores	98.3
Autónomos no agrarios,Sustentadores	98.2
Trabajadores Cta propia, no sustentadores	99.1
Tiempo parcial	98.5
Parados con subsidio	96.8
Retirados anticipados	98.2
Retirados	98.7
Rentistas	97.7
Otros inactivos	98.6
Sin clasificar	89.2

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 23

Porcentaje que representan los ingresos principales sobre la renta monetaria de los individuos. EPF 90/91

	Porcentaje
Jornaleros	96.3
Asalariados no agr. Sector privado	99.2
Asalariados sector público	99.2
Empleadores y autónomos agrarios	98.3
Empleadores no agrarios	98.7
Autónomos no agrarios	99.9
Tiempo parcial	92.4
Parados con subsidio	88.5
Retirados anticipados	97.4
Retirados	97.7
Rentistas	97.6
Otros inactivos	98.2
Sin clasificar	85.8

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Estos resultados, junto con los obtenidos en la sección que examinaba la robustez de los resultados en presencia de contaminación de los microdatos, hacen que, en la mayor parte de este capítulo, se haya adoptado la decisión de restringirnos al estudio de la distribución de ingresos monetarios principales. Los resultados comparativos de la dispersión de dicha distribución, es decir, de los ingresos procedentes de la principal relación de los individuos con la actividad económica, con la distribución de ingresos monetarios totales, para los diversos grupos de individuos, se presentan en los Cuadros 24 y 25.

Cuadro 24

Índices de desigualdad relativa

Distribución de ingresos principales y de ingresos monetarios totales*

EPF 80/81

	Theil (-1)			Theil (0)			Theil (2)		
	I.Ppal	I.Total	% Var.	I.Ppal	I.Total	% Var.	I.Ppal	I.Total	% Var.
ATC	0.356	0.356	0.1	0.178	0.179	0.6	0.185	0.192	3.8
CPTC	0.534	0.539	0.9	0.301	0.304	0.8	0.385	0.408	5.8
TP	0.808	0.821	1.7	0.426	0.429	0.7	0.493	0.490	-0.7
P	0.223	0.216	-3.0	0.130	0.126	-3.5	0.123	0.120	-2.2
RA	0.246	0.249	1.2	0.170	0.171	0.5	0.274	0.271	-1.2
RET	0.195	0.200	3.0	0.138	0.143	3.7	0.195	0.208	6.7
RENT	1.088	1.118	2.7	0.500	0.506	1.3	0.483	0.479	-1.0
SC	0.799	0.870	8.8	0.494	0.507	2.6	3.293	2.729	-17.1
OI	1.106	1.130	2.2	0.467	0.471	1.0	0.600	0.598	-0.3
TOTAL	0.598	0.603	0.8	0.299	0.301	0.4	0.453	0.467	3.1

* Ingresos mayores de 3.000 ptas

ATC: Asalariados a tiempo completo, CPTC: Trabajadores por cuenta propia a tiempo completo, TP: Trabajadores a tiempo parcial, P: Parados con subsidio, RA: Retirados anticipados, RET: Retirados, RENT: Rentistas, SC: Sin clasificar, OI: Otros inactivos.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 25

Índices de desigualdad relativa

Distribución de ingresos principales y de ingresos monetarios totales*

EPF 90/91

	Theil (-1)			Theil (0)			Theil (2)		
	I.Ppal	I.Total	% Var.	I.Ppal	I.Total	% Var.	I.Ppal	I.Total	% Var.
ATC	0.361	0.362	0.3	0.191	0.192	0.2	0.287	0.291	1.4
CPTC	0.449	0.473	5.3	0.245	0.251	2.6	0.264	0.270	2.3
TP	1.073	1.152	7.4	0.420	0.428	2.0	0.323	0.328	1.6
P	0.270	0.326	20.9	0.163	0.211	29.9	0.157	0.472	201.0
RA	0.225	0.233	3.6	0.177	0.181	2.1	0.352	0.343	-2.5
RET	0.119	0.126	5.3	0.110	0.116	5.0	0.189	0.196	4.0
RENT	1.791	1.891	5.6	0.723	0.745	3.1	0.624	0.650	4.2
SC	0.944	1.081	15.0	0.414	0.432	4.2	1.897	1.773	-6.5
OI	4.395	4.528	3.0	0.797	0.808	1.4	1.323	1.303	-1.5
TOTAL	1.702	1.746	2.6	0.334	0.334	-0.1	0.471	0.493	4.7

* Ingresos mayores de 1.000 ptas

ATC: Asalariados a tiempo completo, CPTC: Trabajadores por cuenta propia a tiempo completo, TP: Trabajadores a tiempo parcial, P: Parados con subsidio, RA: Retirados anticipados, RET: Retirados, RENT: Rentistas, SC: Sin clasificar, OI: Otros inactivos.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Las distintas categorías en que las EPF 80-81 y EPF 90-91 clasifican a los sustentadores principales atendiendo a su nivel de estudios y condición socioeconómica dificultan la realización de comparaciones totalmente homogéneas. A pesar de ello, hemos realizado un intento de homogeneización que nos permitirá la realización de comparaciones entre ambas encuestas en estas dos particiones tan relevantes de la población. La clasificación se presenta en los Cuadros 26 y 27 de este Apéndice.

Cuadro 26
Nivel educativo

	EPF 80/81	EPF 90/91
EDUCAC=1	Analfabetos y sin estudios	Analfabetos y sin estudios
EDUCAC=2	Estudios primarios	Estudios primarios
EDUCAC=3	Bachiller elemental o equivalente	EGB o equivalente
EDUCAC=4	Bachiller superior o equivalente	BUP, COU o equivalente
EDUCAC=5	Formación Profesional	Formación Profesional de 1º y 2º grado
EDUCAC=6	Estudios de grado medio y superiores	Estudios de grado medio y superiores

Cuadro 27- Clasificación Socioeconómica

	EPF80/81	EPF90/91
NSOCIO=1	Resto de activos agrarios socio=4	Resto de trabajadores agrarios y miembros de cooperativas agrarias. consoc in (3,5)
NSOCIO=2	Empresarios agr. sin asalariados. socio=2	Empresarios agr. sin asalariados.consoc=2
NSOCIO=3	Cuadros medios y resto personal administrativo, comercial y técnico. Obreros no agr. y resto de trabajadores de los servicios. socio in (8,10)	Miembros de cooperativas no agrarias. Resto del personal administrativo y comercial. Resto del personal de los servicios. Operarios cualificados y especializados no agrarios. Operarios sin especialización no agrarios.consoc in (9,13,14,16,17)
NSOCIO=4	Empresarios no agr. sin asalariados y trabajadores independientes socio in (6)	Empresarios no agr. sin asalariados y Profesionales, técnicos y asimilados que ejercen su actividad por cuenta propia, con o sin asalariados.consoc in (6,8)
NSOCIO=5	Contramaestres, capataces y jefes de grupo no agrario- Profesionales de las Fuerzas Armadas. socio in (9,11)	Contramaestres y capataces no agrarios, Profesionales de las Fuerzas Armadas, Jefes de los departamentos administrativos, comerciales o de los servicios de empresas no agrarias o de la administración pública. consoc in (12,15,18)
NSOCIO=6	Empresarios agrarios con asalariados. Directores, gerentes y personal titulado agrario. Empresarios no agr. con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados. Directores, gerentes y cuadros superiores no agrarios socio in (1,3,5,7)	Empresarios agrarios con asalariados. Directores y jefes de empresas o explotaciones agrarias. Empresarios no agr. con asalariados Directores de empresas no agrarias y altos funcionarios. Profesionales, técnicos y asimilados que ejercen su actividad por cuenta ajena. consoc in (1,4,7,10,11)
NSOCIO=7	Activos no clasificados,socio in (12)	Activos no clasificados,consoc in (19)
NSOCIO=8	Tr. menos de un tercio de la jornada normal.socio<=12	Tr. menos de un tercio de la jornada normal.consoc<=19
NSOCIO=9	Parados, socio<=13	Parados,consoc<=20
NSOCIO=10	Retirados, jubilados o pensionistas menores de 65 años	Beneficiarios de pensiones de jubilación, invalidez u otras pensiones. Menores de 65 años
NSOCIO=11	Retirados, jubilados o pensionistas Varones mayores de 64 años	Beneficiarios de pensiones de jubilación, invalidez u otras pensiones. Varones mayores de 65 años
NSOCIO=12	Retirados, jubilados o pensionistas Mujeres mayores de 64 años	Beneficiarios de pensiones de jubilación, invalidez u otras pensiones. Mujeres mayores de 64 años
NSOCIO=13	Rentistas	Rentistas
NSOCIO=14	En otra situación, estudiantes, personas dedicadas exclusivamente a las labores del hogar.	Inactivos dedicados exclusivamente a las labores del hogar. Otros tipos de inactividad

Capítulo 3

Implicaciones distributivas de
la agregación de ingresos dentro
del hogar: una aproximación a
través de índices de movilidad

3.1 Introducción

La relación entre los ingresos percibidos individualmente y el nivel de vida disfrutado está determinada por la pertenencia de los individuos a hogares. Por poner un ejemplo, las decisiones laborales de los individuos, que condicionan la distribución de rentas del trabajo, no son independientes de las decisiones del resto de miembros del hogar. El propio hecho de pertenecer a la fuerza de trabajo puede estar condicionado por las necesidades económicas del hogar. Por otra parte, los ingresos percibidos a título individual no constituyen un buen indicador del nivel de vida de las personas, debido a que dichos ingresos se comparten, en mayor o menor medida, dentro del hogar.

El análisis de la distribución individual de la renta muestra para el caso español un incremento en la dispersión durante la década de los ochenta, mientras que, para dicho período, los estudios documentan descensos en la desigualdad relativa entre los hogares¹. Por otra parte, durante la citada década, se produjeron importantes transformaciones tanto en la estructura de los hogares como en las distribuciones de ingresos de los individuos, que afectan a la relación entre la distribución individual y familiar. Estas alteraciones tienen un impacto potencial sobre la dispersión de la renta de los hogares y su evolución. Entre ellas hay que destacar el considerable crecimiento de la participación de las mujeres en el mercado de trabajo, y el aumento en el número medio de perceptores por hogar. A este respecto, es importante señalar que la dispersión de la renta entre las familias no viene determinada

¹Veasé Alvarez Aledo *et al.*(1996), y el capítulo 2 de la presente tesis. Las estimaciones de las EPF referidas a datos de renta han de tomarse con cautela debido, entre otros, a problemas de subestimación de los ingresos (Sanz (1995)), y a las diferentes características de las subpoblaciones de perceptores de rentas del capital en las dos fechas. Véanse los apéndices de los capítulos 2 y 3 de esta tesis para un análisis detallado.

únicamente por la desigualdad de los ingresos de los individuos que forman el hogar ya que la agregación sucesiva de rentas puede ocasionar cambios en la posición relativa de los hogares, que alteren la forma de la distribución agregada.

Dados estos antecedentes, el objetivo de este capítulo es doble. En primer lugar, estudiaremos las conexiones entre la distribución personal y familiar de la renta. Para ello, se examinarán las implicaciones distributivas de la agregación de ingresos de los individuos dentro del hogar; y la contribución de los ingresos de los distintos tipos de individuos a la desigualdad global. Por otra parte, desde una perspectiva temporal, estamos interesados en conocer hasta que punto la forma en que los individuos se agrupan en hogares es responsable de la tendencia divergente entre la evolución de la desigualdad de la distribución personal y familiar de la renta experimentada en España durante la década de los ochenta.

Desde el punto de vista de la Economía del Bienestar, se reconoce que el análisis de la distribución de la renta en un momento del tiempo es insuficiente para evaluar el bienestar económico agregado de una sociedad. En este sentido, sería preferible prestar atención a la renta agregada de los individuos a lo largo de su ciclo vital, y conocer las variaciones en sus posiciones relativas. Así, por ejemplo, si se produjeran permutaciones en las posiciones relativas de los individuos a lo largo del tiempo, un crecimiento en la dispersión de la distribución entre dos períodos podría ocasionar disminuciones en la desigualdad de la renta agregada, que no quedarían recogidas por aquellos indicadores que estiman la desigualdad en un momento dado del tiempo. En este sentido la aplicación de índices de movilidad ha permitido tradicionalmente la evaluación de dichos conceptos.

Dado el paralelismo entre el análisis dinámico de la movilidad de la renta

expuesto anteriormente, y la composición de la renta del hogar como suma de las percepciones individuales de los miembros que lo integran; la utilización de índices de movilidad, tradicionalmente empleados en un contexto de crecimiento, nos permitirá una mejor comprensión del proceso de formación de la renta de las familias, así como la identificación de factores explicativos de su desigualdad. Para ello, emplearemos el índice de movilidad de Chakravarty, Dutta y Weymark (1985) -CDW, de ahora en adelante-, y la descomposición de dicho índice propuesta por Ruiz-Castillo (1998), como alternativa a los índices descomponibles por fuentes de renta habitualmente utilizados.

El coeficiente de variación y el índice de Gini son los indicadores generalmente empleados en la literatura². Cancian y Reed (1998), Cancian, Danziger y Gottschalk (1993) y Shaw (1989) aplican la descomposición del coeficiente de variación a la distribución de ingresos estadounidense, mientras que Jenkins (1995) lo hace para el Reino Unido. Entre los trabajos que utilizan la descomposición del índice de Gini se encuentran los de Shorrocks (1982) para el Reino Unido, y los de Karoly y Burtless (1995); Lerman y Yitzhaki (1985); y Danziger (1980), para el caso estadounidense. Los resultados de estos estudios, que analizan únicamente efecto de las rentas de las mujeres casadas, son sensibles a la forma en que se evalúe el impacto de dichas rentas, y no dan una respuesta inequívoca sobre el efecto estudiado. Los escasos trabajos referidos al caso español, ((Alba y Collado (1998) y Gradín y Otero (1999)), aplican una metodología similar y tampoco encuentran evidencia clara del efecto distributivo de las rentas femeninas.

La principal aportación de este capítulo es el análisis del impacto dis-

²Sin embargo, Cancian y Reed (1998) demuestran que la descomposición del índice de Gini por fuentes de renta no es un indicador significativo del impacto de una fuente de renta sobre la desigualdad de la renta familiar.

tributivo de los ingresos de los distintos tipos de individuos que conforman los hogares, no restringiéndonos únicamente al caso de las mujeres casadas como hacen la mayor parte de los estudios, y diferenciando el efecto de la edad, el género y la relación con el sustentador principal. La aplicación de los índices de movilidad de CDW, como alternativa a los índices de desigualdad descomponibles por fuentes de renta, evita los problemas que estos últimos plantean y aporta elementos interesantes al debate.

El resto del capítulo se organiza de la siguiente manera. En el segundo apartado se describen los índices utilizados y su descomposición para, en una tercera parte, presentar los datos empleados, así como un análisis descriptivo de los mismos. En el cuarto apartado se realiza una aplicación empírica de los índices de movilidad y su descomposición para el caso español, finalizando con un apartado en el que se recogen las principales conclusiones. El capítulo concluye con un Apéndice estadístico.

3.2 Notas metodológicas:

En este capítulo se propone utilizar el enfoque de la movilidad, tradicionalmente aplicado en un contexto dinámico, al problema estático de la formación de la renta total de los hogares. En el caso que nos ocupa, pasaremos del marco temporal de crecimiento de la renta a una aproximación en la que la movilidad permita analizar las implicaciones distributivas de la agregación de rentas dentro del hogar.

Seguiremos el enfoque desarrollado por CDW (1985). Según estos autores, el concepto de movilidad sería el resultado de comparar el bienestar de la estructura de rentas observada con una estructura de rentas hipotética o inmóvil, que mantiene constantes las posiciones relativas ocupadas por los

individuos en la distribución inicial. Este índice normativo de CDW presenta mejores propiedades que otros indicadores de movilidad, como el de King (1983), que únicamente considera el impacto de los cambios en las posiciones relativas.

Sea y_k^h la renta del hogar h procedente de la fuente de renta k . Definimos la renta agregada de dicho hogar y_a^h , como la suma de ingresos procedentes de k fuentes de renta, de manera que $y_a^h = \sum_k y_k^h$. Nos limitaremos de momento al caso en que sólo existen dos fuentes de renta, de manera que la renta total del hogar h vendrá dada por la expresión: $y_a^h = (y_1^h + y_2^h)$.

Sea $y_k = (y_k^1, \dots, y_k^h)$ la distribución de los ingresos del tipo k ($k = 1, 2$) para los h hogares de la población ($i = 1, \dots, h$), ordenados de menor a mayor de manera que $y_k^1 \leq y_k^2 \leq \dots \leq y_k^h$. Denotemos por $y_a = \{(y_1^1 + y_2^1), \dots, (y_1^h + y_2^h)\}$ a la distribución de renta agregada para toda la población, y por $\mu(y_1)$ y $\mu(y_2)$ a las medias de los ingresos de las dos fuentes de renta del hogar.

Sea $y_b = \{(y_1^1 + y_{2b}^1), \dots, (y_1^h + y_{2b}^h)\}$ la *distribución agregada hipotética*, es decir, aquella distribución que habría resultado en ausencia de movilidad respecto a la distribución inicial y_1 , siendo³

$$y_{2b} = (y_{2b}^1, \dots, y_{2b}^h) = \left\{ y_1^1 \frac{\mu(y_2)}{\mu(y_1)}, \dots, y_1^h \frac{\mu(y_2)}{\mu(y_1)} \right\} \quad (3.1)$$

De esta forma, la proporción del ingreso que cada hogar posee en la distribución hipotética y_b , es la misma que en la distribución de referencia y_1 . Así,

³ y_{2b} es la distribución que resultaría si la segunda fuente de renta ($k = 2$) estuviese distribuida entre los hogares de forma que cada uno recibiese el mismo porcentaje de dicha renta que la procedente de la fuente de renta $k = 1$. De esta forma se cumpliría $I(y_1) = I(y_{2b})$.

$\mu(y_a) = \mu(y_b)$, y la desigualdad relativa de la distribución y_b es igual a la desigualdad de la distribución inicial y_1 : $I(y_b) = I(y_1)$.

Para evaluar el bienestar asociado a una distribución de renta se utilizará una función de bienestar social (FBS) $W : R^2 \rightarrow R^1$, siendo $W(Y)$ el bienestar asociado a la estructura de renta Y , donde $W(\cdot)$ es continua, creciente a lo largo del rayo de igualdad y cuyas curvas de indiferencia intersectan dicho rayo. CDW sugieren índices de movilidad de la forma:

$$M_{CDW}(Y) = \left\{ \frac{W(y_a) - W(y_b)}{W(y_b)} \right\}. \quad (3.2)$$

Este concepto de movilidad implica una comparación del bienestar asociado a la distribución de renta agregada con la distribución que habría resultado en ausencia de movilidad.

Como se expuso en el primer capítulo de la tesis, imponiendo restricciones adicionales a $W(\cdot)$, conseguimos que la función de bienestar social pueda expresarse en función de dos estadísticos de la distribución de renta: la media y un índice de desigualdad relativa invariante ante cambios de escala. Si $W(\cdot)$ es regular (continua y S-cóncava), Dutta y Esteban (1992) demuestran que la FBS se puede expresar de la forma anteriormente mencionada si y sólo si $W(\cdot)$ es débilmente homotética y creciente a lo largo de rayos a partir del origen. En particular, si $W(\cdot)$ es homotética, entonces:

$$W(y) = \mu(y)(1 - I^{AKS}(y)). \quad (3.3)$$

Así pues, la FBS se puede expresar como un *trade-off* multiplicativo entre eficiencia y equidad, donde $\mu(y)$ es la media de la distribución e $I^{AKS}(y)$ es el índice de desigualdad relativo de Atkinson, Kolm y Sen, obtenido a partir del concepto de renta igualitariamente distribuida. Ruiz-Castillo (1995b) muestra que cuando a los requisitos habituales de continuidad, S-concavidad

e invarianza ante réplicas de la población, se añade la condición de descomponibilidad aditiva por subgrupos de población, de manera que el bienestar global pueda expresarse como la suma ponderada (siendo las ponderaciones los pesos demográficos) del bienestar dentro de los grupos en que se ha dividido a la población, menos la pérdida en el bienestar asociada a la desigualdad existente entre esos grupos, entonces sólo queda un indicador de bienestar relativo, relacionado con el primer índice la desigualdad propuesto por Theil, definido de la siguiente manera:

$$W(Y) = \mu(y)(1 - I_1(y)), \quad (3.4)$$

siendo $I_1(y)$ el índice de desigualdad relativa *Theil*(1). Puesto que, por construcción, la media de la distribución agregada es igual a la de la distribución hipotética ($\mu(y_a) = \mu(y_b)$), y la desigualdad de dicha distribución es igual a la dispersión de la distribución de referencia $I(y_b) = I(y_1)$, podemos expresar el indicador de movilidad como:

$$M_{CDW}(Y) = \left\{ \frac{I_1(y_1) - I_1(y_a)}{1 - I_1(y_1)} \right\} * 100. \quad (3.5)$$

Ruiz-Castillo (1998c) propone la descomposición del índice de movilidad $M_{CDW}(Y)$ en la suma de dos términos: *Movilidad Estructural* (ME) y *Movilidad de Intercambio* (MI). Para dicha descomposición es preciso distinguir entre dos tipos de cambios de orden: los producidos entre la primera y la segunda distribución, que denominaremos *permutaciones*; y aquellos derivados de cambios de orden entre la distribución inicial y la distribución agregada, o *reordenaciones*.

La Movilidad Estructural mide la diferencia de bienestar entre la distribución de rentas agregada, una vez eliminadas las permutaciones, y la distribución completamente inmóvil, y_b , capturando el impacto debido a las

diferencias en desigualdad de las dos fuentes de renta. La Movilidad de Intercambio recoge el efecto de las permutaciones, con o sin reordenaciones, entre la situación inicial y_1 y la agregada y_a .

Si hay permutaciones entre y_1 e y_2 la ordenación de ambos vectores diferirá. En ese caso, sea y_2^* el vector y_2 ordenado como el vector inicial y_1 , y sea $y_c = \{(y_1^1 + y_2^{*1}), \dots, (y_1^h + y_2^{*h})\}$. Entonces:

$$M(Y)_{CDW} = ME(Y) + MI(Y), \quad (3.6)$$

$$ME(Y) = \left\{ \frac{W(y_c) - W(y_b)}{W(y_b)} \right\} * 100 = \left\{ \frac{I_1(y_1) - I_1(y_c)}{1 - I_1(y_1)} \right\} * 100, \quad (3.7)$$

$$MI(Y) = \left\{ \frac{W(y_a) - W(y_c)}{W(y_b)} \right\} * 100 = \left\{ \frac{I_1(y_c) - I_1(y_a)}{1 - I_1(y_1)} \right\} * 100. \quad (3.8)$$

Para ilustrar estos conceptos, consideremos los siguientes ejemplos en un mundo formado por dos hogares, cada uno de los cuales está compuesto por dos individuos perceptores de renta, un hombre y una mujer.

Ejemplo 1. Sea $y_1 = (1, 2)$ la distribución de ingresos de los hombres e $y_2 = (2, 1)$ la distribución de renta de las mujeres, de manera que la distribución de renta total del hogar será $y_a = (3, 3)$. Existe una permutación entre y_1 e y_2 , de manera que $y_2^* = (1, 2)$ e $y_c = (2, 4)$. Puesto que la desigualdad de las distribuciones y_1 , y_2 , e y_c coincide tendremos que el componente estructural de la movilidad $ME(Y)$, que captura el cambio en bienestar debido a la diferencia en dispersión de la distribución y_2 respecto a la situación inicial y_1 , es igual a cero. Sin embargo la Movilidad de Intercambio $MI(Y)$ será mayor que cero y recogerá el impacto positivo sobre el bienestar de la permutación ocurrida entre las distribuciones y_1 e y_2 .

Ejemplo 2. Sea $y_1 = (1, 2)$ la distribución de ingresos de los hombres, $y_2 = (1.9, 2)$ la distribución de renta de las mujeres, e $y_a = (2.9, 4)$ la distribución de renta total del hogar. En este caso no existen permutaciones entre y_1 e y_2 , de manera que $y_c = y_a = (2.9, 4)$. Puesto que la distribución y_2 presenta menor desigualdad que y_1 , se cumple que $I(y_1) > I(y_c)$ de manera que el componente estructural de la movilidad $ME(Y)$ será positivo. Al no existir permutaciones la Movilidad de Intercambio $MI(Y)$ será cero.

Ejemplo 3. Sea $y_1 = (1, 2)$ la distribución de ingresos de los hombres, $y_2 = (6, 1)$ la distribución de renta de las mujeres e $y_a = (7, 3)$ la distribución agregada. Denominemos $y_2^* = (1, 6)$ a la distribución de renta de las mujeres, ordenada de la misma forma que y_1 , de manera que $y_c = (2, 8)$. En este caso, las permutaciones de las posiciones individuales entre y_1 e y_2 son tan fuertes que han originado reordenaciones entre y_1 e y_a , provocando que la $ME(Y)$ presente signo negativo, mientras que el impacto positivo de las permutaciones queda recogido en $MI(Y)$. La movilidad total $M(Y)$ puede acabar siendo positiva o negativa dependiendo de la intensidad de las permutaciones.

En Ruiz-Castillo (1998c) se demuestra que, en presencia de permutaciones entre la distribución de referencia y_1 e y_2 , e independientemente de que dichas permutaciones originen o no reordenaciones (véase el primer y tercer ejemplo), la *Movilidad de Intercambio* es socialmente deseable, es decir $MI(Y) > 0$. Por otra parte, también se verifica que $ME(Y) < 0$ siempre que $I(y_1) > I(y_2)$.

En los ejemplos anteriores, la interpretación de $M(Y)_{CDW} > 0$ es que el impacto atribuible a la renta de las mujeres es una reducción de la desigualdad de la renta de los hogares. Este resultado puede darse por dos vías distintas: bien debido a diferencias en desigualdad entre las distribuciones de ingresos de hombres y mujeres (efecto recogido en la Movilidad Estructural), o debido

al impacto de las permutaciones entre ambas distribuciones, que se recoge en la Movilidad de Intercambio.

Uno de los problemas que plantea esta aproximación reside en el hecho de que, por razones operativas, CDW se restringen al caso de dos períodos. Otra limitación importante del enfoque es la dependencia de los resultados obtenidos a la distribución considerada de referencia.

En el caso de dos períodos, resulta natural considerar como distribución de referencia la del primer período. Pero ¿qué hacer cuando el número de períodos o fuentes de renta es mayor de dos?. En el caso que nos ocupa, es decir, la agregación sucesiva de rentas de los individuos hasta formar la renta total del hogar, la elección de la distribución de referencia no es obvia. Tradicionalmente, y a pesar de las objeciones que se pueden hacer al respecto, se ha tomado la distribución de renta de los hombres como aquella respecto a la cual se evalúa el papel distributivo de los ingresos del resto de miembros del hogar. En nuestro caso, hemos optado por tomar como distribución de referencia la distribución de renta de los hogares a la que se le ha substraído la fuente de ingreso cuyo impacto sobre el bienestar queremos evaluar. A tal efecto denominaremos $y_{a-k} = ((y_a^1 - y_k^1), \dots, (y_a^h - y_k^h))$, a la distribución de renta de los hogares que excluye la fuente de renta k , de manera que el índice de movilidad de CDW quedará definido como:

$$M(y_{a-k}, y_k)_{CDW} = \left\{ \frac{I_1(y_{a-k}) - I_1(y_a)}{1 - I_1(y_{a-k})} \right\} * 100. \quad (3.9)$$

Esta ecuación tiene una interpretación muy adecuada para nuestro propósito. Así, cuando $M(y_{a-k}, y_k)_{CDW} > 0$, podemos decir que la fuente de renta k ha tenido un impacto igualador, es decir, que ha contribuido a la reducción de la dispersión de la distribución agregada y_a . La descomposición de la movilidad en los dos términos expuestos anteriormente nos indicará el origen de dicha

contribución, que puede deberse a que la desigualdad de y_k es baja respecto a la del resto de las fuentes de ingreso, es decir $I(y_k) < I(y_{a-k})$ y por tanto $ME(y_{a-k}, y_k) > 0$, o bien a que las permutaciones entre y_{a-k} e y_k aminoran la desigualdad global y $MI(y_{a-k}, y_k) > 0$.

3.3 Datos y análisis descriptivo: EPF 80-81 y EPF 90-91.

En este trabajo se utilizan las EPF elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística para los años 1980-81 y 1990-91. La EPF 80-81 proporciona información para 23.940 hogares representativos de 10.013.089 hogares españoles, mientras que la EPF 90-91 nos da información sobre 21.145 observaciones que representan a 11.292.372 hogares⁴.

Las EPF ofrecen información sobre los ingresos percibidos por cada miembro del hogar (hasta cuatro perceptores por hogar), y el origen de tales percepciones. Aunque el desglose por fuentes de renta es mucho más extenso en la EPF 90-91, en ambos casos resulta posible diferenciar, al menos, cuatro tipos de ingresos: rentas salariales, ingresos procedentes del trabajo por cuenta propia, rentas del capital y la propiedad, e ingresos por transferencias. No obstante, dados los problemas que plantean las rentas del capital y la propiedad⁵, la mayor parte de este estudio excluirá este tipo de ingre-

⁴Nos hemos restringido a los hogares con ingresos monetarios totales positivos, eliminando 31 hogares sin ingresos en la EPF 80/81 y 10 hogares en la EPF 90/91.

⁵En la EPF 80/81 no aparecen rentas negativas del capital y la propiedad, mientras que en la EPF 90/91 encontramos alrededor de 1.700.000 individuos con rentas negativas. Para una descripción más detallada, véase B.Sanz (1995), Alvarez *et al.* (1996) y el Apéndice de este capítulo.

sos. Nos centraremos, por tanto, en la distribución de ingresos monetarios⁶, definidos en términos anuales y netos de retenciones y cotizaciones sociales, que engloba las rentas procedentes del trabajo (ya sea por cuenta propia o ajena) y aquellas procedentes de transferencias (públicas y privadas).

El resto de la sección consta de tres partes. En primer lugar, se propone una clasificación de los individuos y los hogares que se utilizará para el análisis diferenciado de los efectos sobre el bienestar de los ingresos de los distintos tipos de individuos. En segundo término, se analiza la estructura de ingresos de los hogares según su nivel de renta, y por último, se muestran algunos datos sobre desigualdad relativa de las diversas distribuciones de ingresos.

3.3.1 Clasificación de los individuos y los hogares

En primer lugar, se presentan algunos datos sobre los subgrupos en que hemos dividido a la población mayor de 15 años. Hemos clasificado como *hombres emancipados* a aquellos hombres que se declaran sustentadores principales o cónyuges. De manera similar, denominaremos *mujeres emancipadas* a aquellas mujeres que aparecen en la encuesta como sustentadoras principales o cónyuges⁷. En el grupo denominado *dependientes* incluimos tanto a hombres como a mujeres no emancipados, es decir, aquellos hombres y mujeres menores de 31 años (*jóvenes*) o mayores de 30 años (*mayores*) que forman parte del hogar, tengan o no algún parentesco con el sustentador o su cónyuge.

En el Cuadro 1 se muestra el porcentaje de individuos en cada uno de los

⁶No consideraremos el autoconsumo, el autosuministro, otros ingresos en especie ni otras imputaciones debido a que las EPF no permiten individualizar estos ingresos.

⁷En estos grupos se incluyen tanto los individuos casados como aquellos en otras situaciones (solteros, divorciados, viudos) que sean sustentadores principales del hogar al que pertenecen.

grupos, así como el peso relativo de sus ingresos sobre el total del hogar^s.

^sEl número de individuos mayores de 15 años representados en la EPF80/81 es de 26.423.199, de los cuales 15.511.074 tienen ingresos monetarios positivos. Las cifras para la EPF 90/91 son 30.237.866 y 20.658.549 individuos respectivamente.

Cuadro 1

Clasificación de los Individuos mayores de 15 años

	% Individuos		% Perceptores		% s/Rta del hogar	
	80/81	90/91	80/81	90/91	80/81	90/91
1) HOMBRES EMANCIPADOS	33,2	31,7	55,9	46,1	71,6	64,0
2) MUJERES EMANCIPADAS	35,7	35,2	19,3	25,1	16,3	21,0
3) JÓVENES (4+5)	21,5	24,5	14,4	18,1	7,1	9,0
4) Hombres jóvenes	54,8	13,2	60,11	59,0	63,4	63,3
5) Mujeres jóvenes	45,2	11,3	39,9	41,0	36,6	36,7
6) MAYORES (7+8)	9,7	8,6	10,4	10,7	5,0	6,0
7) Hombres mayores	35,1	3,4	43,6	42,5	48,0	46,7
8) Mujeres mayores	64,9	5,2	56,4	57,5	52,0	53,3
9) DEPENDIENTES (10+11)	31,2	33,1	24,8	28,8	12,1	15,0
10) Hombres dependientes (4+7)	48,7	50,0	53,2	52,9	57,0	56,7
11) Mujeres dependientes (5+8)	51,3	50,0	46,8	47,1	43,0	43,4
TODOS LOS HOMBRES (1+4+7)	48,3	48,2	69,1	61,3	78,5	72,5
TODAS LAS MUJERES (2+5+8)	51,7	51,8	30,9	38,7	21,5	27,5
TOTAL (1+2+3+6)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Se aprecia un crecimiento importante en el número de mujeres perceptoras de ingresos durante la década (del 31 por ciento del total pasan al 39 por ciento), especialmente intenso en el caso de las mujeres emancipadas, al igual que un incremento en el peso de los dependientes, principalmente los jóvenes. Por el contrario los hombres pasan de representar el 69 por ciento de los perceptores a comienzos de los 80 al 61 por ciento a finales de la década, debido a la disminución del peso relativo de los hombres emancipados. Asimismo, se produjo durante la década una caída en la importancia relativa de los ingresos de los hombres emancipados sobre el total de ingresos del hogar, acompañada de importantes incrementos en el peso relativo de la renta de

las mujeres emancipadas y en menor medida de jóvenes y mayores.

Dado que, en principio, el efecto distributivo de las distintas fuentes puede depender del tipo de hogar que se estudie, hemos optado por una clasificación de los hogares en tres tipos básicos: (i) *Parejas sin dependientes*: hogares en los que los únicos adultos presentes son el sustentador principal y su cónyuge (no aparecen ni *jóvenes* ni *mayores*, aunque pueden incluir menores); (ii) *Parejas con dependientes*: hogares formados por los dos cónyuges y otros adultos; y (iii) *Otros hogares*: hogares unipersonales, monoparentales y otros hogares, en los que el único adulto no dependiente presente es el sustentador principal. En esta clasificación distinguiremos la situación en la que los dos cónyuges son perceptores de rentas, así como los casos en que los dependientes reciben o no ingresos. Los datos se presentan en el Cuadro 2.

Cuadro 2
Clasificación de los hogares

	80/81		90/91		Var. %
	Núm.Hogares	%	Núm.Hogares	%	
PSD2R (a)	986.445	9,9	1.706.505	15,1	73,0
PSD (b)	4.466.467	44,8	4.480.740	39,7	0,3
PCD2R (c)	682.737	6,9	1.127.199	10,0	65,1
PCD (d)	3.673.984	36,9	4.434.414	39,3	20,7
P2R (e)	1.669.182	16,8	2.833.704	25,1	69,8
P (f)	8.140.450	81,7	8.915.153	79,1	9,5
OSD (g)	824.079	8,3	1.195.768	10,6	45,1
OCD (h)	997.110	10,0	1.161.647	10,3	16,5
O (i)	1.821.189	18,3	2.357.414	20,9	29,4
Todos los Hogares (f+i)	9.961.639	100,0	11.272.567	100	13,2

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges perceptores de renta. (b) Parejas sin dependientes. (c) Parejas con dependientes, los dos cónyuges perceptores de renta. (d) Parejas con dependientes. (e) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Otros hogares sin dependientes. (h) Otros hogares con dependientes. (i) Otros hogares.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF.

Los principales responsables del crecimiento en el número total de hogares -alrededor de un 13 por ciento a lo largo de la década- han sido las parejas cuyos dos cónyuges son perceptores de ingresos y, en menor medida, los hogares clasificados como *Otros hogares*. Estos datos resultan congruentes con los resultados observados para el caso de la distribución de individuos, y señalan al crecimiento en el número de mujeres emancipadas receptoras de rentas, como principal responsable de los cambios producidos en la estructura de hogares.

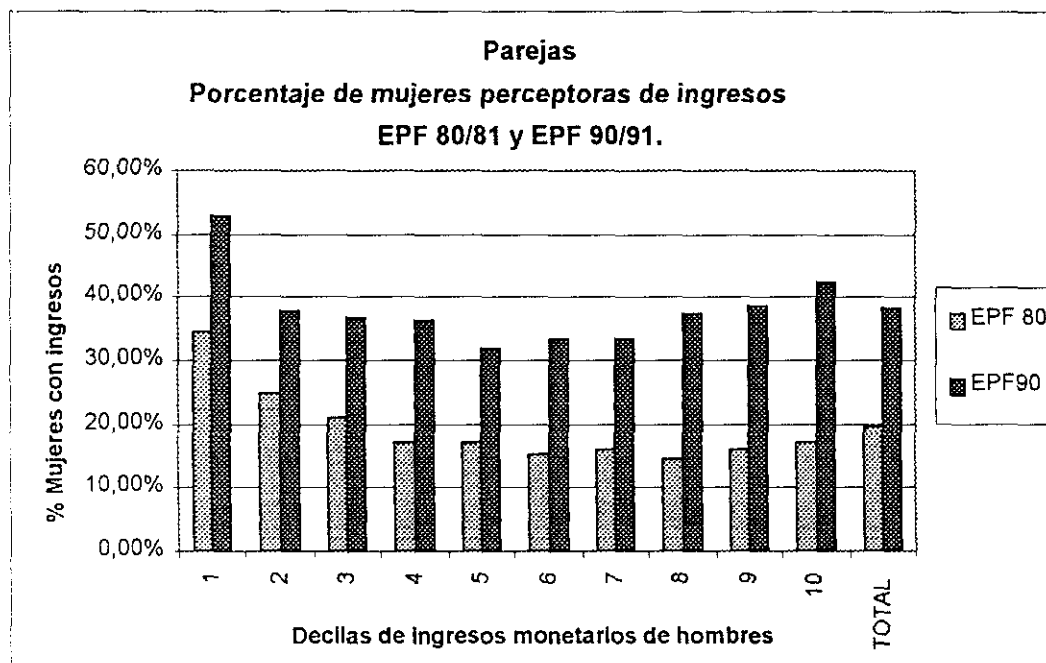
3.3.2 Estructura de ingresos por decilas

Los datos de la sección anterior reflejan el importante crecimiento en el número de mujeres emancipadas receptoras de ingresos en la pasada década, que se tradujo en un mayor porcentaje de hogares en los que los dos cónyuges percibían rentas. Dicho proceso estuvo acompañado de incrementos en los hogares con dependientes receptores de renta.

Las implicaciones distributivas de este fenómeno dependerán de múltiples factores, entre otros, de cómo varía la probabilidad de obtener ingresos según el nivel de renta del cónyuge, del peso de las distintas fuentes de renta, así como la evolución de las rentas medias de los distintos perceptores. Si cuanto menor es la renta de los hombres, la probabilidad de que sus cónyuges y/o dependientes obtengan ingresos es mayor, se producirá una mejora en la situación de los hogares con varones situados en el extremo inferior de la distribución y, por tanto, reducciones en la dispersión de la renta familiar. Por el contrario, si cuanto mayor es la renta de los hombres, las mujeres y/o dependientes son los que más se incorporan al mercado de trabajo, dichas rentas tenderán a incrementar la desigualdad.

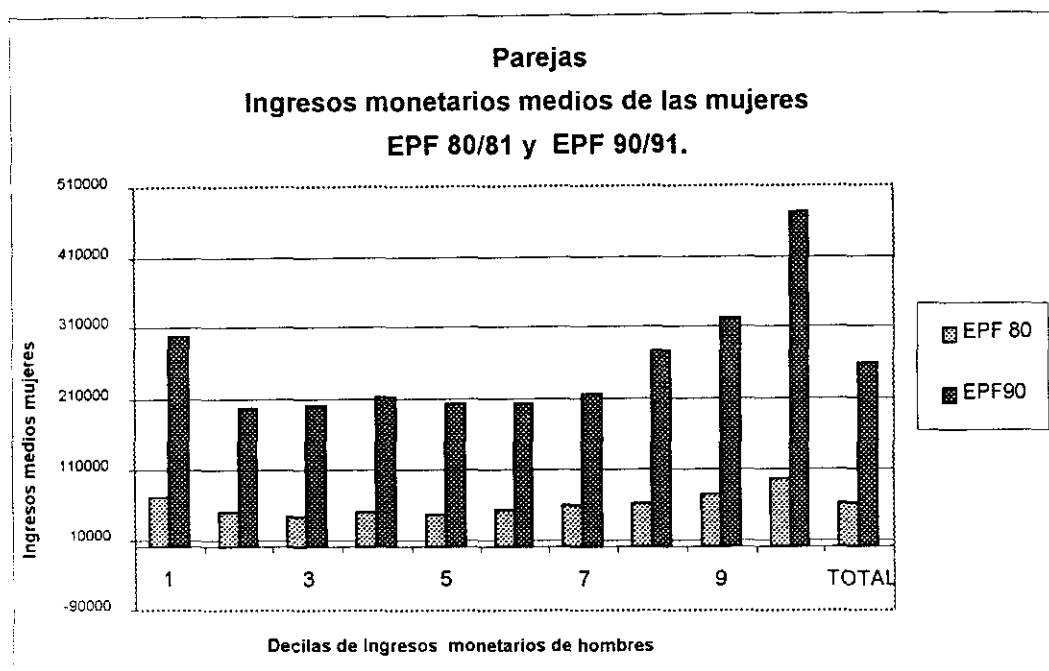
Los Gráficos 1 y 2 muestran el porcentaje de parejas en las que las mujeres perciben ingresos, así como sus ingresos medios por decilas de renta de sus maridos.

Gráfico 1



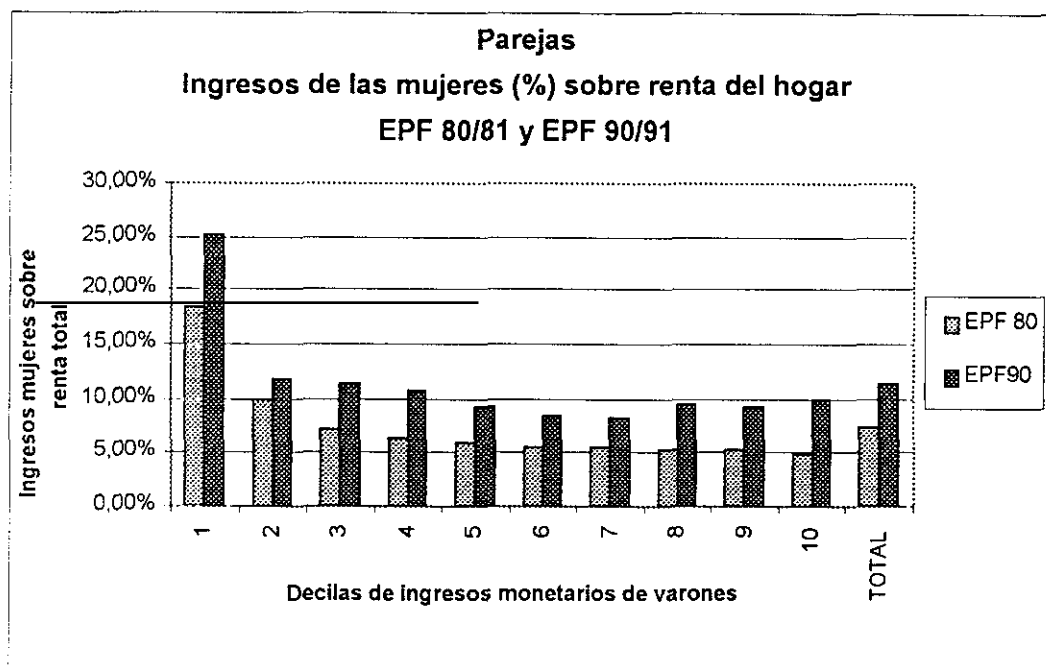
El porcentaje de mujeres perceptoras de ingresos presenta un perfil por decilas en forma de U, alcanzando el porcentaje de mujeres con ingresos los niveles más altos en las decilas inferiores. Durante la década de los ochenta, el porcentaje de perceptoras se duplica, pasando del 19,4 por ciento al 38 por ciento, con un incremento especialmente intenso en las decilas más altas.

Gráfico 2



Los ingresos medios de las mujeres presentan un perfil similar al del Gráfico 1, y alcanzan los mayores valores en las decilas extremas, concentrándose el crecimiento en aquellas mujeres cuyos maridos tiene mayores ingresos. Estos hechos parecen indicar que la incorporación de las mujeres casadas al mercado de trabajo, junto al crecimiento de perceptoras de otro tipo de rentas, tiene un efecto compensador de los ingresos masculinos, si bien este efecto parece deteriorarse a lo largo de la década.

Gráfico 3



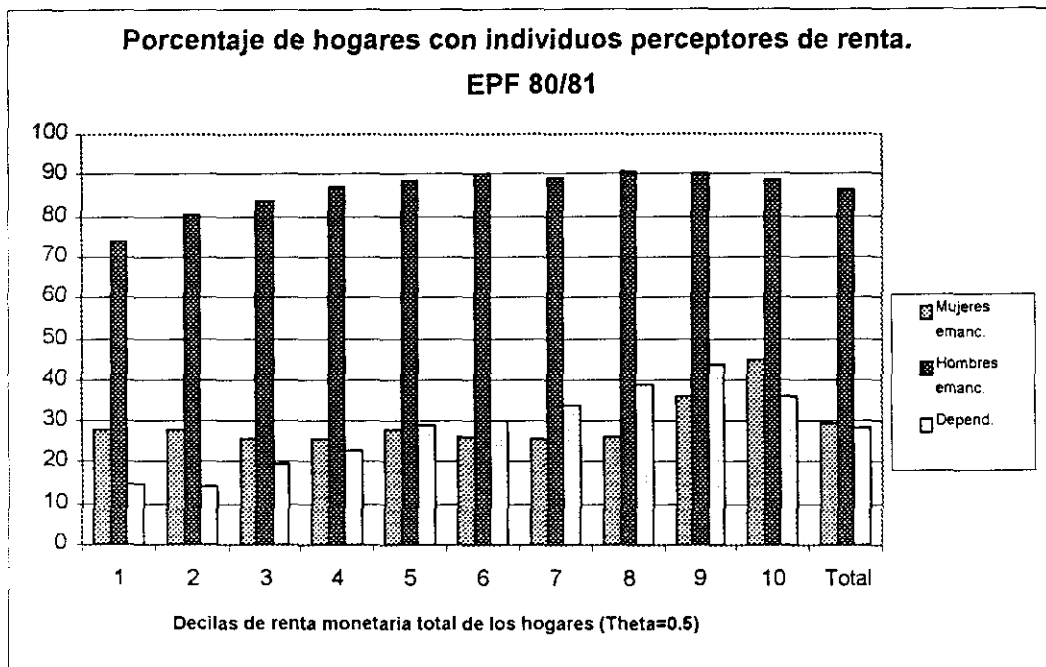
Por otra parte, como se aprecia en el Gráfico 3, la renta femenina tiene un peso especialmente alto en el caso de las parejas con hombres peor situados en la distribución de renta, suponiendo en la primera decila entre un quinto y un cuarto de la renta total del hogar, porcentaje que disminuye considerablemente a medida que aumenta la renta de los hombres. Este hecho, que puede originar cambios importantes en las posiciones relativas de los hogares, *reordenaciones* en la terminología expuesta en el apartado anterior, hace que no sea tan evidente el impacto distributivo de las rentas de las mujeres casadas.

Tras analizar lo ocurrido con las parejas, la clasificación de la totalidad de los hogares en decilas⁹ según su renta monetaria permitirá conocer cómo

⁹Se han construido decilas de acuerdo con la renta monetaria del hogar (excluyendo ingresos procedentes del capital y la propiedad) ajustada a través del procedimiento habitual de parametrización de las escalas de equivalencia (Buhman *et al.* (1988) y Coulter *et*

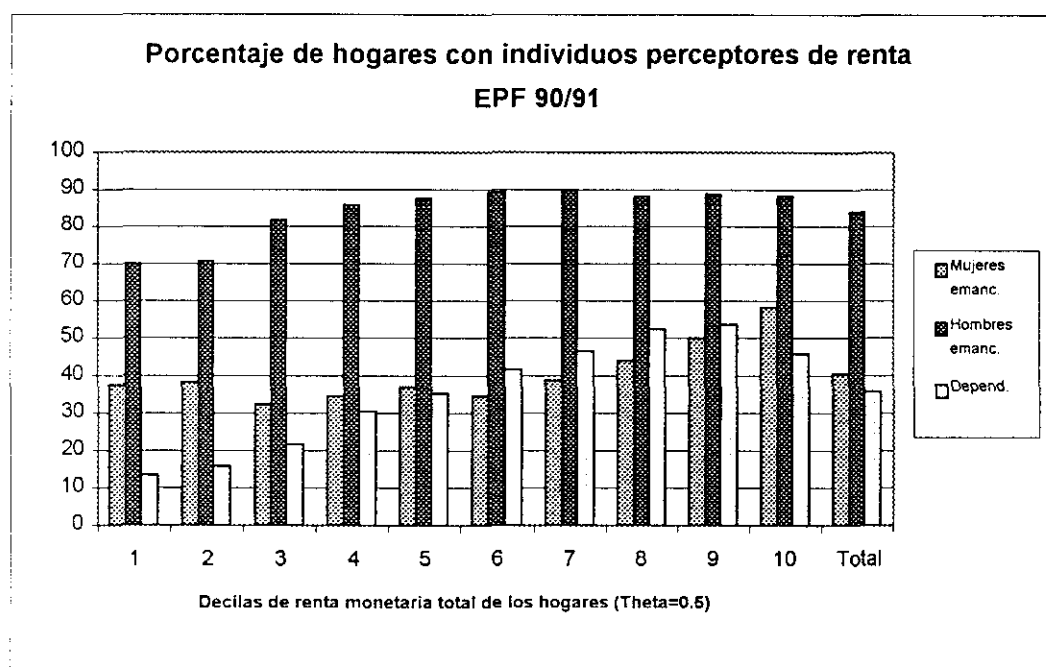
se distribuyen los diversos perceptores de ingresos.

Gráfico 4



al. (1992). Para no ser exhaustivos, en los siguientes cuadros se presentan los resultados únicamente para $\Theta = 0.5$.

Gráfico 5



Como se puede observar en los Gráficos 4 y 5, la probabilidad de que los hombres emancipados perciban ingresos aumenta con el nivel de vida del hogar, ocurriendo algo similar para los dependientes. En lo que respecta a las mujeres emancipadas, el perfil muestra forma de U, siendo las situadas en los hogares con menor y mayor nivel de renta aquellas con mayor probabilidad de obtener ingresos. A lo largo del período considerado aumenta considerablemente el porcentaje de hogares con mujeres emancipadas y dependientes perceptores de renta siendo el incremento es especialmente intenso en los hogares más ricos.

Si consideramos el origen de dichos ingresos, los Gráficos 1, 2, 3 y 4 del Apéndice ponen de manifiesto las importantes diferencias por decilas. Según la EPF 90-91, las transferencias constituyen la principal fuente de ingresos para alrededor del 55 por ciento (43 por ciento según la EPF 80-81) de los

hombres emancipados situados en los hogares más pobres mientras, que en las decilas del extremo superior dicho porcentaje no supera el 17 por ciento (7 por ciento en la EPF 80-81). En el caso de las mujeres emancipadas el perfil es similar, aumentando el porcentaje de mujeres cuya principal fuente de ingresos proviene del trabajo a medida que aumenta la renta del hogar. Es importante destacar el crecimiento producido en los años ochenta en el porcentaje de individuos con ingresos procedentes de transferencias, y su mayor importancia relativa en el caso de las mujeres.

Los Gráficos 5 y 6 del Apéndice permiten identificar la contribución de los distintos tipos de individuos y su evolución por decilas de ingresos del hogar. El porcentaje que representa el ingreso de los hombres emancipados sobre el total presenta forma de U invertida y disminuye de forma acentuada durante la década. En lo que respecta a las mujeres emancipadas, el perfil muestra forma de U alcanzando los mayores niveles en las decilas extremas, incrementándose notablemente la contribución de las mujeres emancipadas en todas las decilas y más intensamente en las dos primeras. La contribución de los dependientes es considerablemente menor que la de hombres y mujeres emancipados. Su importancia crece progresivamente a medida que mejora la situación económica del hogar al que pertenecen, incrementándose a lo largo de los años ochenta el peso relativo de estos ingresos, especialmente en las decilas con mayor renta.

Los datos expuestos ponen de relieve que, debido a razones muy diversas, las mujeres casadas perceptoras de rentas están situadas en los extremos de la distribución de rentas de sus maridos, siendo su contribución relativa a la renta del hogar especialmente intensa en los hogares más pobres. Estos indicios de un posible efecto igualador de las rentas femeninas parecen verse aminorados por los cambios experimentados en la década de los ochenta, con

incrementos más intensos en la probabilidad de obtener ingresos y en las rentas medias de las mujeres cuyos esposos tiene ingresos más altos. Por otra parte, la probabilidad de que los dependientes obtengan ingresos también aumenta con la renta del hogar, y crece especialmente en los hogares más ricos, lo que podría ser un indicio del potencial efecto desigualador de los ingresos de este grupo de individuos. La aplicación del índice de Movilidad de CDW nos permitirá la contrastación de estos efectos, para los que desde esta primera aproximación no obtenemos una respuesta definitiva.

3.3.3 Desigualdad

Los índices de CDW evalúan la movilidad por la diferencia entre la desigualdad en una situación de referencia y la distribución agregada. Por otra parte, una de las propiedades de la descomposición propuesta por Ruiz-Castillo (1998c) es que $ME(Y) \geq 0$ siempre que $I(y_1) \geq I(y_2)$. En consecuencia, consideramos importante conocer la dispersión de los ingresos de los hogares y de los diversos tipos de individuos cuyo impacto distributivo analizaremos a través de índices de movilidad. Para hacer posible la comparación de hogares heterogéneos, supondremos que los hogares difieren únicamente en tamaño, y utilizaremos escalas de equivalencia de la forma habitual en la literatura, como se hizo en el primer capítulo de la tesis. Evaluaremos la desigualdad a través del índice de Theil(1)¹⁰, que permite la descomponibilidad aditiva de la FBS.

¹⁰El índice Theil (1) no está definido para ingresos negativos o nulos, por lo que sólo analizaremos la distribución de perceptores de ingresos positivos. Presentamos los resultados para $\Theta = 0.5$, siendo el signo y la cuantía de las variaciones robusta a la elección de escalas de equivalencia. Los resultados para otros índices relativos de desigualdad y otras escalas de equivalencia se muestran en el Apéndice.

Cuadro 3

Índices de Desigualdad Relativa para diversos tipos de hogares.

Distribución de renta monetaria*

	Theil (1)		
	EPF 80/81	EPF 90/91	% Var.
PSD2R (a)	0,178	0,143	-19,5
PSD (b)	0,194	0,209	7,4
PCD2R (c)	0,134	0,119	-11,1
PCD (d)	0,149	0,136	-8,7
P2R (e)	0,163	0,133	-18,3
P (f)	0,174	0,172	-0,8
OSD (g)	0,262	0,250	-4,4
OCD (h)	0,214	0,207	-3,4
O (i)	0,224	0,216	-3,5
Todos los Hogares (f+i)	0,183	0,181	-1,1

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges perceptores de renta. (b) Parejas sin dependientes. (c) Parejas con dependientes, los dos cónyuges perceptores de renta. (d) Parejas con dependientes. (e) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Otros hogares sin dependientes. (h) Otros hogares con dependientes. (i) Otros hogares.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $T_{ta}=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los datos del Cuadro 3 ponen de manifiesto que existen considerables diferencias en la dispersión de la renta de los diversos tipos de hogares. Tanto al comienzo como al final de la década son los *Otros hogares* el grupo con mayor dispersión, mientras que las parejas con dos perceptores, especialmente aquellas con dependientes, son las menos desiguales, lo que podría ser un indicador del potencial efecto igualador de los ingresos femeninos. Este tipo

de hogar, es decir, las parejas en las que las mujeres reciben renta, es el que mayores descensos ha experimentado en la desigualdad, produciéndose, en el resto, ligeros descensos en la dispersión, e incluso aumentos en el caso de las parejas sin dependientes, durante la década de los ochenta.

Las columnas 2 y 4 del Cuadro 4 muestran la dispersión de las diversas fuentes de renta del hogar, y_k , cuyo impacto sobre la dispersión de la distribución agregada, y_a , se analiza en el siguiente apartado. Para un determinado tipo de individuos, y_k viene dado por la suma de los ingresos de los individuos de ese grupo que forman parte del hogar. En la tercera y quinta columnas de dicho cuadro se presenta la desigualdad de las distribuciones de referencia¹¹, y_{a-k} , que utilizaremos en el análisis empírico.

¹¹Es decir, la distribución de renta de los hogares que excluye la fuente de renta k .

Cuadro 4

Desigualdad Relativa Theil (1)

Distribución de renta monetaria*

	EFP 80/81		EFP 90/91	
	Y_k	Y_{a-k}	Y_k	Y_{a-k}
Hombres emancipados	0,194	0,276	0,200	0,261
Mujeres emancipadas	0,285	0,181	0,262	0,188
Dependientes	0,261	0,195	0,259	0,191
Jóvenes	0,251	0,197	0,282	0,197
Hombres jóvenes	0,244	0,185	0,247	0,165
Mujeres jóvenes	0,263	0,165	0,314	0,155
Mayores	0,272	0,194	0,223	0,196
Hombres mayores	0,251	0,187	0,196	0,211
Mujeres mayores	0,276	0,170	0,231	0,167
Todos los Hombres	0,184	0,299	0,191	0,285
Todas las Mujeres	0,297	0,184	0,276	0,192

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $T_{a=0.5}$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

La dispersión de los ingresos femeninos es considerablemente superior a la de las rentas masculinas (especialmente en el caso de las mujeres emancipadas en la EPF 80-81 y las jóvenes en la EPF 90-91). Por otra parte, a lo largo de la década se producen incrementos en la desigualdad de los ingresos de los hombres (excepto en el caso de los mayores) y caídas en la dispersión de los ingresos femeninos (excepto las jóvenes). La desigualdad de la distribución de referencia es especialmente elevada cuando se eliminan las rentas masculinas, y presenta los menores valores al excluir las rentas de las mujeres, tanto jóvenes como mayores.

Si la desigualdad de la fuente de renta k es baja respecto al resto de ingresos, es decir si $I(y_k) < I(y_{a-k})$ se cumple que la Movilidad Estructural es positiva. Este será el caso para las rentas de los hombres emancipados y la totalidad de varones, ocurriendo lo contrario para el resto de grupos. Por otra parte, en presencia de permutaciones, la Movilidad de Intercambio será positiva, con lo que el efecto global sobre la movilidad dependerá de la intensidad y el signo de ambos elementos.

3.4 Índices de movilidad y su descomposición: una aplicación a las EPF españolas

En esta sección se presentan los resultados de la aplicación empírica del índice de CDW (85) y su descomposición a los datos de la EPF 90-91¹².

Definamos la renta agregada del hogar h , y_a^h , como la suma de ingresos procedentes de k fuentes de renta, de manera que $y_a^h = \sum_k y_k^h = y_{he}^h + y_{me}^h + y_{hj}^h + y_{mj}^h + y_{hm}^h + y_{mm}^h$. El subíndice he se refiere a las rentas de los hombres emancipados, me a los ingresos de las mujeres emancipadas, hj a la suma de ingresos de los hombres jóvenes presentes en el hogar, mj a la suma de rentas de las mujeres jóvenes, hm al total de ingresos de los hombres mayores y mm al total de rentas de las mujeres mayores pertenecientes al hogar h .

Estudiaremos el impacto distributivo de la fuente de ingresos k , (y_k) , tomando como distribución de referencia a la distribución de ingresos monetarios de los hogares a la que se le ha sustraído dicha fuente de ingreso (y_{a-k}) .

¹²El análisis se ha realizado para diversos valores de las escalas de equivalencia al encontrarnos ante comparaciones de bienestar entre hogares heterogéneos. Los resultados presentados son $\Theta = 0.5$. Los datos para otros valores muestran un perfil similar y están disponibles a petición del interesado.

De esta forma, el signo positivo (negativo) del índice $M_{CDW}(y_{a-k}, y_k)$ indicará que la fuente de renta k ha tenido un impacto igualador (desigualador), es decir, que ha contribuido a la reducción (incremento) de la dispersión de la distribución agregada (y_a). La descomposición de la movilidad en Movilidad Estructural y Movilidad de Intercambio permitirá conocer el origen de dicha contribución, que puede deberse tanto a que la desigualdad de y_k es baja (alta) respecto a la del resto de las fuentes de renta, en cuyo caso la $ME(y_{a-k}, y_k)$ sería positiva (negativa), como al efecto positivo sobre la desigualdad de las permutaciones entre y_{a-k} e y_k , que conllevaría que la $MI(y_{a-k}, y_k)$ fuese positiva.

El resto de la sección se divide en cuatro apartados. En primer lugar se estudia el impacto distributivo de los ingresos femeninos, para pasar en el segundo apartado a la contribución de las rentas de los hombres a la desigualdad global. En el tercer apartado se analiza el efecto de los ingresos de los dependientes, diferenciando en razón de su edad y sexo, para concluir en el cuarto apartado con algunos comentarios sobre la evolución de la movilidad en los años ochenta.

3.4.1 Efecto de los ingresos femeninos sobre el bienestar.

La mayoría de los estudios que analizan el impacto distributivo de los ingresos femeninos se restringen a estudiar únicamente el efecto de las rentas de las mujeres casadas en edad de trabajar¹³. Con un enfoque similar, los trabajos para el caso español examinan el impacto de las rentas femeninas en una muestra de parejas casadas en las que ambos cónyuges son menores de 65 años, aplicando índices de desigualdad descomponibles por fuentes de renta.

¹³Entre otros, Cancian y Reed (1998) y S. Dazinger (1980) para el caso estadounidense.

El estudio de Alba y Collado (1998) concluye que la participación de la mujer en el mercado de trabajo contribuye sólo ligeramente a la reducción de la desigualdad, mientras que Gradín y Otero (1999) no obtienen resultados definitivos, dependiendo éstos de la distribución de referencia considerada.

En nuestro caso, no sólo analizaremos el impacto de las rentas de las mujeres casadas, sino que adicionalmente estudiaremos el de la totalidad de ingresos percibidos por las mujeres, independientemente de su relación con el sustentador principal y el origen de sus rentas. En primer lugar examinaremos el impacto distributivo de la renta de las mujeres emancipadas. Los resultados para la EPF 1990/1991, diferenciados para diversos tipos de parejas, aparecen en el Cuadro 5 y su representación en el Gráfico 7 del Apéndice.

Cuadro 5

Descomposición del índice CDW. Impacto de las rentas femeninas.

Y1*=Rta del hogar-rta mujeres, Y2*=Rta mujeres, Ya*=Rta del hogar

	EPF 90/91		
	Mov.Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PSD2R (a)	3,218	-2,946	6,164
PSD (b)	-1,352	-11,786	10,434
PCDR2R (c)	1,890	-3,505	5,396
PCDNR2R (d)	5,050	-2,351	7,400
PCD2R (e)	3,113	-3,362	6,744
PCDR (f)	0,507	-5,262	5,768
PCDNR (g)	-0,914	-9,547	8,633
PCD (h)	0,402	-6,478	6,880
P2R (i)	3,406	-3,596	7,002
P2RML (j)	2,897	-3,206	6,103
P2RMT (k)	7,366	-0,872	8,238
P (l)	0,001	-9,537	9,538
Hogares con mujeres percep.	5,311	-3,780	9,091
Hogares con mujeres	1,699	-11,372	13,071
<u>Todos los hogares</u>	1,933	-11,379	13,312

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges perceptores de renta. (b) Parejas sin dependientes. (c) Parejas con dependientes receptores de ingresos, los dos cónyuges perceptores de renta. (d) Parejas con dependientes que no perciben ingresos, los dos cónyuges perceptores de renta. (e) Parejas con dependientes, los dos cónyuges perceptores de renta. (f) Parejas con dependientes perceptores de ingresos. (g) Parejas con dependientes que no perciben ingresos. (h) Todas las parejas con dependientes. (i) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta. (j) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta. Principal fuente de renta de las mujeres: trabajo. (k) Parejas con los dos cónyuges perceptores de renta. Principal fuente de renta de las mujeres: transferencias. (l) Todas las parejas.

* Escala de equivalencia: $\Theta=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En caso de las parejas en las que los dos cónyuges perciben algún ingreso monetario (casos a,c,d,e,i), la mejora en el bienestar inducida por los ingresos femeninos oscila entre el 2 y el 5 por ciento. Dicha mejoría se debe al efecto positivo de las permutaciones producidas por los ingresos de las mujeres (la Movilidad de Intercambio presenta signo positivo). Dichas permutaciones originan cambios en la posición relativa de los hogares que disminuyen la desigualdad de la renta agregada. El signo negativo de la Movilidad Estructural amortigua el efecto positivo sobre el bienestar producido por las permutaciones, y es consecuencia de la alta dispersión interna de las rentas femeninas.

Hemos diferenciado aquellas parejas en las que las mujeres obtienen ingresos principalmente en el mercado de trabajo, ya sea como asalariadas o trabajadoras por cuenta propia (caso j), de aquellas en las que los ingresos femeninos proceden mayoritariamente de transferencias públicas o privadas (caso k). En esta última situación, el impacto sobre el bienestar es considerablemente superior, cercano al 7 por ciento, debido de nuevo al efecto positivo de las permutaciones, que compensa el reducido valor negativo de la Movilidad Estructural, reflejo de la pequeña dispersión en ese colectivo de mujeres receptoras de transferencias. Cuando consideramos a las parejas con uno o dos cónyuges perceptores (casos b,f,g,h,l), el impacto distributivo de los ingresos femeninos es prácticamente nulo. Las magnitudes de la Movilidad Estructural y de Intercambio son similares, aunque de signo contrario, lo que neutraliza su efecto sobre el bienestar.

En las tres últimas filas del Cuadro 5 se muestran los resultados para la totalidad de ingresos femeninos, es decir, considerando las rentas de las mujeres emancipadas y no emancipadas (jóvenes y mayores). El impacto sobre el bienestar de la totalidad de rentas femeninas es positivo, ligeramente

superior que en el caso de las parejas, y mayor en el caso de considerar únicamente a los hogares con mujeres perceptoras de ingresos.

Los resultados obtenidos en el caso de restringirnos a las parejas con ambos cónyuges con edades comprendidas entre los 16 y 64 años (muestra utilizada en la mayoría de trabajos), se muestran en el Cuadro 6. Las estimaciones son muy similares a las comentadas para el conjunto de la población, pudiendo apreciarse un efecto distributivo de los ingresos de las mujeres ligeramente menor que en el caso de incluir a los individuos mayores de 64 años.

Cuadro 6

Descomposición del índice CDW. Hogares con ambos cónyuges entre 16 y 64 años. Impacto de las rentas femeninas.

Y1*=Rta del hogar-rta mujeres, Y2*=Rta mujeres, Ya*=Rta del hogar

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PSD2R(a)	2,873	-3,091	5,964
PSD(b)	-1,558	-11,168	9,611
PCDR2R(c)	1,593	-3,722	5,315
PCDNR2R(d)	5,053	-2,147	7,200
PCD2R(e)	2,918	-3,726	6,644
PCDR(f)	0,404	-5,292	5,696
PCDNR(g)	-1,015	-9,333	8,318
PCD(h)	0,253	-6,562	6,815
P2R(i)	2,811	-3,829	6,640
P2RML(j)	2,905	-3,020	5,925
P2RMT(k)	5,122	-3,061	8,183
P(l)	-0,427	-9,377	8,950

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas sin dependientes. (c) Parejas con dependientes receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (d) Parejas con dependientes que no perciben ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (e) Todas las parejas con dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (f) Parejas con dependientes receptores de ingresos. (g) Parejas con dependientes que no perciben ingresos. (h) Todas las parejas con dependientes. (i) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (j) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. Principal fuente de renta de las mujeres: trabajo. (k) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. Principal fuente de renta de las mujeres: transferencias. (l) Todas las parejas.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: Theta=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Por tanto, podemos concluir que, exceptuando el caso de las mujeres

emancipadas cuya principal fuente de renta son las transferencias, los ingresos femeninos no han tenido un claro impacto igualador, habiendo sido su contribución a la desigualdad de la distribución de renta familiar prácticamente neutral.

3.4.2 Efecto de los ingresos masculinos sobre el bienestar.

Aunque habitualmente no se estudie el impacto distributivo de la renta de los hombres, la aplicación del índice de Movilidad de CDW nos permite estimar su contribución de manera similar a la del resto de individuos. Los resultados se presentan en el Cuadro 7 y en el Gráfico 8 del Apéndice.

Cuadro 7

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos masculinos.

Y1*=Rta del hogar-rta hombres, Y2*=Rta hombres, Ya*=Rta del hogar

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PSD2R(a)	12,784	6,045	6,740
PSD(b)	15,166	6,756	8,410
PCDR2R(c)	5,193	-1,871	7,065
PCDNR2R(d)	13,490	5,498	7,993
PCD2R(e)	9,343	-0,335	9,678
PCDR(f)	15,993	4,191	11,802
PCDNR(g)	15,576	6,037	9,539
PCD(h)	16,154	4,265	11,889
P2R(i)	12,419	3,227	9,193
P(j)	15,848	4,725	11,123
Hogares con hombres percep.	20,146	9,633	10,513
Hogares con hombres	19,499	6,572	12,927
Todos los hogares	17,997	-7,521	25,518

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas sin dependientes. (c) Parejas con dependientes receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (d) Parejas con dependientes que no perciben ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (e) Todas las parejas con dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (f) Parejas con dependientes receptores de ingresos. (g) Parejas con dependientes que no perciben ingresos. (h) Todas las parejas con dependientes. (i) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (j) Todas las parejas.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: The-
ta=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Al examinar la contribución de las rentas masculinas hemos de tener en cuenta que dichos ingresos constituyen la principal fuente de renta de los hogares, representando alrededor de dos tercios de la renta total, y que la

distribución de referencia, es decir, aquella que excluye la renta de los hombres, presenta un alto grado de desigualdad¹⁴. Esto, unido al hecho de que los ingresos de los hombres estén mejor distribuidos que los del resto de individuos, provocará que, en la mayoría de los casos, la Movilidad Estructural sea positiva. Por su parte, la Movilidad de Intercambio también presenta signo positivo, recogiendo el impacto igualatorio de las permutaciones inducidas por la renta de los hombres.

Por consiguiente, como era de esperar, el impacto de las rentas masculinas es igualitario y su magnitud es considerablemente superior a la de los ingresos femeninos. Dicho efecto es sustancialmente mayor al considerar las rentas de todos los varones (como se aprecia en las tres últimas filas del Cuadro 7) que cuando nos restringimos al análisis de las rentas de los hombres emancipados.

3.4.3 Efecto de los ingresos de los dependientes sobre el bienestar.

Las rentas de estos individuos tienen un impacto igualador de la distribución familiar de ingresos (Cuadro 8 y Gráfico 9 del Apéndice). Esta contribución positiva (oscila entre el 3 y el 15 por ciento) es especialmente intensa en el caso de considerar únicamente a aquellos hogares con dependientes perceptores de renta, y se debe fundamentalmente a las permutaciones que dichas rentas producen en las posiciones relativas de los hogares. A continuación examinaremos separadamente la contribución de los *jóvenes* y *mayores dependientes* en función de su sexo.

¹⁴Véase el Cuadro 4 del apartado anterior.

Cuadro 8

Descomposición del índice CDW. Impacto de los
ingresos de los dependientes

Y1*=Rta del hogar-rta dep., Y2*=Rta dep., Ya*=Rta del hogar

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PCDR2R(a)	4,835	-3,691	8,526
PCD2R(b)	4,779	-7,924	12,703
PCDR(c)	7,171	-3,334	10,505
PCD(d)	5,307	-10,290	15,598
P2R(e)	2,685	-6,889	9,575
P(f)	3,819	-11,041	14,860
OCDR(g)	15,005	1,686	13,320
OCD(h)	10,542	-7,572	18,114
Hogares con dependientes receptores(i)	8,958	-2,685	11,642
Todos los hogares	4,406	-12,469	16,875
Impacto dependientes según sexo			
Hogares con hombres dependientes	8,414	-1,586	10,000
Hogares con mujeres dependientes	2,316	-8,801	11,116
Todos los hogares (impacto hombres dep.)	5,079	-4,277	9,356
Todos los hogares (impacto mujeres dep.)	1,316	-6,909	8,225

(a) Parejas con dependientes receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas con dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (c) Parejas con dependientes receptores de ingresos. (d) Todas las parejas con dependientes. (e) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Hogares monoparentales-unipersonales y otros con dependientes receptores de renta. (h) Hogares monoparentales-unipersonales y otros con dependientes.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: Theta=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Impacto distributivo de los ingresos de los jóvenes.

Los resultados para este colectivo se muestran en el Cuadro 9. El efecto igualador de las rentas de este grupo de individuos es ligeramente inferior que el de los ingresos de la totalidad de dependientes, y oscila entre el 1 y el 11 por ciento para la EPF 90-91.

Cuadro 9

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de los jóvenes

$Y1^*$ =Rta del hogar-rta jóvenes, $Y2^*$ =Rta jóvenes, Ya^* =Rta del hogar

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
P2R(a)	3,924	-4,386	8,311
P2R(b)	3,337	-8,152	11,489
P2R(c)	6,012	-4,165	10,177
P2R(d)	3,608	-10,805	14,413
P2R(e)	1,412	-4,900	6,312
P(f)	2,140	-9,048	11,188
OC2R(g)	11,296	-3,023	14,319
OC2R(h)	7,468	-13,285	20,753
OC2R(i)	6,876	-4,255	11,131
Todos los hogares (j)	2,151	-9,623	11,774

(a) Parejas con jóvenes receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas con jóvenes, los dos cónyuges receptores de renta. (c) Parejas con jóvenes receptores de ingresos. (d) Todas las parejas con jóvenes. (e) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con jóvenes receptores de renta. (h) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con jóvenes. (i) Hogares con jóvenes receptores de rentas. (j) Todos los hogares.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $Ta=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Como era de esperar, la contribución a la reducción de la desigualdad agregada es mayor en el caso de considerar únicamente aquellos hogares en los que los jóvenes perciben rentas (casos a,c,g). La principal razón de esta contribución positiva a la reducción de la dispersión de los ingresos familiares se encuentra de nuevo en las permutaciones inducidas por la renta de los jóvenes. Los cambios en la posición relativa de los hogares que producen dichas rentas hacen que la desigualdad de la renta familiar se reduzca. De esta forma, la Movilidad de Intercambio compensa el signo negativo de la Movilidad Estructural, originado por el hecho de que la renta de los jóvenes está más desigualmente distribuida que la renta del hogar que excluye dichos ingresos.

En los Cuadros 10 y 11 se recogen los resultados diferenciados según el sexo. Las rentas de los hombres jóvenes son ligeramente más igualitarias que las de las mujeres, siendo en ambos casos negativa la Movilidad Estructural y positivo el efecto de las permutaciones.

Cuadro 10

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de los hombres jóvenes. $Y1^*=Rta$ del hogar- rta hombres jóv., $Y2^*=Rta$ hombres jóv., $Ya^*=Rta$ del hogar.

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov. Estructural	Mov. Intercambio
PCDR2R(a)	3,240	-3,169	6,409
PCD2R(b)	3,126	-6,541	9,667
PCDR(c)	5,533	-2,918	8,451
PCD(d)	3,333	-9,158	12,491
P2R(e)	0,808	-3,204	4,012
P(f)	1,186	-6,488	7,674
OCDR(g)	8,969	-3,081	12,050
OCD(h)	6,721	-11,254	17,975
HCDR(i)	6,147	-3,081	9,228
Todos los hogares (j)	1,205	-6,793	7,998

(a) Parejas con jóvenes hombres receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas con jóvenes hombres, los dos cónyuges receptores de renta. (c) Parejas con jóvenes hombres receptores de ingresos. (d) Todas las parejas con jóvenes hombres. (e) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con jóvenes hombres receptores de renta. (h) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con jóvenes hombres. (i) Hogares con jóvenes hombres receptores de rentas. (j) Todos los hogares.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $\theta = 0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 11

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de las mujeres jóvenes. $Y1^*=Rta$ del hogar- rta mujeres jóv., $Y2^*=Rta$ mujeres jóv., $Ya^*=Rta$ del hogar

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PCDR2R(a)	1,848	-5,584	7,432
PCD2R(b)	1,454	-6,673	8,126
PCDR(c)	3,195	-5,136	8,332
PCD(d)	1,522	-8,032	9,553
P2R(e)	0,414	-2,403	2,817
P(f)	0,541	-4,208	4,748
OCDR(g)	6,075	-4,876	10,951
OCD(h)	1,967	-11,924	13,891
HCDR(i)	3,621	-5,350	8,970
Todos los hogares (j)	0,492	-4,529	5,021

(a) Parejas con mujeres jóvenes receptoras de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas con mujeres jóvenes, los dos cónyuges receptores de renta.(c) Parejas con mujeres jóvenes receptoras de ingresos. (d) Todas las parejas con mujeres jóvenes. (e) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con mujeres jóvenes receptoras de renta. (h) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con mujeres jóvenes.(i) Hogares con mujeres jóvenes receptoras de rentas. (j) Todos los hogares

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $The_{ta}=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Impacto distributivo de los ingresos de los mayores.

En el Cuadro 12 se muestran los resultados obtenidos para este grupo de individuos. Las estimaciones son muy similares a las obtenidas para los jóvenes, siendo el efecto igualador especialmente intenso en aquellos hogares con

mayores dependientes que perciben ingresos, principalmente aquellos denominados *Otros hogares*, en los que el porcentaje de mejoría en el bienestar alcanza el 13 por ciento.

Cuadro 12

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de los mayores

$Y1^*$ =Rta del hogar-rta mayores, $Y2^*$ =Rta mayores, Ya^* =Rta del hogar

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PCDR2R(a)	4,499	-1,777	6,276
PCD2R(b)	3,912	-3,020	6,932
PCDR(c)	7,002	-1,153	8,155
PCD(d)	5,990	-3,153	9,143
P2R(e)	1,064	-3,320	4,384
P(f)	1,360	-4,820	6,180
OCDR(g)	13,386	1,872	11,514
OCD(h)	9,638	-4,325	13,962
HCDR(i)	9,131	-0,861	9,991
<u>Todos los hogares (j)</u>	1,951	-6,526	8,477

(a) Parejas con mayores receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas con mayores, los dos cónyuges receptores de renta. (c) Parejas con mayores receptores de ingresos. (d) Todas las parejas con mayores. (e) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Hogares monoparentales-unipersonales y otros con mayores receptores de renta. (h) Hogares monoparentales-unipersonales y otros con mayores. (i) Hogares con mayores receptores de rentas. (j) Todos los hogares.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $Ta=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

La principal razón detrás de esta contribución igualatoria son, de nuevo, las permutaciones o cambios de posición relativa inducidas por las rentas de

los mayores. En aquellos casos en que la Movilidad Total es mayor, la Movilidad Estructural también presenta signo positivo, indicando cómo la menor dispersión interna de ese grupo contribuye positivamente a la reducción de la desigualdad global. En el resto de situaciones, la Movilidad Estructural reduce el efecto igualatorio inducido por las permutaciones.

Diferenciando a los mayores según el sexo (Cuadros 13 y 14), encontramos que el efecto de las rentas de los varones es notablemente mayor que el de las mujeres, especialmente en el caso de aquellos hombres que forman parte de los *Otros hogares*.

Cuadro 13

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de los hombres mayores. $Y1^*=Rta$ del hogar- rta hombres may., $Y2^*=Rta$ hombres may., $Ya^*=Rta$ del hogar

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PCCR2R(a)	6,560	-0,243	6,802
PCD2R(b)	5,722	-1,405	7,126
PCCR(c)	8,543	0,724	7,820
PCD(d)	7,438	-1,233	8,671
P2R(e)	0,536	-1,951	2,487
P(f)	0,724	-3,014	3,738
OCCR(g)	18,266	5,814	12,452
OCD(h)	15,002	0,542	14,460
HCCR(i)	11,328	1,727	9,600
Todos los hogares (j)	1,003	-3,086	4,836

(a) Parejas con hombres mayores receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas con hombres mayores, los dos cónyuges receptores de renta. (c) Parejas con hombres mayores receptores de ingresos. (d) Todas las parejas con hombres mayores. (e) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con hombres mayores receptores de renta. (h) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con hombres mayores. (i) Hogares con hombres mayores receptores de rentas. (j) Todos los hogares.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $\theta_a=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 14

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de las mujeres mayores. $Y1^*$ =Rta del hogar-rta mujeres may., $Y2^*$ =Rta mujeres may., Ya^* =Rta del hogar

	EPF 90/91		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PCDR2R(a)	3,639	-0,992	4,631
PCD2R(b)	2,854	-3,239	6,093
PCDR(c)	4,833	-1,095	5,928
PCD(d)	3,652	-3,951	7,603
P2R(e)	0,455	-1,886	2,340
P(f)	0,515	-2,636	3,151
OCDR(g)	7,205	-2,006	9,211
OCD(h)	6,330	-8,183	14,503
HCDR(i)	4,833	-1,095	5,928
Todos los hogares (j)	0,782	-3,878	4,660

(a) Parejas con mujeres mayores receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas con mujeres mayores, los dos cónyuges receptores de renta. (c) Parejas con mujeres mayores receptores de ingresos. (d) Todas las parejas con mujeres mayores. (e) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con mujeres mayores receptores de renta. (h) Hogares monoparentales, unipersonales y otros con mujeres mayores. (i) Hogares con mujeres mayores receptores de rentas. (j) Todos los hogares.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $T_{ta}=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

3.4.4 Evolución temporal

La información disponible no nos permite hablar con propiedad de la evolución temporal de la movilidad. Dicho análisis requeriría la utilización de datos de panel, que permitiesen obtener información de una misma muestra

de individuos a lo largo del tiempo. No obstante, a pesar de la prudencia con que se han de interpretar los resultados, resulta de interés comparar las estimaciones de movilidad obtenidas a través de los datos de sección cruzada de las dos EPF consideradas.

En las secciones anteriores se han presentado los resultados obtenidos sobre el efecto distributivo de los ingresos de mujeres emancipadas, hombres emancipados y dependientes (diferenciando según su sexo y edad) para la EPF 1990-91. Las estimaciones para la EPF 1980-81¹⁵ ponen de manifiesto una continuidad en la pauta seguida por el impacto distributivo de las rentas de los distintos grupos de individuos: una mayor contribución igualitaria de las rentas de dependientes y hombres emancipados que la de las mujeres emancipadas, cuyos ingresos tienen un impacto prácticamente neutral sobre la dispersión de la distribución de renta familiar. Dichos efectos igualitarios son especialmente intensos cuando se seleccionan únicamente los hogares en que los individuos cuya contribución se estudia son perceptores de rentas.

En lo que se refiere a la comparación de las magnitudes de las dos encuestas, y a pesar del importante crecimiento, tanto en el número de mujeres emancipadas receptoras de ingresos como en sus rentas medias, especialmente intenso en el caso de aquellas situadas en los hogares más ricos, se ha constatado que el impacto igualatorio de los ingresos femeninos apenas ha variado a lo largo de la década, permaneciendo igualmente estable la contribución de las rentas de los dependientes y hombres emancipados.

¹⁵Los resultados para esta encuesta se muestran en los Cuadros 8, 9, 10 y 11 del Apéndice.

3.5 Algunas conclusiones

El propósito de este trabajo ha sido contribuir al análisis de las implicaciones distributivas de la agregación de los ingresos de los individuos dentro del hogar, tratando de investigar las conexiones entre el descenso producido en la desigualdad de la renta de los hogares españoles en los años ochenta y el incremento en la dispersión de la distribución individual de ingresos.

Consideramos de interés analizar estos aspectos, y en especial el papel de los ingresos femeninos. El aumento de la participación de las mujeres en el mercado de trabajo, unido al importante crecimiento de sus ingresos y al incremento de su peso relativo en la renta familiar en el decenio estudiado son razones que justifican este estudio. Por otra parte, la escasez de evidencia empírica para el caso español, y los resultados poco concluyentes de los trabajos que analizan datos de otros países, añaden interés al tema. La incorporación de la totalidad de ingresos femeninos al estudio, no restringiéndonos a los obtenidos por las mujeres casadas en edad de trabajar, constituye una aportación diferenciadora de este trabajo. Adicionalmente, se ha analizado el impacto distributivo de los ingresos del resto de adultos que componen la unidad familiar, cuyo estudio ha sido relegado en los trabajos al respecto, y que consideramos constituye una importante contribución de este capítulo.

El análisis tradicional de este tipo de efectos se ha basado en identificar la contribución de las distintas fuentes de renta a la dispersión global a través de índices de desigualdad descomponibles. En este trabajo se ha utilizado el indicador de Movilidad de CDW (1985) y la descomposición de dicho índice propuesta por Ruiz-Castillo (1998c) como alternativa a los índices descomponibles por fuentes de renta utilizados en la mayoría de los estudios.

Los datos empleados proceden de las EPF de 1980-81 y 1990-91, siendo la variable objeto de estudio la renta monetaria, definida en términos anuales,

netas de retenciones y cotizaciones sociales, y excluyendo las rentas del capital y la propiedad. A efectos del análisis de las implicaciones distributivas se ha dividido a la población en cuatro grandes grupos: hombres y mujeres emancipados, jóvenes y mayores. El examen desagregado para diversos tipos de hogares permite una mejor identificación de la contribución de los ingresos de los distintos grupos de individuos.

Los resultados de una primera aproximación descriptiva a los datos muestran que durante la década de los ochenta se produjo un crecimiento de los ingresos de las mujeres casadas, considerablemente superior al de las rentas masculinas. Este incremento fue especialmente intenso en el caso de las mujeres cuyos maridos están situados en las decilas de renta más altas, y estuvo acompañado de un importante crecimiento del porcentaje de mujeres casadas receptoras de ingresos, consecuencia tanto de la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo como del mayor número de mujeres receptoras de transferencias a comienzos de los años noventa. Asimismo, la renta de las mujeres emancipadas tiene a finales de los ochenta una mayor importancia dentro de los ingresos familiares, siendo su peso relativo especialmente destacado en los hogares situados en los extremos de la distribución de renta. En lo que respecta a la desigualdad, los resultados permiten identificar a las mujeres emancipadas y a los jóvenes como aquellos grupos con mayor dispersión interna, y cuya desigualdad se incrementa a lo largo de la pasada década. Por otra parte, los colectivos de mayores y hombres son los menos desiguales, y experimentaron descensos en la desigualdad.

Estos hechos hacen cuestionar el impacto de la renta femenina sobre la desigualdad. La ubicación de las mujeres receptoras de ingresos en los extremos de la distribución, junto al hecho de que el peso relativo de sus ingresos dentro de la renta del hogar es especialmente elevado en los hogares

más pobres, parecen estar detrás de la contribución neutral de los ingresos de las mujeres a la disminución de la desigualdad de la renta familiar. En lo que respecta a los dependientes, la probabilidad de que perciban rentas es mayor cuanto más alto es el nivel de vida de sus hogares, y a lo largo de la década aumentó más intensamente para los hogares más ricos, lo que podría ser un indicio de un potencial efecto desigualador de los ingresos de este grupo de individuos.

La aplicación del índice de Movilidad de CDW, nos ha permitido la contrastación de estos efectos, para los que la anterior aproximación no ofrecía una respuesta definitiva. De manera similar a las conclusiones alcanzadas por otros estudios, los resultados obtenidos a través de este índice, muestran un impacto prácticamente neutral de los ingresos de las mujeres sobre la dispersión global. La mayor dispersión de las rentas femeninas neutraliza el efecto igualitario de las permutaciones inducidas por dichos ingresos. El único caso en que se puede hablar de una clara contribución igualatoria, es cuando se considera a los hogares con dos cónyuges perceptores de renta, siendo la principal fuente de ingresos femeninos las transferencias.

En lo que se refiere a los ingresos de hombres y dependientes, las rentas de estos individuos tienen un impacto igualador sobre la distribución familiar de ingresos. Esta contribución positiva es especialmente intensa en el caso de considerar únicamente a aquellos hogares con dependientes perceptores de renta, y se debe fundamentalmente a las permutaciones que dichas rentas producen en las posiciones relativas de los hogares.

En resumen, los resultados obtenidos para comienzos y finales de los años ochenta ponen de manifiesto un impacto prácticamente neutral de los ingresos femeninos sobre la dispersión de la renta de los hogares, así como un efecto igualador de las rentas de los jóvenes y mayores debido, fundamental-

mente, a las permutaciones ocasionadas por dichas rentas en las posiciones relativas de los hogares. A pesar del importante crecimiento en el número de mujeres y dependientes perceptores de ingresos y de sus rentas medias, se constata que el impacto de dichos ingresos apenas varía a lo largo de la década. En consecuencia, no creemos que se pueda otorgar al crecimiento de la participación de las mujeres o los jóvenes en el mercado de trabajo el papel de responsable de las reducciones en las desigualdades económicas entre las familias a lo largo de la década.

3.6 Apéndice

3.6.1 Rentas del capital y la propiedad

Los datos sobre rentas del capital y la propiedad de las EPF incluyen los beneficios distribuidos por sociedades, los intereses netos, los alquileres de viviendas, los rendimientos de rentas temporales y vitalicias, y otros rendimientos derivados del capital y la propiedad en términos netos. Los principales problemas que afectan a la distribución de este tipo de rentas, y que ocasionan que las excluyamos de definición de renta, son de tres tipos: (i) por una parte, existen enormes diferencias entre el número de perceptores y la cuantía media percibida en las EPF 1980-81 y 1990-91, lo que hace cuestionable la comparación entre ambas encuestas; (ii) en segundo lugar, de acuerdo con los resultados de Sanz (1995), no existe la posibilidad de poner en términos comparables los datos que suministran las EPF y la Contabilidad Nacional, de manera que no podemos conocer el grado de ajuste entre ambas bases de datos; (iii) por último, resulta difícil conocer con exactitud como se han imputado estos ingresos a los distintos miembros del hogar. Como se muestra en el Cuadro 1 de este Apéndice, mientras que en la EPF 80-81 casi la totalidad (el 94.3 por ciento) de estos ingresos se imputan al sustentador principal, el porcentaje desciende hasta el 66 por ciento en la EPF 90-91.

Cuadro 1

Rentas del capital y la propiedad según la relación
con el Sustentador Principal.

	Porcentaje	
	80/81	90/91
Sustentadores Principales	94,3	65,7
Cónyuges con otros ingresos	0,8	4,7
Cónyuges sin otros ingresos	2,3	21,5
Jóvenes	0,3	0,0
Mayores	2,3	8,1
Total	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Como información complementaria, en el Cuadro 2 se muestra el peso relativo de las rentas del capital y la propiedad sobre el total de ingresos del hogar, por decilas de renta¹⁶. Los resultados son llamativos, y muestran de nuevo la dificultad de hacer comparables este tipo de rentas entre las dos encuestas.

¹⁶En este caso se construyen decilas de hogares de acuerdo con la renta monetaria total del hogar, incluyendo los ingresos procedentes del capital y la propiedad. Las escalas de equivalencia se ajustan de acuerdo con el procedimiento habitual y se presentan los resultados únicamente para $\Theta = 0.5$.

Cuadro 2

Porcentaje que representan las rentas del capital y la propiedad sobre la renta monetaria total por decilas de ingresos del hogar ($\Theta=0.5$)

Decilas	EPF 80/81	EPF 90/91
1	2,4	-5,7
2	1,0	0,5
3	1,0	0,8
4	0,8	0,9
5	0,9	0,5
6	0,8	0,6
7	0,9	1,4
8	0,7	1,3
9	1,2	1,3
10	2,2	2,7
Total	1,2	0,4

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

El primer hecho destacable es la caída en el peso relativo de las rentas del capital y la propiedad durante los años ochenta. Mientras que de acuerdo con los datos de la EPF 80-81 estos ingresos representaban cerca del 1,2 por ciento del total de renta del hogar, el porcentaje cae hasta el 0,4 por ciento a finales de la década. En cuanto a la estructura por decilas, a comienzos de los ochenta las rentas del capital suponen alrededor del 1 por ciento del total de ingresos de los hogares, excepto en aquellos situados en los extremos inferior y superior de la distribución, para los que se duplica el porcentaje. A finales de la década, las rentas del capital representan algo más del 1 por ciento del total de renta sólo para los hogares pertenecientes a las cuatro decilas superiores, mientras para los hogares con menor nivel de renta las rentas del capital presentan signo negativo.

3.6.2 Desigualdad

En el Cuadro 3 de este Apéndice se muestran índices de desigualdad relativa para la distribución de ingresos de los hogares y para diversos valores de las escalas de equivalencia. En la parte superior del cuadro los índices se refieren a la distribución del total de ingresos monetarios del hogar, mientras que en la parte inferior la variable excluye las rentas del capital y la propiedad.

Cuadro 3

Índices de desigualdad relativa renta monetaria de los hogares

	Diversos valores escalas de equivalencia								
	Theta=0			Theta=0.5			Theta=1		
	80/81	90/91	% Var.	80/81	90/91	% Var.	80/81	90/91	% Var.
Renta monetaria total									
Theil (0)	0,230	0,215	-6,6	0,194	0,172	-11,3	0,219	0,190	-13,4
Theil (1)	0,222	0,214	-3,5	0,199	0,184	-7,3	0,231	0,210	-9,1
Theil (2)	0,329	0,327	-0,9	0,319	0,320	0,4	0,381	0,403	5,6
Renta monetaria excluyendo rentas del capital y la propiedad									
Theil (0)	0,224	0,215	-3,9	0,187	0,171	-8,5	0,211	0,187	-11,3
Theil (1)	0,207	0,211	2,0	0,183	0,181	-0,7	0,214	0,206	-3,5
Theil (2)	0,251	0,317	25,7	0,227	0,314	38,2	0,285	0,399	39,9

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

El descenso producido en la desigualdad de la renta monetaria de los hogares en la pasada década es robusto a la elección de escalas de equivalencia, excepto para el índice Theil (2). La disminución es más acusada cuanto más importancia se da a la dispersión en la parte baja de la distribución, y para el caso del índice Theil (2) y $\Theta = 0.5$ o $\Theta = 1$, se convierte en un incremento moderado de la desigualdad. La eliminación de las rentas del capital y la

propiedad reduce la desigualdad en ambas fechas y también afecta a su tendencia temporal. Los resultados para la distribución que excluye este tipo de rentas dependen tanto del peso concedido a las escalas de equivalencia como del índice de desigualdad, destacando el importante crecimiento para el índice Theil (2) y las reducciones en los casos de Theil (0) y Theil (1).

El Cuadro 4 ofrece índices de desigualdad para los diversos tipos de hogares y para $\Theta = 0.5$, mientras que en el Cuadro 5 se muestran las estimaciones sobre la desigualdad de la distribución personal de ingresos para distintos tipos de individuos. En la parte superior del Cuadro 5 se muestran los resultados para la distribución de ingresos monetarios, y en la parte inferior para aquella que excluye las rentas del capital y la propiedad.

Cuadro 4

Índices de desigualdad relativa para diversos tipos de hogares

	Theil (0)			Theil (1)			Theil (2)		
	80/81	90/91	% Var.	80/81	90/91	% Var.	80/81	90/91	% Var.
PSD2R (a)	0,183	0,144	-21,3	0,178	0,143	-19,5	0,209	0,169	-19,1
PSD (b)	0,189	0,183	-3,4	0,194	0,209	7,4	0,261	0,491	88,2
PCD2R (c)	0,143	0,120	-16,3	0,134	0,119	-11,1	0,148	0,142	-4,1
PCD (d)	0,160	0,136	-15,1	0,149	0,136	-8,7	0,169	0,170	0,6
P2R (e)	0,169	0,135	-20,4	0,163	0,133	-18,3	0,191	0,158	-17,1
P (f)	0,176	0,161	-8,5	0,174	0,172	-0,8	0,218	0,315	44,7
OSD (g)	0,258	0,215	-16,7	0,262	0,250	-4,4	0,351	0,421	19,8
OCD (h)	0,197	0,178	-9,5	0,214	0,207	-3,4	0,185	0,173	-6,6
O (i)	0,235	0,207	-11,9	0,224	0,216	-3,5	0,273	0,302	10,7

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas sin dependientes. (c)

Parejas con dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (d) Todas las parejas con dependientes. (e) Parejas con

los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (h) Otros hogares sin dependientes. (i) Otros hogares con

dependientes. (j) Otros hogares.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: Theil_a=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 5

Índices de desigualdad relativa para diversos tipos de individuos*

	Theil (0)			Theil (1)			Theil (2)		
	80/81	90/91	% Var.	80/81	90/91	% Var.	80/81	90/91	% Var.
Renta monetaria total									
Hombres emanc.	0.214	0.184	-13,9	0.222	0.202	-9.3	0.401	0.419	4.6
Mujeres emanc.	0.318	0.508	59.8	0.270	0.328	21.2	0.323	0.406	25.8
Mujeres emanc.	0.278	0.366	31.3	0.209	0.244	17.0	0.212	0.250	17.7
Mayores	0.239	0.183	-23.4	0.224	0.279	-19.9	0.280	0.252	-10.1
Dependientes	0.267	0.298	11.8	0.219	0.221	1.0	0.241	0.251	4.0
Total	0.302	0.354	17.2	0.280	0.283	1.1	0.467	0.496	6.2
Renta monetaria excluyendo rentas del capital y la propiedad									
Hombres emanc	0.205	0.182	-11.4	0.200	0.195	-2.9	0.266	0.391	46.9
Mujeres emanc.	0.312	0.267	-14.5	0.266	0.248	-6.9	0.317	0.326	3.0
Jóvenes	0.278	0.360	29.4	0.208	0.242	16.1	0.212	0.248	17.0
Mayores	0.236	0.178	-24.7	0.221	0.178	-19.7	0.277	0.253	-8.7
Dependientes	0.266	0.293	10.3	0.218	0.220	0.8	0.240	0.250	4.4
Total	0.294	0.284	-3.3	0.262	0.257	-1.7	0.341	0.449	31.6

*Individuos mayores de 15 años

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Las estimaciones del Cuadro 5 ponen de manifiesto las diferencias existentes entre ambas distribuciones de renta, tanto en los niveles de dispersión como en la evolución de la desigualdad, debido, fundamentalmente, a las alteraciones que se producen en la dispersión de los ingresos de las mujeres al incluir o no dichas rentas.

Por último, en el Cuadro 6 se muestra el porcentaje de individuos cuya única fuente de ingresos son las rentas del capital y la propiedad, así como la media de dichas rentas para los distintos grupos de individuos. Es necesario destacar el elevado porcentaje de mujeres casadas y personas dependientes que únicamente perciben rentas del capital, así como la reducida cuantía de dichas rentas.

Cuadro 6

Porcentaje de individuos cuya única fuente de ingresos son las rentas del capital y la propiedad e ingresos medios

	EPF 80/81		EPF 90/91	
	%	Rta media (ptas)	%	Rta media (ptas)
Hombres emancipados	1,3	96,831	0,8	264,394
Mujeres emancipadas	68,8	1,905	56,9	10,612
Dependientes	53,4	421	40,9	1,056

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

En consecuencia, los datos expuestos en este apartado hacen que consideremos adecuada la exclusión de este tipo de ingresos de nuestro estudio, sin perjuicio de que a continuación se exponga el impacto distributivo (a través del índice de movilidad de CDW) de su inclusión con el resto de ingresos del hogar.

Cuadro 7

Descomposición del índice CDW. Impacto rentas del capital y la propiedad

Y1*=Rta del hogar-rtas capital, Y2*=Rtas capital, Ya*=Rta del hogar

	EPF 80/81		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
Hogares con rtas del capital	-3,052	-16,267	13,215
Todos los hogares	-0,639	-2,466	1,829
Parejas con rtas del capital	-5,634	-17,136	11,502
Todas las parejas	-0,749	-2,275	1,526
		EPF 90/91	
Hogares con rtas del capital	1,624	-6,163	7,787
Todos los Hogares	-0,199	-3,016	2,817
Parejas con rtas del capital	1,474	-5,504	6,978
Todas las parejas	-0,177	-2,670	2,493

*Escala de equivalencia: Theta=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Los resultados del cuadro anterior muestran que las rentas del capital y la propiedad tienen un impacto "desigualitario" sobre la dispersión de la renta de los hogares a comienzos de la década de los ochenta, mientras que el efecto es prácticamente neutral a finales de los años ochenta. En ambas fechas la movilidad estructural presenta signo negativo, debido a que estas rentas presentan una alta dispersión (mayor a comienzos de la década)¹⁷, mientras que las permutaciones inducidas por dichos ingresos contribuyen positivamente al bienestar.

¹⁷Véase el Cuadro 11 del Apéndice del capítulo 2.

3.6.3 Índices de movilidad y su descomposición: una aplicación a la EPF 80/81

Cuadro 8

Descomposición del índice CDW. Impacto de las rentas femeninas.

Y1*=Rta del hogar-rta mujeres, Y2*=Rta mujeres, Ya*=Rta del hogar

	EPF 80/81		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PSD2R(a)	3,580	-2,838	6,419
PSD(b)	-1,938	-10,151	8,213
PCDR2R(c)	0,270	-4,678	4,948
PCDNR2R(d)	3,404	-3,671	7,074
PCD2R(e)	2,168	-4,609	6,776
PCDR(f)	0,274	-4,141	4,415
PCDNR(g)	0,526	-8,035	8,561
PCD(h)	0,500	-5,649	6,149
P2R(i)	2,600	-4,225	6,825
P2RML(j)	2,784	-3,688	6,472
P2RMT(k)	6,423	1,042	5,381
P(l)	-0,662	-8,096	7,435
Hogares con mujeres percep,	4,898	-3,701	8,599
Hogares con mujeres	0,560	-10,762	11,322
Todos los hogares	0,677	-10,688	11,365

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas sin dependientes. (c) Parejas con dependientes receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (d) Parejas con dependientes que no perciben ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (e) Todas las parejas con dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (f) Parejas con dependientes receptores de ingresos. (g) Parejas con dependientes que no perciben ingresos. (h) Todas las parejas con dependientes. (i) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (j) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. Principal fuente de renta de las mujeres: trabajo. (k) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. Principal fuente de renta de las mujeres: transferencias. (l) Todas las parejas.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: Theta=0.5. Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 9

Descomposición del índice CDW. Hogares con ambos cónyuges entre 16 y 64 años. Impacto de las rentas femeninas.

Y1*=Rta del hogar-rta mujeres, Y2*=Rta mujeres, Ya*=Rta del hogar

	EPF 80/81		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PSD2R(a)	2,647	-3,061	5,708
PSD(b)	-2,349	-9,328	6,979
PCDR2R(c)	-0,331	-5,173	4,842
PCDNR2R(d)	2,906	-4,043	6,949
PCD2R(e)	1,543	-5,068	6,611
PCDR(f)	0,064	-4,055	4,129
PCDNR(g)	0,136	-7,738	7,874
PCD(h)	0,211	-5,548	5,758
P2R(i)	1,730	-4,532	6,263
P2RML(j)	1,591	-4,409	6,000
P2RMT(k)	6,981	0,706	6,274
P(l)	-1,076	-7,624	6,548

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas sin dependientes. (c)

Parejas con dependientes receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (d) Parejas con dependientes que

no perciben ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (e) Todas las parejas con dependientes, los dos cónyuges

receptores de renta. (f) Parejas con dependientes receptores de ingresos. (g) Parejas con dependientes que no perciben

ingresos. (h) Todas las parejas con dependientes. (i) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (j) Parejas con

los dos cónyuges receptores de renta. Principal fuente de renta de las mujeres: trabajo. (k) Parejas con los dos cónyuges

receptores de renta. Principal fuente de renta de las mujeres: transferencias. (l) Todas las parejas.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: Theta=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 10

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos masculinos.

Y1*=Rta del hogar-rta hombres, Y2*=Rta hombres, Ya*=Rta del hogar

	EPF 80/81		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PSD2R(a)	14,180	7,102	7,078
PSD(b)	14,413	5,141	9,273
PCDR2R(c)	7,061	0,866	6,195
PCDNR2R(d)	15,649	7,712	7,938
PCD2R(e)	14,079	4,142	9,927
PCDR(f)	17,219	5,178	12,041
PCDNR(g)	16,690	6,848	9,842
PCD(h)	17,400	5,401	12,000
P2R(i)	13,774	4,565	9,209
P(j)	15,791	4,268	11,523
Hogares con hombres percep,	18,675	8,894	9,780
Hogares con hombres	17,230	3,795	13,435
Todos los hogares	16,106	-11,749	27,855

(a) Parejas sin dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas sin dependientes. (c) Parejas con dependientes receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (d) Parejas con dependientes que no perciben ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (e) Todas las parejas con dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (f) Parejas con dependientes receptores de ingresos. (g) Parejas con dependientes que no perciben ingresos. (h) Todas las parejas con dependientes. (i) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (j) Todas las parejas.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: Theta=0.5

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

Cuadro 11

Descomposición del índice CDW. Impacto de los ingresos de los dependientes. $Y1^*=Rta$ del hogar- rta dep., $Y2^*=Rta$ dep., $Ya^*=Rta$ del hogar

	EPF 80/81		
	Mov. Total	Mov.Estructural	Mov.Intercambio
PCDR2R(a)	3,892	-3,794	7,686
PCD2R(b)	3,224	-8,891	12,115
PCDR(c)	6,100	-3,848	9,948
PCD(d)	5,107	-11,744	16,851
P2R(e)	2,708	-6,144	8,852
P(f)	3,100	-10,164	13,264
OCDR(g)	7,868	-3,754	11,622
OCD(h)	3,973	-13,865	17,838
Hogares con dependientes receptores(i)	6,514	-4,158	10,672
Todos los hogares	3,312	-11,916	15,228
Impacto dependientes según sexo			
Hogares con hombres dependientes	6,690	-2,933	9,623
Hogares con mujeres dependientes	1,894	-8,300	10,194
Todos los Hogares (impacto hombres dep,)	4,588	-4,193	8,781
Todos los hogares (impacto mujeres dep,)	0,953	-6,237	7,190

(a) Parejas con dependientes receptores de ingresos, los dos cónyuges receptores de renta. (b) Todas las parejas con dependientes, los dos cónyuges receptores de renta. (c) Parejas con dependientes receptores de ingresos. (d) Todas las parejas con dependientes. (e) Parejas con los dos cónyuges receptores de renta. (f) Todas las parejas. (g) Hogares monoparentales-unipersonales y otros con dependientes receptores de renta. (h) Hogares monoparentales-unipersonales y otros con dependientes.

*Excluyendo rentas del capital y la propiedad. Escala de equivalencia: $\Theta=0.5$

Fuente: Elaboración propia a partir de las EPF

3.6.4 Gráficos

Gráfico 1

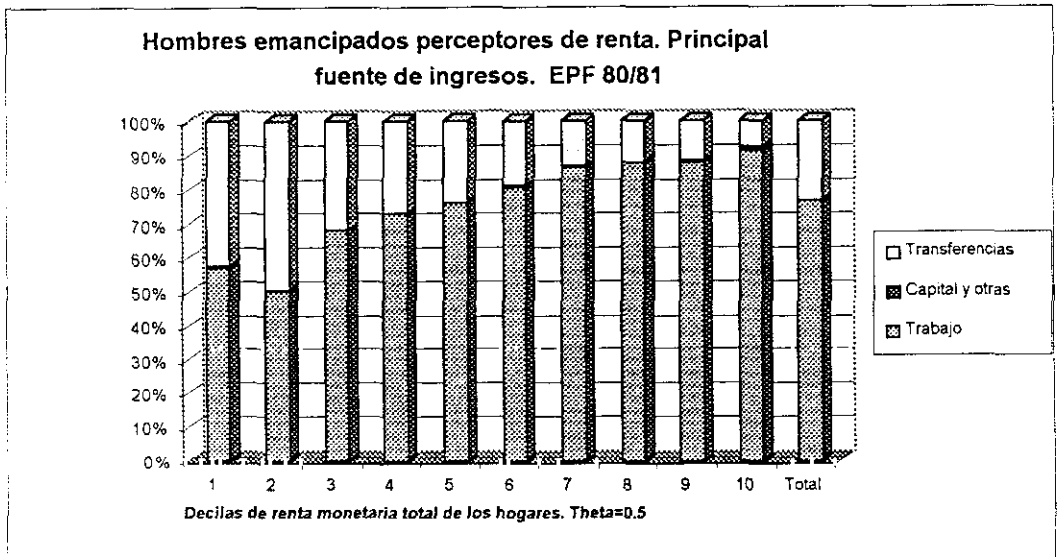


Gráfico 2

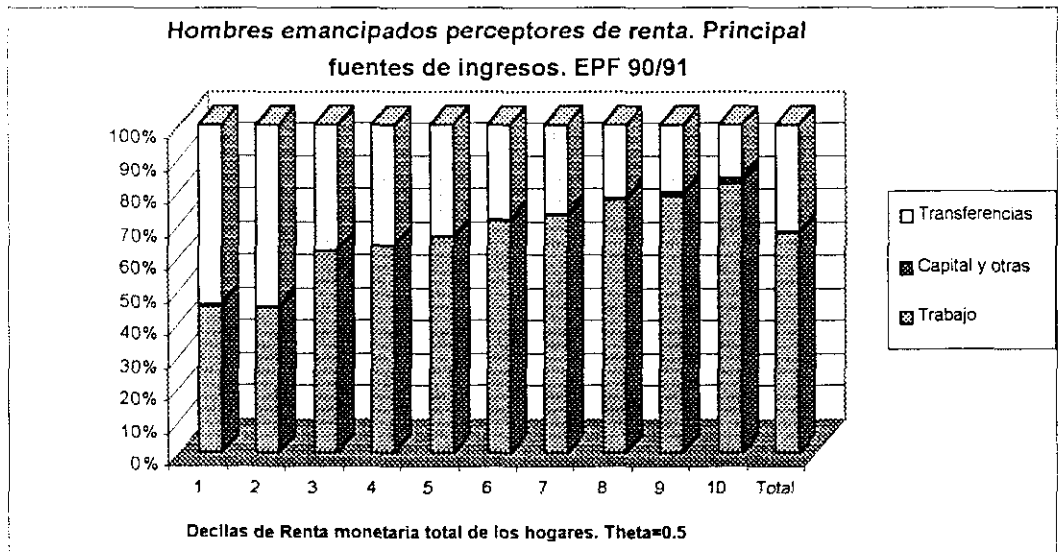


Gráfico 3

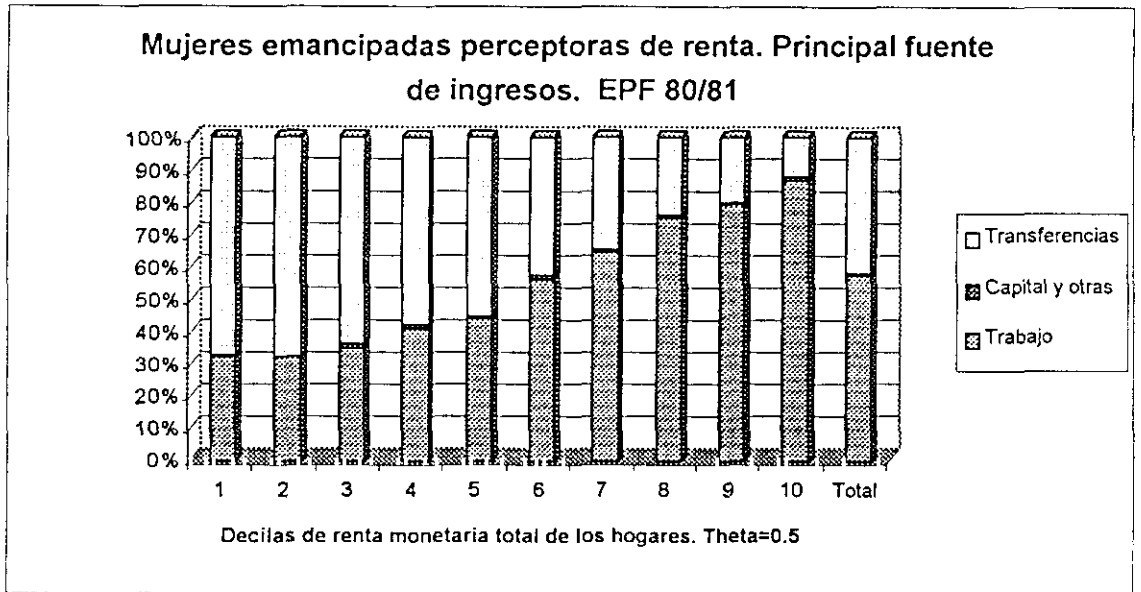


Gráfico 4

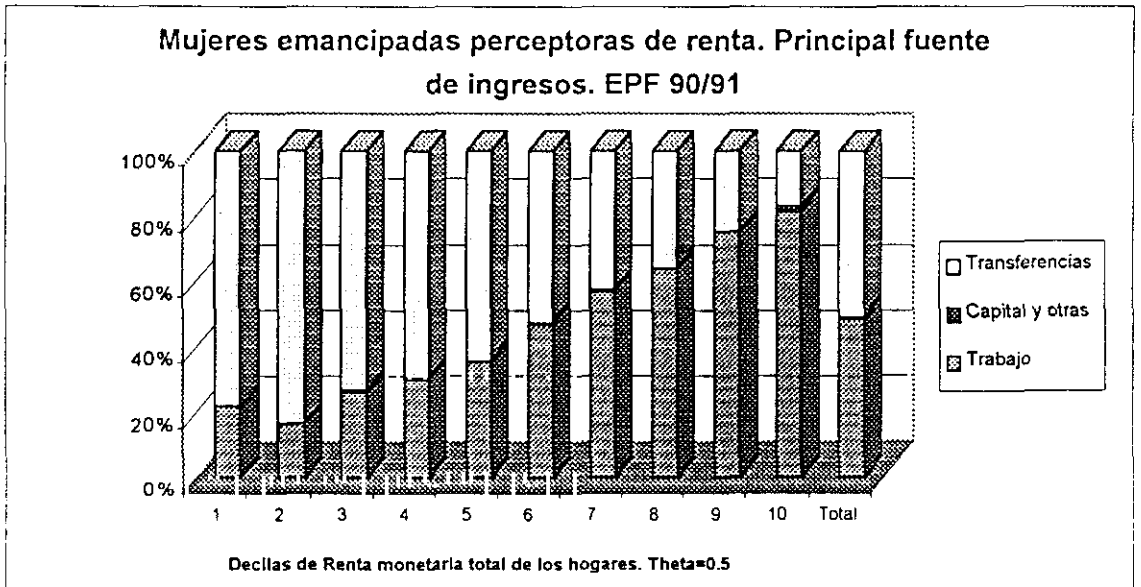


Gráfico 5

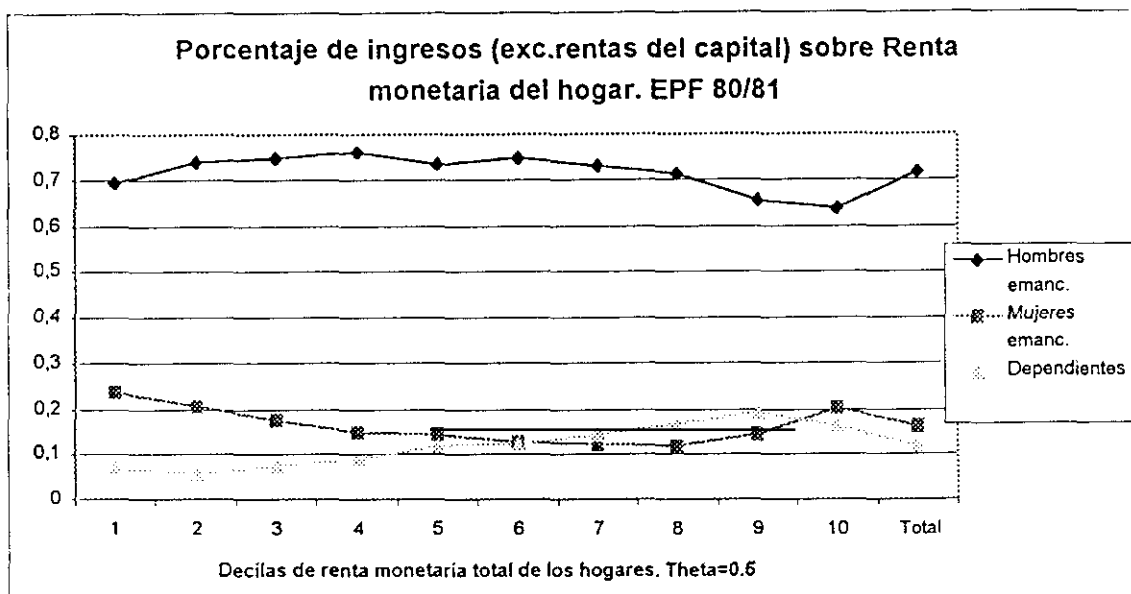


Gráfico 6

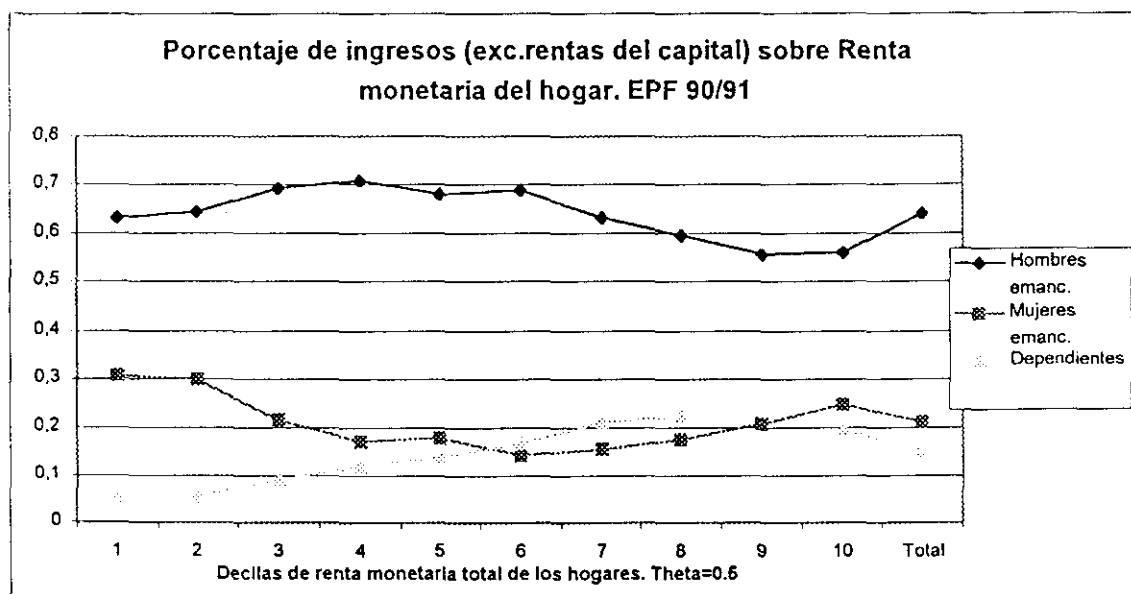


Gráfico 7

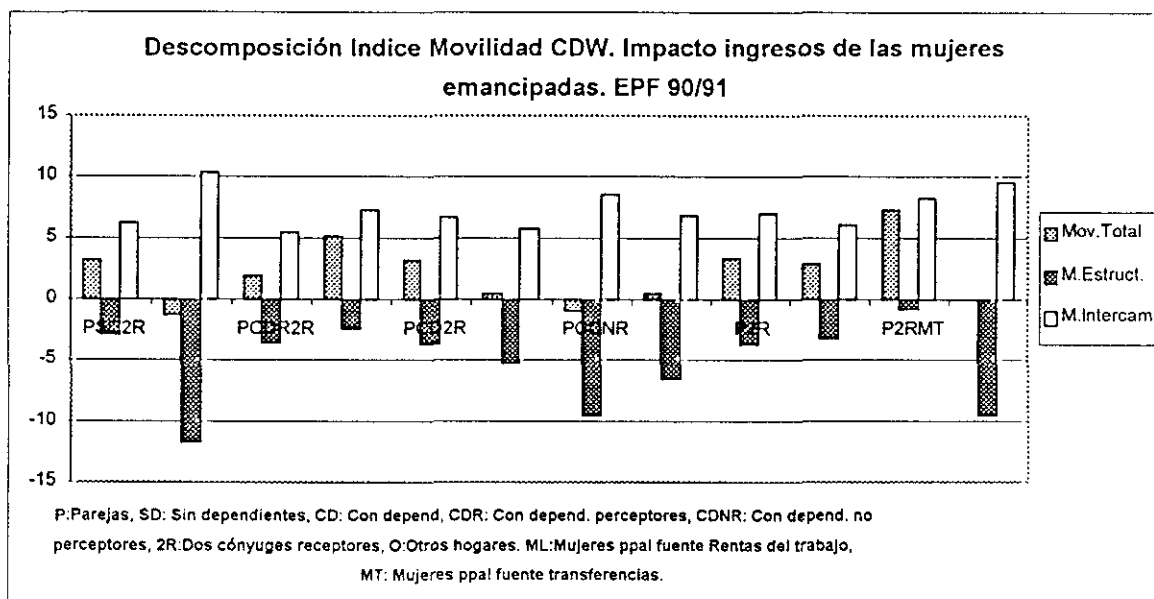


Gráfico 8

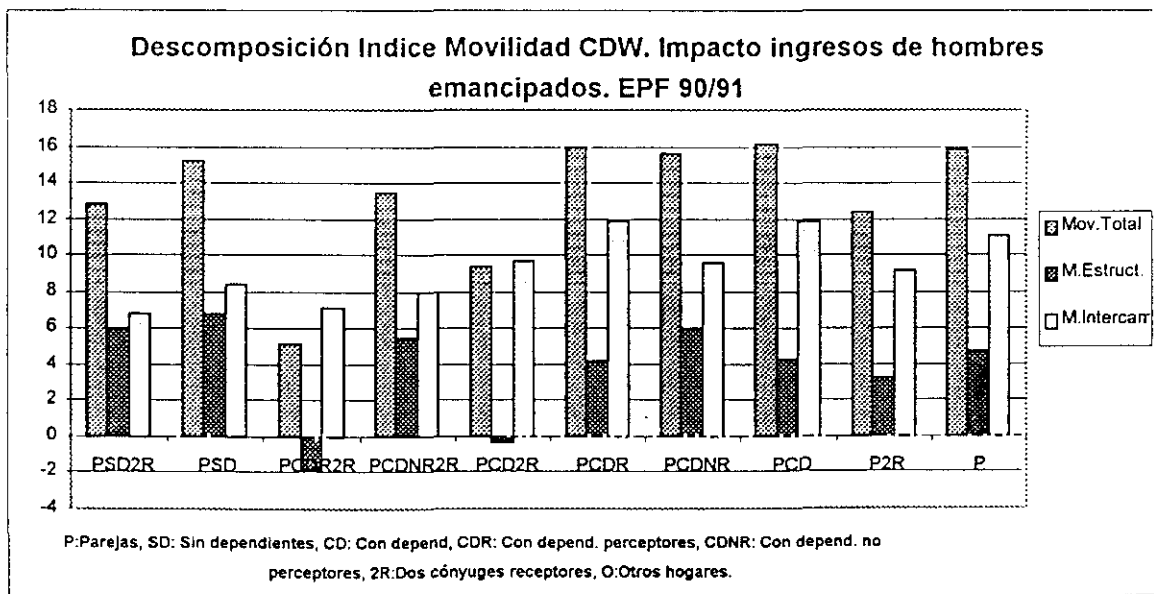
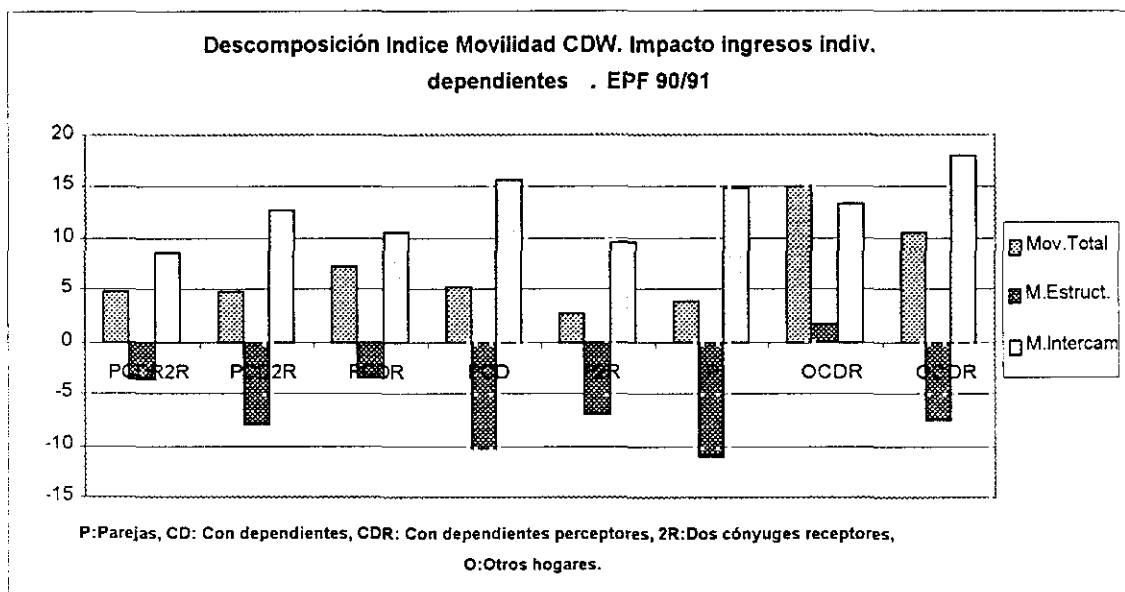


Gráfico 9



Capítulo 4

La influencia de la demografía y los índices de precios específicos en la desigualdad y el bienestar. Una comparación entre España y Estados Unidos

4.1 Introducción

El objetivo principal de este capítulo es comparar los niveles de vida de España y Estados Unidos utilizando el consumo corriente como indicador del nivel de vida de los hogares. Como en capítulos anteriores, y en la mayoría de los análisis al respecto¹, asumimos que el bienestar social o agregado se puede expresar en términos de dos estadísticos de la distribución de gasto: la media y un índice de desigualdad relativa.

Al igual que en el caso de las comparaciones intertemporales de desigualdad y bienestar en un país, las comparaciones internacionales requieren la solución algunos problemas clásicos, entre los que se encuentran: a) la comparación de poblaciones heterogéneas formadas por hogares con diferentes necesidades; b) la elección de indicadores admisibles de desigualdad y bienestar; y c) cómo hacer comparables las distribuciones monetarias de diferentes países.

Para resolver las dificultades que surgen de la heterogeneidad demográfica en las comparaciones internacionales generalmente se comparan las distribuciones de gasto o renta equivalente utilizando escalas de equivalencia comunes en ambos países². Sin embargo, como Coulter et al (1992a) concluyen en su revisión de la literatura, no existe una única escala de equivalencia "correcta" para ajustar los ingresos o gastos del hogar, de modo que la utilización de un conjunto de escalas es a la vez justificable e inevitable. En este análisis, de manera similar a lo realizado en capítulos anteriores, y siguiendo a Buchmann et al (1988) y a Coulter et al (1992a, 1992b), utilizamos un modelo paramétrico de escalas de equivalencia asumiendo que éstas dependen única-

¹Ver por ejemplo Slesnick (1998) y Shorrocks (1983).

²Véase por ejemplo Phipps y Garner (1994).

mente del número de miembros del hogar³. Este procedimiento, habitual en la literatura, nos permitirá analizar el impacto sobre las estimaciones de desigualdad y bienestar de la importancia concedida a las economías de escala en el consumo dentro del hogar⁴.

En este modelo de escalas de equivalencia, el gasto de los hogares del mismo tamaño es directamente comparable. De esta forma, consideramos importante comenzar las comparaciones de desigualdad o bienestar por separado para cada uno de los subgrupos en la partición por tamaño del hogar. Asimismo, para pasar de las estimaciones por tamaño del hogar a resultados para la población en su conjunto, encontramos revelador trabajar con índices aditivamente descomponibles. Para cada partición de la población, dichos índices de desigualdad (relativa) aditivamente descomponibles nos permiten expresar la desigualdad global como la suma de dos términos: la suma ponderada de las desigualdades dentro de los distintos grupos, más un componente de desigualdad intergrupos, calculado este último como si cada persona dentro de un grupo determinado recibiera el ingreso o renta media del grupo al que pertenece.

A través de la utilización de estos indicadores descomponibles, explicamos las diferencias en la desigualdad global entre EE.UU. y España en términos de tres factores: i) la diferencia en las desigualdades intragrupos (debidas a diferencias en los valores de la desigualdad dentro de cada uno de los subgrupos en que se ha dividido a la población); ii) la diferencia en la desigualdad intergrupos (debido a diferencias relativas en las medias de los subgrupos);

³Véase el capítulo 1 para una discusión más detallada.

⁴Para el uso de este método en comparaciones internacionales, ver Atkinson *et al.* (1995). Entre las investigaciones recientes que destacan la sensibilidad de las comparaciones internacionales de pobreza a la elección de escalas de equivalencia véase Burkhauser *et al.* (1996), De Vos y Zaidi (1997), y Duclos y Mercader-Prats (1999).

y iii) los cambios demográficos entre los distintos subgrupos de la partición (debidos a las diferencias existentes entre los dos países en los porcentajes de población en cada uno de dichos subgrupos). Adicionalmente, siguiendo la indicación de Coulter et al (1992a), desarrollada en Del Río y Ruíz-Castillo (1997a), se empleará un método que libera parcialmente esta descomposición de la posible "contaminación" que surgiría de la utilización de escalas de equivalencia inapropiadas.

En lo referente a la evaluación del bienestar, estamos interesados en funciones de bienestar social (FBS) que permitan explicar las diferencias en bienestar entre EE.UU. y España en términos de las diferencias en las medias y diferencias en la desigualdad relativa de las distribuciones. Al igual que en el caso de la desigualdad, la utilización de FBS aditivamente descomponibles ha resultado provechosa en comparaciones de bienestar para un determinado país⁵. En este trabajo mostramos que estos métodos son igualmente útiles en el ámbito de las comparaciones internacionales, lo que es especialmente importante en un contexto como el analizado, en el que encontramos considerables diferencias demográficas y de bienestar en los distintos subgrupos de la partición por tamaño del hogar entre los países considerados.

Abordaremos las cuestiones anteriormente planteadas utilizando datos procedentes de Encuestas de Presupuestos Familiares. En el caso español los datos provienen de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), mientras que los estadounidenses proceden de la *Consumer Expenditure Survey* (CEX), elaborada por el *Bureau of Labor Statistics* (BLS). Compararemos los gastos anuales de cada unidad de consumo u hogar, cuyo período de referencia es, en el caso español, de abril de 1990 a marzo de 1991, y de enero de 1990 a diciembre de

⁵Véase Ruíz-Castillo (1998a) y el primer capítulo de esta tesis.

1991 en el caso estadounidense. Para ello, expresaremos ambas distribuciones de gasto a precios constantes de dos períodos de referencia: el invierno de 1981 y el invierno de 1991. La utilización de índices de precios estadísticos, específicos para cada hogar, permitirá tener en cuenta el impacto distributivo de los cambios en precios relativos durante la década de los ochenta en ambos países⁶. Finalmente, las distribuciones de gasto español se expresan en dólares estadounidenses utilizando paridades de poder adquisitivo.

A continuación se exponen algunas de las razones por las que consideramos interesante la comparación entre España y EE.UU. Mientras que la economía estadounidense tiene una mayor tradición de liberalización y apertura, España ha experimentado un complejo proceso de modernización y liberalización económica desde mediados de los años 70, incluyendo la plena incorporación en la Unión Europea en enero de 1986, que, entre otras consecuencias, ha originado una economía más abierta y orientada hacia el mercado. En segundo lugar, en este período, y con cierto retraso respecto a los países del entorno, se ha desarrollado en España un sistema de protección social al estilo europeo, con unos niveles de gasto muy superiores al modelo estadounidense. Por otra parte, las estructuras impositivas de ambos países difieren considerablemente. A pesar de que hasta finales de los años setenta no se introdujeron en España reformas fiscales conducentes al desarrollo de un sistema impositivo moderno, éste es, hoy en día, más progresivo que el estadounidense. En cuarto lugar, las tendencias recientes en lo que respecta a la evolución del bienestar y la desigualdad son completamente diferentes. Mientras que en España la desigualdad ha disminuido sensiblemente durante el período 1973-74 a 1990-91, en EE.UU. se ha incrementado a lo largo de los

⁶Véase el primer capítulo de la tesis para una exposición más detallada sobre la construcción de índices de precios específicos y el impacto distributivo de la inflación.

años ochenta⁷. Finalmente, las estructuras demográficas de ambos países son muy distintas, siendo el tamaño medio de los hogares españoles muy superior al de los estadounidenses.

Nuestros resultados muestran que las diferencias demográficas pueden ser muy importantes en las comparaciones internacionales. En consecuencia, encontramos que las comparaciones de desigualdad y bienestar son radicalmente diferentes para los distintos tamaños del hogar. Así, las diferencias en desigualdad y bienestar entre ambos países dependen de los supuestos hechos sobre las economías de escala en el consumo dentro de los hogares. Nuestras principales conclusiones son que a medida que las economías de escala tienden a disminuir, (i) la desigualdad global en EE.UU. es menor, aproximadamente igual, o considerablemente mayor que en España; y (ii) el bienestar es siempre mayor en EE.UU. pero la diferencia crece de manera continua desde el 12 al 40 por ciento.

El análisis se completa contrastando la robustez y significatividad estadística de los resultados. Para ello, seguimos dos enfoques diferentes. En primer lugar, y de manera similar a lo realizado en el capítulo segundo de la tesis, seguimos a Cowell *et al.* (1999) y estudiamos la robustez de las estimaciones de la desigualdad a truncamientos sistemáticos en ambos extremos de la distribución de gasto de los hogares. En segundo lugar, realizamos las comparaciones en términos de los resultados de dominancia de Shorrocks (1983), aplicando los procedimientos de inferencia estadística desarrollados por Bishop *et al.* (1989, 1994).

El resto del capítulo está organizado en cuatro apartados y un Apéndice. En la segunda parte se presenta la metodología, mientras que los datos

⁷Para el caso español, entre otros trabajos, véase los resultados del primer capítulo de la tesis. Para Estados Unidos ver, por ejemplo, Johnson y Shipp (1997).

se describen en el tercer apartado. La cuarta parte incluye los resultados obtenidos para terminar en el quinto apartado con algunas conclusiones. El Apéndice se dedica a una breve discusión de los datos con fines comparativos.

4.2 Metodología

4.2.1 Comparaciones interpersonales de bienestar

Supongamos una población formada por $h = 1, \dots, H$ hogares cuyo nivel de vida se puede representar adecuadamente a través de una variable unidimensional que denominaremos renta x^h . Los hogares pueden diferir en renta y/o un vector de características del hogar k .

De manera análoga al enfoque de los capítulos anteriores, supondremos que las escalas de equivalencia dependen únicamente del número de personas que forman parte del hogar y que, por tanto, los hogares del mismo tamaño tienen las mismas necesidades y sus rentas son directamente comparables. Supongamos que existen $k = 1, \dots, K$ tamaños del hogar. Siguiendo a Buhlmann et al (1998) y Coulter et al (1992a, 1992b) para cada hogar h de tamaño k su renta ajustada $z^h(\Theta)$ viene definida por la expresión:

$$z^h(\Theta) = \frac{x^h}{k^\Theta}, \quad \Theta \in [0, 1]. \quad (4.1)$$

Cuando $\Theta = 0$, la renta ajustada coincide con el ingreso original del hogar, mientras que si $\Theta = 1$, la renta ajustada será igual a la renta per cápita del hogar. Sean X^k y $Z^k(\Theta)$ respectivamente los vectores de renta original y renta ajustada de los hogares de tamaño k . Si $I(\cdot)$ es un índice de desigualdad relativa entonces se cumple que para cada k :

$$I(Z^k(\Theta)) = I\left(\frac{X^k}{k^\Theta}\right) = I(X^k). \quad (4.2)$$

Por tanto, dentro de cada subgrupo con las mismas necesidades, asumimos que la desigualdad de la distribución de renta ajustada es igual a la desigualdad de la renta original, independientemente de los precios y las rentas individuales. Dado que estamos interesados, principalmente, en el bienestar económico de los individuos, más que en el de los hogares, seguiremos la práctica común en la literatura y ponderaremos el ingreso ajustado del hogar por el número de personas que lo componen, de forma que la distribución objeto de estudio será aquella que asigna a cada individuo la renta ajustada del hogar al que pertenece.

4.2.2 Evaluación de la desigualdad

Con ayuda de indicadores aditivamente descomponibles, la desigualdad de una distribución se puede expresar como la suma ponderada de las desigualdades dentro de cada partición o subgrupo de la población, más un término que refleje la desigualdad existente entre los distintos grupos en que se ha dividido a la población. Como se mencionó en el capítulo 2, los índices de la Familia de la Entropía Generalizada (GE) son los únicos indicadores de desigualdad relativa que, además de satisfacer las propiedades normativas requeridas para los índices de desigualdad, son descomponibles por subgrupos de la población en el sentido indicado (ver por ejemplo Shorrocks (1984)). Los índices de esta familia pueden expresarse a través de la siguiente cardinalización:

$$I_c(Z(\Theta)) = \frac{1}{H(c^2 - c)} \sum_h \left\{ \frac{z^h(\Theta)}{\mu(Z(\Theta))^c - 1} \right\}, \quad c \neq 0, 1, \quad (4.3)$$

donde $\mu(\cdot)$ es la media de la distribución y el parámetro c representa la sensibilidad del índice I_c a las diferencias en distintas partes de la distribución. Cuanto más positivo (negativo) sea, más sensible será el índice a diferencias en la zona alta (baja) de la distribución (ver Cowell y Kuga (1981)). En el caso de $c = 0$, estamos ante la desviación logarítmica media:

$$I_0(Z(\Theta)) = \frac{1}{H} \sum_h \log \left\{ \frac{\mu(Z(\Theta))}{z^h(\Theta)} \right\}, \quad (4.4)$$

y para $c = 1$ tendríamos el índice original de Theil:

$$I_1(Z(\Theta)) = \frac{1}{H} \sum_h \left\{ \frac{z^h(\Theta)}{\mu(Z(\Theta))} \right\} \log \left\{ \frac{z^h(\Theta)}{\mu(Z(\Theta))} \right\}. \quad (4.5)$$

Coulter et al (1992a,1992b) han demostrado cómo las estimaciones de desigualdad a través de los índices de la familia GE varían sistemáticamente con el parámetro Θ que captura el alcance de las economías de escala en el hogar. Estos autores ejemplifican su análisis con datos del Reino Unido⁸. Sin embargo, la utilización de los índices de esta familia en su forma descomponible restringe la contaminación que surgiría si la información sobre las escalas de equivalencia no existiera o fuese incompleta. Para ver esto, consideremos la fórmula para los índices de la familia GE escrita en su forma descomponible en la partición por tamaño del hogar:

$$I_c(z(\Theta)) = \sum_k \left\{ (v^k(\Theta))^c (p^k)^{1-c} I_c(Z^k(\Theta)) \right\} + I_c(\mu^*(\Theta)), \quad (4.6)$$

donde $v^k(\Theta)$ es el porcentaje del ingreso ajustado total poseído por los hogares de tamaño k para cada Θ ; p^k el porcentaje de población en el grupo k , e

⁸Estos resultados han sido confirmados para otros países. Para Portugal, ver Rodrigues (1993). Para España ver Ruiz-Castillo (1995a) para el período 1973-74 a 1980-81. Para España y Estados Unidos durante el período 1980-81 a 1990-91 ver el cuarto apartado de este trabajo.

$I_c(\mu^*(\Theta))$ es la desigualdad intergrupos, calculada como si cada hogar de tamaño k recibiera el ingreso ajustado medio del grupo al que pertenece. Recordemos que para cada tamaño del hogar k se cumple que $I_c(Z^k(\Theta)) = I_c(X^k)$. En consecuencia, cuando $c = 0$, la expresión $v^k(\Theta)^c(p^k)^{1-c}$ se reduce a p^k , de manera que la utilización de una escala de equivalencia incorrecta únicamente contaminaría el componente intergrupos de la desigualdad. Denominando U y $C(\Theta)$ a los términos "no contaminados" y "contaminados" por la utilización de las escalas de equivalencia, y de manera similar a la descomposición de la ecuación 2.2 del segundo capítulo de la tesis, tendremos para $c=0$:

$$I_0(Z^k(\Theta)) = U + C(\Theta), \quad (4.7)$$

siendo el componente intragrupos U la suma ponderada de la desigualdad dentro de cada tamaño del hogar, con ponderaciones iguales al peso demográfico:

$$U = \sum_k p^k I_0(X^k), \quad (4.8)$$

y $C(\Theta)$ la desigualdad intergrupos que depende del parámetro Θ .

$$C(\Theta) = I_0(\mu^*(\Theta)). \quad (4.9)$$

4.2.3 Evaluación del bienestar

Una FBS es una función real W definida en el espacio de rentas, con la interpretación de que para cada distribución de renta $X = (x^1, \dots, x^h)$, $W(X)$ proporciona un indicador del bienestar social o simplemente del bienestar agregado desde un punto de vista normativo. Asumamos, de manera análoga a la aproximación del primer capítulo de la tesis, que nuestra FBS satisface los requisitos descubiertos por Dutta y Esteban (1991) para expresar

el bienestar como función de la media y un índice de desigualdad relativa. Adicionalmente, adoptemos un *trade-off* multiplicativo entre la media $\mu(X)$, y la desigualdad $I(X)$, es decir:

$$W(X) = \mu(X)(1 - I(X)). \quad (4.10)$$

Pero ¿cuál de esas FBS se deben usar en el trabajo empírico? Las siguientes consideraciones nos conducirán a una elección adecuada. Supongamos que existen dos islas donde el ingreso o la renta están igualitariamente distribuidos pero cuyos ingresos medios son distintos. Si estas dos islas se uniesen para formar una única entidad, no habría desigualdad dentro de cada isla pero si existiría desigualdad entre ellas. En la teoría de la desigualdad buscamos indicadores aditivamente descomponibles que sean capaces de recoger esa intuición. En este contexto, para cualquier partición estamos interesados en expresar el bienestar global como la suma de dos términos: una suma ponderada del bienestar dentro de cada uno de los subgrupos en que se ha dividido a la población, con ponderaciones iguales a los pesos demográficos de cada uno de ellos, menos un término que penalice la desigualdad entre los diversos subgrupos. En este caso, podemos decir que la FBS es aditivamente descomponible. Consideremos que la FBS puede expresarse como producto de la media y un término igual a uno menos un indicador de desigualdad de la familia de la GE. Ruiz-Castillo (1995b) muestra que la única FBS aditivamente descomponible en ese sentido, con ponderaciones iguales a los pesos demográficos es la siguiente:

$$W(X) = \sum_k \{p^k W(X^k) - \mu(X) I_1(\mu^*)\} \quad (4.11)$$

siendo p_k el porcentaje de hogares en el grupo k , $I_1(\cdot)$ el índice original de Theil, y μ^* la distribución en la que cada hogar recibe el ingreso medio

del grupo al que pertenece. Teniendo en cuenta nuestra definición de renta ajustada tenemos que:

$$W(Z(\Theta)) = A(\Theta) - B(\Theta) \quad (4.12)$$

donde:

$$A(\Theta) = \sum_k p^k \left\{ \frac{W(X^k)}{k^\Theta} \right\} \quad (4.13)$$

y

$$B(\Theta) = \mu(Z(\Theta)) I_1(\mu^*(\Theta)), \quad \Theta \in [0, 1] \quad (4.14)$$

La ecuación 4.13 recoge el bienestar intragrupos, mientras que la ecuación 4.14 es la penalización asociada a la desigualdad intergrupos en la partición por tamaño del hogar. Este último componente recoge la desigualdad que surgiría si se otorgara a cada hogar la renta media del tamaño de hogar al que pertenece.

4.3 Datos

Para este análisis se han utilizado datos procedentes de Encuestas de Presupuestos Familiares. Los datos españoles proceden de la EPF elaborada por el INE mientras que los datos estadounidenses provienen de la CEX realizada por el BLS. En ambas encuestas, la unidad de recogida de datos es la unidad económica o de consumo⁹. En general, una unidad de consumo, a la que nos referiremos como hogar, es un conjunto de personas que comparten presupuesto y alojamiento. La población estadounidense recogida en

⁹Ver BLS (1995) para la definición de la unidad de consumo en la CEX, y la metodología de la EPF (INE (1992)), para la definición de hogar en dicha encuesta.

la CEX se define como la población total civil no institucionalizada y una parte de la población institucionalizada domiciliada en determinados tipos de residencias: casas de huéspedes, residencias de estudiantes y trabajadores, residencias para la tercera edad, enfermos o personas necesitadas e individuos que residen permanentemente en hoteles, moteles o caravanas. Para la CEX, los estudiantes que se alojan en residencias son considerados unidades de consumo independientes, incluso si dependen económicamente de sus padres o de otros hogares.

La población española representada en la EPF es la formada por los individuos pertenecientes a aquellos hogares que ocupan en común una vivienda familiar o parte de ella y consumen y/o comparten alimentos y otros bienes con cargo a un mismo presupuesto. También tienen la consideración de miembros del hogar aquellas personas que, sin ocupar otra vivienda familiar, dependan económicamente del presupuesto del hogar considerado, incluso si viven en alojamientos colectivos, como residencias universitarias o de ancianos, hospitales, etc.

En lo que respecta a la variable objeto de estudio, utilizaremos los gastos de consumo corriente como indicador del nivel de vida de los hogares. Para nuestra definición, partiremos de la cesta de consumo utilizada por las agencias estadísticas para la elaboración de los Índices de Precios al Consumo (IPC) oficiales y realizaremos determinados ajustes para reflejar más adecuadamente el consumo corriente del hogar (véase el Apéndice para una descripción detallada).

Analizaremos, por tanto, los gastos de consumo anuales de la unidad de consumo u hogar, teniendo en cuenta que los datos españoles fueron recogidos por el INE desde abril de 1990 a marzo de 1991, mientras que el período de referencia va desde enero de 1990 a diciembre de 1991 para EE.UU. He-

mos seleccionado este período, al que denominaremos 1990-91, por que no se dispone de datos más recientes para los hogares españoles¹⁰. Expresaremos ambas distribuciones de gasto a precios constantes de dos períodos: el invierno de 1991 y el invierno de 1981, a través de índices estadísticos de precios, específicos para cada hogar¹¹. Estos índices de precios individuales nos permitirán tener en cuenta el impacto distributivo del cambio en precios relativos durante el decenio de los ochenta en estos dos países.

Con el objeto de hacer comparables las distribuciones de gasto de ambos países, se han utilizado paridades de poder adquisitivo (PPA) para los gastos de consumo privado. Es decir, tipos de cambio ajustados que tienen en cuenta las diferencias de poder adquisitivo entre los dos países. Así, cuando una determinada cantidad de dinero se convierte en distintas monedas a través de PPA, permitirá, en cualquier caso, adquirir una misma cesta de bienes y servicios. Las PPA tienen la ventaja sobre los tipos de cambio de reflejar únicamente diferencias en el volumen de bienes y servicios adquiridos, mientras que los tipos de cambio recogen tanto las diferencias en volumen como diferencias en los niveles de precios. En este trabajo utilizaremos PPA basadas en el método de agregación de Elteto-Koves-Szulc (EKS) (OCDE 1993). A pesar de que los índices EKS no son aditivos, la OCDE señala que los EKS pueden ser utilizados en las comparaciones de niveles. Por tanto, dado que el objetivo de nuestro trabajo es comparar niveles de gasto y bienestar entre España y EE.UU., consideramos adecuada la utilización de dichos índices EKS¹². Para el año 1991, el factor de conversión PPA es

¹⁰Para una discusión sobre las dificultades encontradas en cada país, véase el Apéndice.

¹¹Para más detalles sobre la construcción de estos índices para Estados Unidos y España, ver Cage *et al.* (1997) y Ruiz-Castillo *et al.* (1999b) respectivamente.

¹²Una alternativa sería la utilización del índice aditivo de Geary-Khamis (GK). Este índice es más apropiado para la comparación de estructuras y aplicación de subíndices

108.9, de manera que dividiendo el gasto español entre 108.9 obtendremos la distribución española expresada en dólares estadounidenses. Para el año 1981 el factor de conversión es 74.74 (Godbout 1997, OCDE 1993).

Puesto que estamos interesados en obtener resultados extrapolables al total de la población, utilizaremos las ponderaciones suministradas por las propias encuestas, lo que nos permitirá conseguir resultados poblacionales. En el caso estadounidense se emplea la ponderación media de los cuatrimestres en que cada hogar es entrevistado.

4.4 Resultados

4.4.1 Tamaño y gasto medio de los hogares

En este apartado examinaremos algunos rasgos fundamentales de las características demográficas y económicas de las distribuciones de gasto de ambos países. A la hora de estimar las diferencias dentro de la partición por tamaño del hogar utilizaremos el gasto sin ajustar de los hogares. Sin embargo para el examen de la desigualdad global, nos centraremos en la distribución de gasto equivalente o ajustado de los hogares. En el Cuadro 1 se muestra la distribución de la población y el gasto medio en la partición por tamaño del hogar. Para simplificar el análisis, y debido a la escasa importancia del resto de grupos, consideraremos únicamente los hogares formados por hasta siete tales que la suma de los subcomponentes ajustados del gasto, por ejemplo, iguale el PPA del gasto ajustado total. Dado que estamos utilizando el índice global y no subcomponentes para las PPA es aceptable utilizar los índices EKS. Dikhanov (1997) señala la existencia de diferencias sustanciales cuando los dos índices se utilizan para ajustar subcomponentes y, por ejemplo, agregar para obtener índices globales. Sin embargo, en este estudio no esperamos diferencias importantes, ya que el índice de GK para 1981 es 73.3 (siendo el índice EKS 74.74) y para 1991 es 106.8 (frente a 108.9).

personas, que representan, en ambos países, cerca del 99 por ciento del total de hogares y alrededor del 97 por ciento de los individuos.

Cuadro 1

Distribución de la población y gasto medio por tamaño del hogar
en España y EE.UU. Distribuciones de 1990-91

a precios del invierno de 1991

Gastos en \$ EE.UU.basados en paridades de poder adquisitivo EKS

Tamaño hogar	Personas (%)		Hogares (%)		Gasto medio		Diferencia %
	España	EE.UU	España	EE.UU	España	EE.UU	
1	2,9	10,3	10,0	26,8	\$9.993	\$15.726	57,4
2	13,1	23,4	22,3	30,3	15.417	25.127	63,0
3	18,3	19,8	20,8	17,1	21.702	27.970	28,9
4	29,3	23,7	25,0	15,3	26.646	30.665	15,1
5	19,4	12,7	13,2	6,6	28.016	31.647	13,0
6	9,6	5,4	5,4	2,3	29.785	29.006	-2,6
7	4,5	2,1	2,2	0,8	30.056	37.383	24,4
	97,1	97,4	98,9	99,3			

Paridades de poder adquisitivo EKS para 1991: 108,9 pesetas=1\$ EE.UU.

Difer. %=(EE.UU.-España)/España*100.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

Los datos ponen de manifiesto que en EE.UU. los hogares formados por una y dos personas son mucho más numerosos y su gasto medio es considerablemente superior al de los hogares españoles de igual tamaño. En el caso de los hogares compuestos por tres personas, que representan cerca del 20 por ciento del total de la población en cada país, el gasto medio también es substancialmente mayor en los EE.UU. Los hogares de cuatro y más personas representan una mayor proporción de la población española, y aunque su gasto medio es menor que el de los hogares estadounidenses de igual tamaño (excepto en los hogares de 6 personas), las diferencias son notablemente menores que las estimadas en el caso de los hogares más pequeños. Los re-

sultados anteriores ilustran las diferencias en el tamaño y composición de los hogares de ambos países, divergencias que serán importantes a la hora de realizar comparaciones de desigualdad y bienestar. En el caso estadounidense, cerca del 60 por ciento de la población se concentra en hogares unipersonales o formados por dos personas con un nivel de vida muy superior al de los hogares españoles de igual tamaño, mientras que los hogares más grandes son más abundantes en España. Aunque el nivel de vida de dichos hogares es en general mayor en EE.UU., las diferencias son menores que en el caso de los hogares pequeños¹³.

Con el objetivo de entender mejor las diferencias entre las dos poblaciones, examinamos las distribuciones por edades en los dos países, prestando especial atención a los hogares formados por una y dos personas. Como se puede observar en el Cuadro 2, la población española está formada por hogares cuyo sustentador principal o persona de referencia tiene una edad media mayor que la de los hogares estadounidenses. De este modo, cerca del 53 por ciento de los hogares españoles tienen sustentadores principales mayores de 51 años, mientras que el porcentaje es del 39 por ciento para los estadounidenses. Si nos restringimos a los hogares unipersonales y a aquellos formados por dos individuos, España tiene claramente una población de mayor edad. Las personas mayores de 64 años representan el 64 por ciento de los individuos que viven solos en España a diferencia de lo que ocurre en EE.UU. donde el porcentaje no supera el 34 por ciento. Los hogares forma-

¹³Duclos y Mercader-Prats (1999) encuentran diferencias similares entre el Reino Unido y España en 1980-81: el número de hogares unipersonales en el Reino Unido cuadruplica el número de los hogares de igual tamaño en España, mientras que los hogares formados por tres y más adultos son mucho más numerosos en España. Esto, junto al hecho de que los hogares con niños son más abundantes en España, resulta ser un factor crucial en las comparaciones de pobreza entre los dos países.

dos por dos personas también tienen sustentadores de mayor edad en el caso español. El 53 por ciento de dichos hogares están encabezados por personas pertenecientes al grupo de mayor edad, frente al 30 por ciento de los hogares estadounidenses.

Lo contrario ocurre con los hogares encabezados por jóvenes. Mientras que únicamente el 7.5 por ciento de los hogares españoles tiene un sustentador menor de 31 años, el porcentaje casi alcanza el 20 por ciento en EE.UU. Las diferencias son aún mayores en el caso de los hogares unipersonales. En España tan sólo el 5.5 por ciento de dichos individuos son menores de 31 años, mientras que en EE.UU. el 25.6 por ciento de las personas que viven solas, es decir, que se consideran unidades económicas independientes, tienen menos de 31 años.

No hay duda de que algunas de estas diferencias pueden atribuirse a divergencias metodológicas entre ambas encuestas, dado que, como se indicó anteriormente, en el caso estadounidense los estudiantes que habitan en residencias universitarias se consideran unidades de consumo, incluso si dependen económicamente de sus padres, mientras que las EPF españolas consideran que estos individuos forman parte del hogar del que dependen económicamente. Sin embargo, estos individuos sólo representan el 1,4% de todos los hogares estadounidenses y un 7,4% de aquellos viviendo en hogares cuyo sustentador es menor de 31 años. No obstante, las disparidades son lo suficientemente grandes como para recoger la heterogeneidad existente en la estructura por tamaño del hogar en ambos países, un factor importante en las comparaciones de bienestar y desigualdad como veremos a continuación.

Cuadro 2

Distribución de la población por edad del sustentador principal
y tamaño del hogar en España y EE.UU. Distribuciones de 1990-91.

Edad del sust. principal	España			EE.UU.		
	Total	Una persona	Dos personas	Total	Una persona	Dos perso
Menor de 31	7,5	5,5	8,2	19,2	25,6	15,6
De 31 a 40 años	18,7	5,3	6,7	22,8	14,5	14,3
De 41 a 50 años	20,1	4,6	5,1	19,2	11,3	13,9
De 51 a 64 años	28,5	20,7	27,3	18,0	14,1	26,0
Mayores de 64	25,0	63,8	52,7	20,8	34,4	30,1

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

Dado que la economía del bienestar está interesada en el bienestar individual más que en el de los hogares, la mayoría de los estudios al respecto toman como distribución objeto de estudio aquella que asigna a cada individuo el gasto medio del hogar al que pertenece. A pesar de ello, los resultados del Cuadro 3 muestran el impacto sobre el gasto medio de la utilización de ponderaciones individuales o de hogares. Si la ponderación que realizamos es individual, trabajaremos con una distribución de individuos que asigna a cada persona el gasto ajustado del hogar al que pertenece. Por el contrario, en el caso de la ponderación por hogares tendremos una distribución de gasto ajustado en la que todos los hogares tienen la misma ponderación, independientemente del número de personas que los compongan.

Dos resultados del Cuadro 3 merecen especial atención. En primer lugar, se observan diferencias importantes al comparar la distribución individual con la de hogares para un mismo país, siendo el gasto medio de la distribución de hogares menor que el de la distribución individual para valores pequeños del parámetro de ajuste ($\Theta = 0,0.3$), tendencia que es incluso más pronunciada

en el caso español. En segundo lugar, al comparar las distribuciones de gasto ajustado de ambos países, observamos que el gasto medio estadounidense es mayor que el español para cualquiera de las dos distribuciones y para distintos valores de las escalas de equivalencia. Sin embargo, de acuerdo con los resultados que refleja el Cuadro 1, las diferencias porcentuales son menores en el caso de la distribución individual.

Cuadro 3

Gasto ajustado medio para todos los hogares de España y EE.UU.

Distribuciones de 1990-91 a precios del invierno de 1991

Gastos en \$ EE.UU.basados en paridades de poder adquisitivo EKS

Escalas equivalencia	Distr.individual			Distr. hogares		
	España	EE.UU	Difer. %	España	EE.UU	Difer. %
0	\$24.727	27.643	11,8	\$21.958	\$24.642	12,2
0,3	16.230	19.498	20,1	15.219	18.929	24,4
0,5	12.356	15.657	26,7	12.053	16.112	33,8
0,7	9.471	12.712	34,2	9.639	13.903	44,2
1	6.445	9.504	47,5	7.031	11.394	62,0

Paridades de poder adquisitivo EKS para 1991: 108.9 pesetas=1\$ EE.UU.

Difer. %=(EE.UU.-España)/España*100

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

4.5 Desigualdad relativa

El Cuadro 4 presenta índices de desigualdad relativa (Theil) de las distribuciones de gasto de ambos países, estimadas a precios del invierno de 1991, para los distintos tamaños del hogar. Tanto para EE.UU. como para España, la desigualdad es mayor cuando $c=-1$ que cuando $c=0$; y para $c=2$ frente a

$c=1$ y presenta, para todos los tamaños del hogar, un perfil de U a medida que varía el parámetro c . Esto significa que para cada tamaño del hogar la desigualdad es mayor en los extremos inferior y superior de la distribución.

Por otra parte, las comparaciones de desigualdad revelan una estructura clara: i) para todos los valores de c , los hogares formados por una y dos personas presentan una mayor dispersión interna en España que en EE.UU.; ii) para el grupo de hogares formados por 3 y 4 personas -que engloban entre el 44 y el 48 por ciento de los individuos- los resultados dependen del índice utilizado: así, mientras que en el caso de conceder mayor importancia a las diferencias en gasto en la parte baja de la distribución ($c=-1$, $c=0$) la desigualdad es ligeramente mayor en EE.UU., la desigualdad es superior en España para valores mayores de c ; iii) para los hogares de mayor tamaño, y para cualquier valor de c , la desigualdad es claramente mayor en EE.UU.

Cuadro 4

Indices de desigualdad relativa por tamaño del hogar para España y EE.UU.

Distribuciones de 1990-91 a precios del invierno de 1991

Tamaño hogar	Theil(-1)			Theil(0)			Theil(1)			Theil(2)		
	España	EE.UU	Dif%	España	EE.UU	Dif%	España	EE.UU	Dif%	España	EE.UU	Dif%
1	0,315	0,208	-34,0	0,243	0,164	-32,5	0,244	0,163	-33,2	0,323	0,222	-31,1
2	0,207	0,156	-24,7	0,177	0,136	-23,1	0,181	0,140	-22,6	0,230	0,175	-23,9
3	0,149	0,163	9,4	0,128	0,133	3,7	0,131	0,129	-1,3	0,159	0,145	-9,2
4	0,146	0,151	3,5	0,128	0,127	-0,8	0,133	0,124	-6,7	0,172	0,140	-18,4
5	0,142	0,171	20,1	0,122	0,148	21,2	0,122	0,156	27,2	0,141	0,210	48,8
6	0,159	0,200	25,9	0,128	0,158	23,7	0,131	0,165	26,3	0,161	0,233	37,9
7	0,143	0,192	34,2	0,122	0,162	32,6	0,117	0,160	36,1	0,127	0,184	44,7

Difer.%=(EE.UU.-España)/España*100

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

La utilización de índices de desigualdad descomponibles facilita la comprensión de los resultados para la población en su conjunto. En particular, para el índice I_0 , tenemos que de acuerdo con la ecuación 4.7:

$$I_0(Z(\Theta)) = U + C(\Theta), \quad (4.7)$$

siendo U la media ponderada de la desigualdad dentro de cada tamaño del hogar, con ponderaciones iguales al peso demográfico de cada grupo, y $C(\Theta)$ la desigualdad intergrupos, que depende del parámetro Θ . El Cuadro 5 muestra los resultados de esta descomposición¹⁴.

Cuadro 5

Índices de desigualdad relativa (Theil $c=0$) para España y EE.UU.

Distribuciones 1990-91 de gasto ajustado de los hogares

a precios del invierno de 1991. (ponderación individual)

Esc. equiv.	Desigualdad España					Desigualdad EE.UU				
	Total	Intra.	%Intra.	Inter.	%Inter.	Total	Intra.	%Intra	Inter.	%Intra
0	0,166	0,136	81,8	0,030	18,2	0,161	0,140	86,9	0,021	13,0
0,3	0,145	0,136	93,7	0,009	6,3	0,144	0,140	97,0	0,004	3,0
0,5	0,139	0,136	97,9	0,003	2,1	0,146	0,140	95,6	0,006	4,4
0,7	0,140	0,136	97,4	0,004	2,6	0,160	0,140	95,6	0,020	13,0
1	0,155	0,136	88,1	0,018	11,9	0,201	0,140	69,6	0,061	30,4

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

¹⁴ Al carecer de elementos suficientes para un tratamiento diferenciado de las economías de escala en los dos países, todas las comparaciones de este capítulo se han realizado para valores comunes del parámetro Θ . El impacto de la aplicación de distintas definiciones de renta equivalente sobre la estimación de la pobreza en distintos países puede verse en Duclos y Mercader-Prats (1999).

Como era de esperar, la desigualdad intragrupos representa, en los dos países un porcentaje mayor de la desigualdad total que la dispersión intergrupos. Por otra parte, la desigualdad global es mayor en España que en EE.UU. para valores pequeños de las escalas de equivalencia, pero ocurre lo contrario para valores de Θ mayores o iguales a 0.5. Para entender mejor las diferencias observadas en la desigualdad entre los dos países y clarificar el papel desempeñado por las diferencias en la desigualdad intragrupos, la demografía y el gasto medio, consideremos la siguiente descomposición del cambio en desigualdad. Denotemos por $\Delta I(\Theta)$ la diferencia absoluta en desigualdad entre España (país 1) y EE.UU. (país 2), de acuerdo con el índice de desigualdad Theil(0): $\Delta I(\Theta) = I_0(Z_2(\Theta)) - I_0(Z_1(\Theta))$. Esta variación puede expresarse como:

$$\Delta I(\Theta) = \Delta U + \Delta C(\Theta), \quad (4.15)$$

donde:

$$\Delta U = U_2 - U_1 = \Delta W + \Delta D, \quad (4.16)$$

$$\Delta W = \sum_k p_1^k [I_0(X_2^k) - I_0(X_1^k)], \quad (4.17)$$

$$\Delta D = \sum_k (p_2^k - p_1^k) I_0(X_2^k), \quad (4.18)$$

$$\Delta C(\Theta) = I_0(\mu_2^*(\Theta)) - I_0(\mu_1^*(\Theta)). \quad (4.19)$$

La ecuación 4.16 refleja la diferencia en la desigualdad no contaminada por las escalas de equivalencia, que se puede expresar como la suma de dos términos: la ecuación 4.17, que es la suma ponderada de las diferencias en desigualdad

dentro de cada tamaño del hogar, y la ecuación 4.18, que captura el impacto en la desigualdad no contaminada de las diferencias demográficas a lo largo de la partición por tamaño del hogar. Ambos términos son independientes de Θ , que sólo afecta a la ecuación 4.19, es decir, a la diferencia entre las desigualdades intergrupos en la partición por tamaño del hogar.

Por supuesto, en la descomposición anterior se podrían emplear los pesos demográficos del país 2 en lugar de los del país 1, y la desigualdad del país 1. En ese caso tendríamos:

$$\Delta U = U_2 - U_1 = \Delta W' + \Delta D', \quad (4.16')$$

$$\Delta W' = \sum_k p_2^k [I_0(X_2^k) - I_0(X_1^k)], \quad (4.17')$$

$$\Delta D' = \sum_k (p_2^k - p_1^k) I_0(X_1^k). \quad (4.18')$$

El Cuadro 6 presenta los resultados en los dos casos: para la descomposición que emplea los pesos demográficos españoles y la desigualdad estadounidense (ΔW y ΔD), y aquella que considera los pesos demográficos estadounidenses y la desigualdad española ($\Delta W'$ y $\Delta D'$).

Cuadro 6

Descomposición de las diferencias en desigualdad (Theil $c=0$)

Desigualdad en EE.UU. menos desigualdad en España

Distribuciones de gasto ajustado de los hogares 1990-91

a precios del invierno de 1991.(ponderación individual)

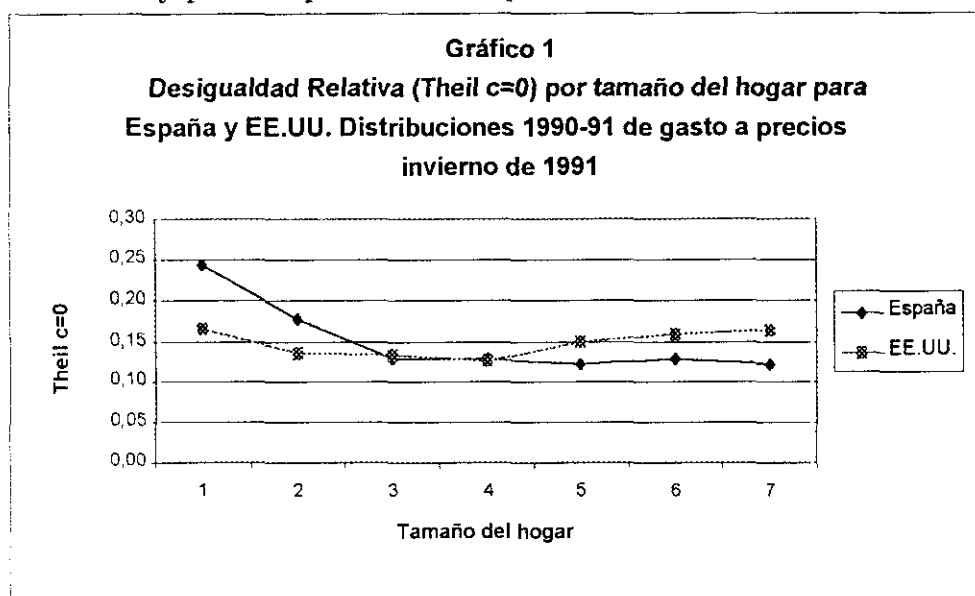
Proporc. españolas y desigualdad EE.UU.				
Θ	ΔW	ΔD	$\Delta C(\Theta)$	$\Delta I(\Theta)$
0	0,003	0,000	-0,009	-0,005
0,3	0,003	0,000	-0,005	-0,001
0,5	0,003	0,000	0,004	0,008
0,7	0,003	0,000	0,016	0,020
1	0,003	0,000	0,043	0,047
Proporc. EE.UU. y desigualdad española				
Θ	$\Delta W'$	$\Delta D'$	$\Delta C(\Theta)$	$\Delta I(\Theta)$
0	-0,010	0,014	-0,009	-0,005
0,3	-0,010	0,014	-0,005	-0,001
0,5	-0,010	0,014	0,004	0,008
0,7	-0,010	0,014	0,016	0,020
1	-0,010	0,014	0,043	0,047

$\Delta W + \Delta D$ debería ser igual a $\Delta W' + \Delta D'$. Las diferencias se deben al redondeo.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

De acuerdo con la ecuación 4.15 deberíamos tener en cuenta dos factores. Comenzando con el término ΔU , que es independiente de Θ , observamos que la desigualdad no contaminada es un 2.9 por ciento menor en España que en EE.UU. (ver Cuadro 5). Este resultado es consecuencia de las asimetrías en la desigualdad intragrupos, combinadas con asimetrías, en la dirección opuesta, en la composición demográfica de ambos países. Concentrémonos, en primer

lugar, en las diferencias en la desigualdad intragrupos en la partición por tamaño del hogar entre EE.UU. y España. Como se puede apreciar en el Cuadro 4 (ver la columna Theil(0)) y en el Gráfico 1, esta diferencia es negativa para los hogares pequeños, cercana a cero para aquellos de tamaño intermedio y positiva para los de mayor tamaño.

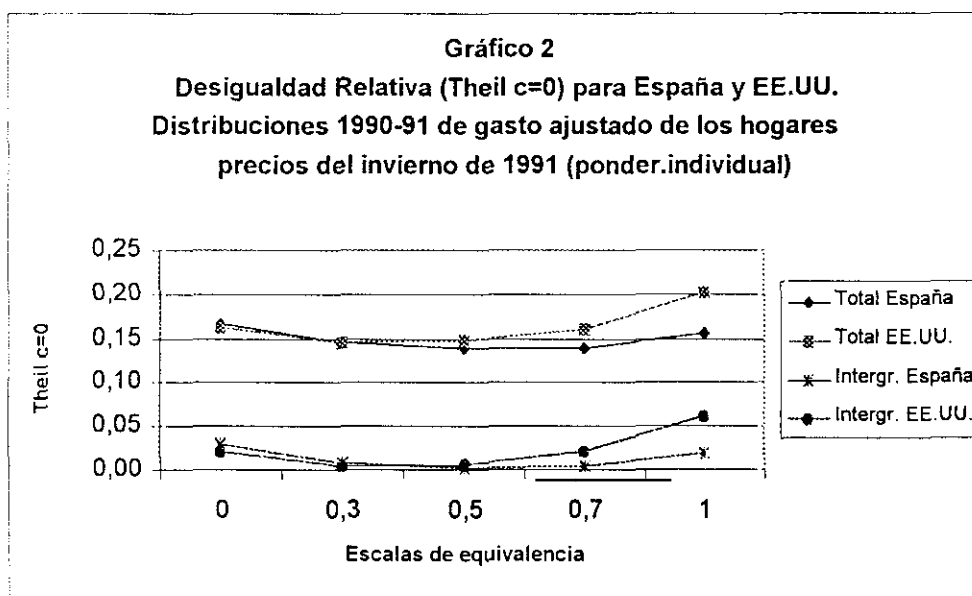


Cuando, de acuerdo con la ecuación 4.17, dichas diferencias son ponderadas por los porcentajes de población de la distribución española, en la que los hogares grandes son más abundantes, el término ΔW del Cuadro 6 es positivo. Sin embargo, cuando la ponderación es la estadounidense (ecuación 4.17'), con mayor número de hogares pequeños, el término $\Delta W'$ toma un valor negativo.

Examinemos a continuación el papel de las diferencias demográficas entre EE.UU. y España. Dichas diferencias (ver Cuadro 1) son positivas para los hogares pequeños, cercanas a cero para los de tamaño intermedio, y negativas para aquellos hogares de más de 4 miembros. Si, de acuerdo con la ecuación 4.18, ponderamos esas divergencias por la desigualdad estadouni-

dense, que muestra un perfil en forma de U (ver columna Theil(0) del Cuadro 4 y el Gráfico 1), el término ΔD es prácticamente nulo. Sin embargo, si la ponderación se realiza con los datos de la desigualdad española, con una mayor desigualdad para los hogares pequeños encabezados principalmente por individuos mayores, el término $\Delta D'$ presenta signo positivo. Por supuesto, $\Delta W > 0$ más $\Delta D = 0$ es equivalente a $\Delta W' < 0$ más $\Delta D' > 0$, ya que vimos que $\Delta U > 0$ indica que la desigualdad no contaminada es menor en España que en EE.UU.

El segundo factor en la ecuación 4.15 es el término $\Delta C(\Theta)$, dependiente del parámetro Θ . En ambos países la importancia de $C(\Theta)$ como factor explicativo de la desigualdad total varía de forma no lineal con Θ , presentando un perfil en forma de U.

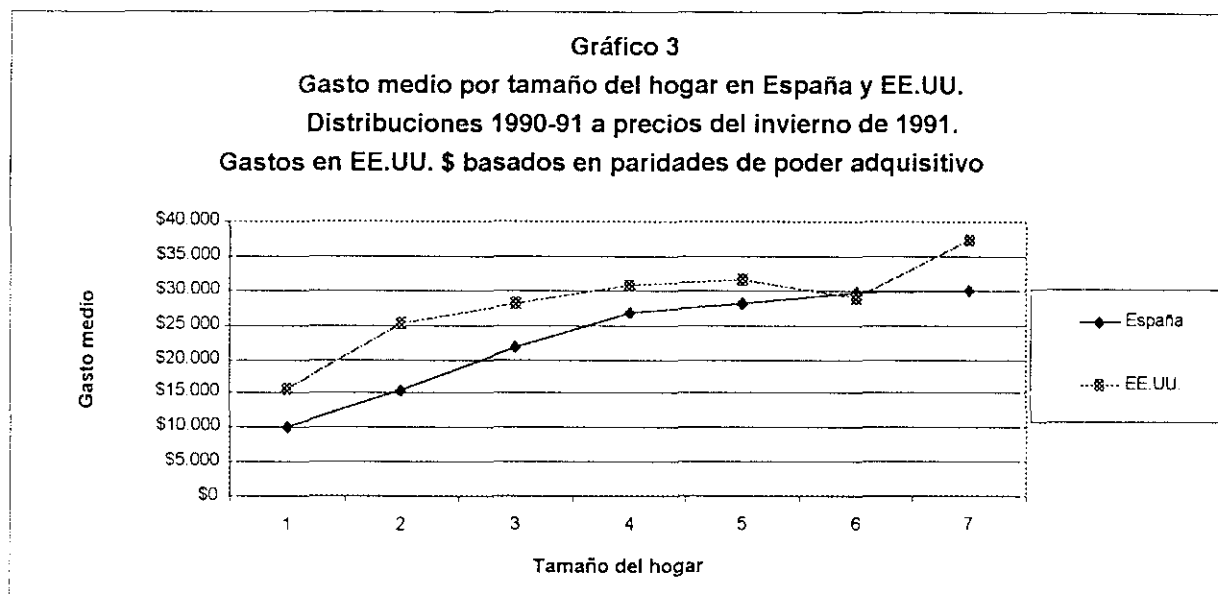


Como vemos en el Cuadro 5 y en el Gráfico 2, cuando no se tiene en cuenta el tamaño del hogar y el gasto ajustado es igual al gasto original ($\Theta = 0$), la desigualdad intergrupos representa un porcentaje considerable de la desigualdad global (entre el 13 y el 18 por ciento). A medida que

Θ crece, reflejando una menor importancia de las economías de escala en el consumo, se producen reordenaciones: los hogares de mayor tamaño, con mayor gasto no ajustado, tienden a ocupar las posiciones del extremo inferior de la distribución. Lo contrario ocurre en el caso de los hogares pequeños, cuyos gastos ajustados son relativamente menos dependientes del tamaño del hogar. Como consecuencia de este complejo proceso en el cual la identidad de los hogares en los extremos de la distribución cambia de forma radical, el ratio $\frac{C(\Theta)}{I_0(Z(\Theta))}$ disminuye rápidamente, elevándose de nuevo al acercarse el parámetro Θ a 1 y considerar el gasto per cápita de los hogares.

No obstante, es importante comprender las diferencias entre países. Aunque el gasto medio es, básicamente, creciente con el tamaño del hogar en ambos países, hay que destacar dos hechos importantes. En primer lugar, los hogares pequeños son más jóvenes, más ricos y más numerosos en EE.UU. que en España (ver Cuadros 1 y 2). En consecuencia, el rango de variación del gasto medio por tamaño del hogar es menor en EE.UU. que en España (véase también el Gráfico 3), de manera que cuando $\Theta = 0$, la desigualdad intergrupos es menor en EE.UU. En segundo lugar, la relación entre el gasto medio y el tamaño del hogar para los hogares de mayor tamaño es más suave en España que en EE.UU. (de hecho, el gasto medio de los hogares formados por seis personas en EE.UU. es menor que el de los hogares de cinco personas). También se observa que la diferencia a favor de EE.UU. tiende a caer a medida que aumenta el tamaño del hogar (para los hogares de 6 personas el gasto medio es ligeramente superior en España). A medida que Θ se aproxima a la unidad, esas diferencias muestran un perfil diferente para el ratio $\frac{C(\Theta)}{I_0(Z(\Theta))}$. Las reordenaciones entre los hogares de diferentes tamaños que tienen lugar a medida que Θ crece son más marcadas en EE.UU., donde la desigualdad intergrupos alcanza un valor mínimo antes y crece más

rapidamente que en España.



Como vimos en el Cuadro 6, el factor intergrupos tiende a dominar los dos términos de la ecuación 4.15, de manera que el resultado de la comparación dependerá decisivamente de los supuestos realizados sobre las economías de escala: a medida que el factor de ajuste Θ varía de 0 a 1 y las economías de escala tienden a disminuir, la desigualdad global de la distribución estadounidense es menor, similar o considerablemente mayor que la española.

4.5.1 Bienestar

Para el análisis del bienestar, definido como función de la media de la distribución corregida por un factor relacionado con la desigualdad, utilizamos el índice de desigualdad de Theil para $c=1$ (ver la sección metodológica para una justificación de su utilización). En el Cuadro 7 se presentan los resultados para los hogares de uno a siete miembros.

Cuadro 7

Bienestar (Theil $c=1$) por tamaño del hogar en España y EE.UU.

Distribuciones de gasto 1990-91 a precios del invierno de 1991

Gastos en \$ EE.UU. basados en paridades de poder adquisitivo EKS

(ponderaciones individuales)

Tamaño del hogar	España	EE.UU	Difer. %
1	\$7.553	\$13.160	74,2
2	12.624	21.601	71,1
3	18.867	24.365	29,1
4	23.102	26.859	16,3
5	24.591	26.723	8,7
6	25.891	24.216	-6,5
7	26.529	31.412	18,4

Paridades de poder adquisitivo EKS para 1991: 108.9 pesetas=1\$ EE.UU.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

De acuerdo con la ecuación 4.10 para cada tamaño del hogar tenemos que:

$$W(X^k) = \mu(X^k)1 - I(X^k). \quad (4.20)$$

En el Cuadro 1 y en el Gráfico 1 vimos que, excepto para los hogares de 6 personas, el gasto medio es mayor en EE.UU. Sin embargo, la diferencia es considerablemente mayor en los hogares pequeños. Por otra parte, en el Cuadro 4 observamos que la desigualdad era menor en EE.UU. que en España en el caso de los hogares pequeños, pero mayor en aquellos de mayor tamaño. Por consiguiente, el factor de ajuste $1 - I(X^k)$ de la ecuación 4.19 tiende a incrementar las diferencias en bienestar en los hogares pequeños y a reducirlas en los de mayor tamaño. Como se muestra en el Cuadro 7, las diferencias en bienestar son especialmente intensas en los hogares de menor tamaño, con porcentajes superiores al 70 por ciento en aquellos formados por

una o dos personas, mientras que en el resto de grupos las diferencias oscilan entre el 9 y el 30 por ciento.

Pero, ¿qué ocurre cuando estudiamos toda la población?. Recordemos que, de acuerdo con la ecuación 4.12, el bienestar total es una suma ponderada del bienestar intragrupos, menos una penalización asociada a la desigualdad intergrupos:

$$W(Z(\Theta)) = A(\Theta) + B(\Theta), \quad (4.12)$$

donde:

$$A(\Theta) = \sum_k p^k \left\{ \frac{W(X^k)}{k^\Theta} \right\}, \quad (4.13)$$

y

$$B(\Theta) = \mu(Z(\Theta)) I_1(\mu^*(\Theta)), \quad \Theta \in [0, 1]. \quad (4.14)$$

A medida que el parámetro Θ aumenta, el papel del tamaño del hogar en el denominador de la ecuación 4.13 también aumenta, ocasionando una disminución en el componente intragrupos del bienestar. Naturalmente, este efecto es más pronunciado para los hogares de mayor tamaño. En consecuencia, como se muestra en el Cuadro 8, la disminución en el término intragrupos a medida que aumenta el parámetro Θ es mayor para el caso español.

Cuadro 8
 Bienestar global (Theil c=1) para España y EE.UU.
 Distribuciones 1990-91 de gasto ajustado de los
 hogares a precios del invierno de 1991.
 Gastos en \$ EE.UU. basados en paridades de poder adquisitivo EKS

Esc. equiv.	Bienestar España					Bienestar EE.UU					Diferencia %		
	Total	Intrag.	%Intrag.	Interg.	%Interg.	Total	Intrag.	%Intrag.	Interg.	%Interg.	Total	Intrag.	Interg.
0	\$20.749	\$21.412	103,2	\$663	3,2	\$23.212	\$23.757	102,3	\$545	2,3	11,9	11,0	-17,8
0,3	13.885	14.022	101,0	137	1,0	16.679	16.672	100,5	83	0,5	20,1	19,5	-39,6
0,5	10.620	10.656	100,3	35	0,3	13.362	13.458	100,7	96	0,7	25,8	26,3	172,7
0,7	8.119	8.151	100,4	32	0,4	10.687	10.923	102,2	237	2,2	31,6	34,0	631,2
1	5.411	5.526	102,1	115	2,1	7.602	8.160	107,3	557	7,3	40,5	47,7	385,4

Paridades de poder adquisitivo EKS para 1991: 108.9 pesetas=1\$ EE.UU

Diferencia %=(EE.UU-España)/España*100

Fuente:Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

Por otra parte, la desigualdad intergrupos es mayor en España que en EE.UU. para $\Theta = 0$ o 0.3, ocurriendo lo contrario para valores mayores del parámetro (ver Cuadro 5). De esta forma, cuando Θ toma valores bajos (altos) la penalización impuesta sobre el bienestar a través de este término es mayor (menor) para España. Este efecto opera en la dirección contraria al anterior, pero es de un orden de magnitud considerablemente menor. Por tanto, podemos concluir que, aunque el bienestar global es mayor en EE.UU. que en España, las diferencias crecen continuamente desde el 12 al 40 por ciento a medida que el parámetro Θ aumenta.

4.5.2 Impacto distributivo de las variaciones en precios relativos.

Las variaciones en los precios relativos de los bienes y servicios a lo largo del tiempo afectan tanto a las diferencias en el gasto medio entre los dos países como a las diferencias en desigualdad y bienestar económico. En este apartado se presenta un enfoque que permite identificar el impacto de los cambios en precios relativos sobre las diferencias en desigualdad entre España y EE.UU.

Sea $\Delta I_t(\Theta)$ la diferencia absoluta en desigualdad entre los países 1 y 2 evaluada a precios del período t :

$$\Delta I_t(\Theta) = I_0 [Z_{2t}(\Theta)] - I_0 [Z_{1t}(\Theta)]. \quad (4.21)$$

Análogamente, a precios del período $t' < t$ tendríamos:

$$\Delta I_{t'}(\Theta) = I_0 [Z_{2t'}(\Theta)] - I_0 [Z_{1t'}(\Theta)] \quad (4.22)$$

De manera similar a la aproximación desarrollada en el primer capítulo de

la tesis, sea $\Delta P_i(\Theta)$, para cada país $i=1,2$, el efecto distributivo del cambio en los precios relativos desde el período t' al período t . Dicho impacto, que recoge la diferencia en desigualdad de la distribución estimada en los dos vectores de precios, viene dado por la siguiente ecuación :

$$\Delta P_i(\Theta) = I_0 [Z_{it}(\Theta)] - I_0 [Z_{it'}(\Theta)]. \quad (4.23)$$

Supongamos que la tasa de inflación durante el período considerado ha sido mayor para los hogares con mayor nivel de ingresos que para aquellos con menores rentas, en cuyo caso diremos que el cambio en precios relativos de t' a t ha sido pro-pobre. En ese caso, los índices de Paasche que permiten expresar las magnitudes monetarias del período t a precios del período t' son mayores para los hogares ricos que para los pobres, de manera que la renta necesaria para adquirir la cesta de bienes del período t a precios del período t' se reduce para todos los hogares, pero especialmente para los más ricos. Por tanto, la desigualdad a precios t' es menor que la desigualdad a precios del período t , es decir, $\Delta P_i(\Theta) = I_0 [Z_{it}(\Theta)] - I_0 [Z_{it'}(\Theta)] > 0$.

A partir de las ecuaciones anteriores es sencillo deducir la siguiente igualdad:

$$I_t(\Theta) = \Delta P_2(\Theta) - \Delta P_1(\Theta) + \Delta I_{t'}(\Theta), \quad (4.24)$$

es decir:

$$\begin{aligned} I_0 (Z_{2t}(\Theta)) - I_0 (Z_{1t}(\Theta)) &= [I_0 (Z_{2t}(\Theta)) - I_0 (Z_{2t'}(\Theta))] \\ &\quad - [I_0 (Z_{1t}(\Theta)) - I_0 (Z_{1t'}(\Theta))] \\ &\quad + [I_0 (Z_{2t'}(\Theta)) - I_0 (Z_{1t'}(\Theta))] \end{aligned} \quad (4.25)$$

Por tanto, $\Delta I_t(\Theta) = \Delta I_{t'}(\Theta)$ si y sólo si $\Delta P_2(\Theta) = \Delta P_1(\Theta)$, es decir, si el impacto distributivo de la inflación es igual en ambos países. En nuestro caso, tomaremos $t = \text{invierno de 1991}$ y $t' = \text{invierno de 1981}$, de manera que los términos $\Delta P_1(\Theta)$ y $\Delta P_2(\Theta)$ recogen el impacto o efecto distributivo de la inflación producida a lo largo de la década de los ochenta (más concretamente del invierno de 1981 al invierno de 1991) para España y EE.UU. respectivamente.

En el Cuadro 9 se presentan las estimaciones de $\Delta I_t(\Theta)$, $\Delta I_{t'}(\Theta)$, $\Delta P_2(\Theta)$ y $\Delta P_1(\Theta)$ para toda la población¹⁵. Nuestros resultados revelan que tanto $\Delta P_2(\Theta)$ como $\Delta P_1(\Theta)$ son positivos para cualquier valor de Θ , es decir, que tanto en EE.UU. como en España los cambios en los precios relativos desde el invierno del 1981 al invierno de 1991 han sido menos perjudiciales para los hogares situados en la parte inferior de la distribución que para aquellos situados en la parte alta, y que, por consiguiente, puede considerarse que la inflación ha sido pro-pobre. Aunque en España la intensidad de este fenómeno disminuye con Θ , ocurre lo contrario en EE.UU. Sin embargo, los resultados del Cuadro 9 revelan que las diferencias en desigualdad entre los dos países, estimadas a ambos vectores de precios ($\Delta I_{t'}(\Theta)$ y $\Delta I_t(\Theta)$), son pequeñas y robustas ante la elección del vector de precios de referencia.

De manera semejante a los resultados obtenidos para las estimaciones a precios del invierno de 1991, el principal resultado cuando evaluamos las distribuciones a precios del invierno de 1981 es que para valores del parámetro de ajuste $\Theta = 0$ o 0.3 la desigualdad es mayor en España, mientras que para valores de Θ mayores o iguales a 0.5 la distribución estadounidense presenta mayor desigualdad.

¹⁵ Los resultados por tamaño del hogar están disponibles a petición de los interesados.

Cuadro 9

Impacto distributivo de los cambios en precios relativos del invierno de 1981 al invierno de 1991 para España y EE.UU. (Theil $c=0$). Distribuciones de gasto ajustado de los hogares 1990-91 a precios del invierno de 1991 y del invierno de 1981. (ponderación individual)

Esc. equiv.	España	EE.UU.	EE.UU-España	EE.UU-España
Θ	$\Delta P_1(\Theta)$	$\Delta P_2(\Theta)$	$\Delta I'_t(\Theta)$	$\Delta I_t(\Theta)$
0	0,005	0,003	-0,004	-0,005
0,3	0,004	0,005	-0,001	-0,001
0,5	0,004	0,006	0,005	0,008
0,7	0,003	0,007	0,016	0,020
1	0,002	0,009	0,041	0,046

Fuente:Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

4.5.3 Robustez y significatividad de los resultados

Robustez ante truncamientos de las distribuciones

Tanto las comparaciones intertemporales de bienestar y desigualdad como las internacionales, deberían tener en cuenta cómo los resultados del análisis se pueden ver afectados por problemas relacionados con la calidad de los microdatos utilizados. En esta sección se examina si los resultados de la comparación de los niveles de desigualdad entre los dos países, presentados en el Cuadro 5, podrían atribuirse a imperfecciones de los datos, entre las que podemos incluir errores de codificación, transcripción o aquellos relacionados con posibles observaciones anómalas en una o ambas colas de la distribución.

Las comparaciones de desigualdad son muy sensibles a lo que ocurre en los extremos de las distribuciones, donde los errores pueden ser particularmente

importantes. Por tanto, siguiendo el enfoque de Cowell *et al.* (1999), aplicado también en el capítulo 2 de la tesis, los datos contenidos en el Cuadro 10 permiten contrastar la robustez de los resultados, a través de la obtención de índices de desigualdad para diversas muestras truncadas de las distribuciones de gasto ajustado de los hogares de EE.UU. y España.

Cuadro 10
 Desigualdad relativa Theil(0) para España y EE.UU.
 Diversos truncamientos de las distribuciones 1990-91
 de gasto ajustado de los hogares.

	$\Theta = 0$			$\Theta = 0.5$			$\Theta = 1$		
	España	EE.UU	Dif.%	España	EE.UU	Dif.%	España	EE.UU	Dif.%
Total de Hogares	0,166	0,161	-3,0	0,139	0,146	5,4	0,155	0,201	30,3
Elimino 1% infer.	0,155	0,151	-2,6	0,131	0,138	5,6	0,147	0,191	30,6
Elimino 5% infer.	0,133	0,131	-1,5	0,115	0,120	4,9	0,131	0,168	28,3
Elimino 1% super.	0,150	0,142	-5,3	0,123	0,130	5,7	0,135	0,180	33,1
Elimino 5% super.	0,128	0,121	-5,5	0,103	0,110	6,8	0,110	0,151	36,9
Elim. 1% sup. e inf.	0,139	0,133	-4,6	0,115	0,122	6,1	0,128	0,171	32,8
Elim. 5% sup. e inf.	0,095	0,092	-3,2	0,079	0,084	6,5	0,084	0,118	40,2

Diferencia %=(EE.UU-España)/España*100

Fuente:Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

Para ello se utilizarán dos factores de truncamiento, el 1 y el 5 por ciento, en una o ambas colas de las distribuciones. Los resultados del Cuadro 10 muestran que, para cualquiera de los factores empleados y truncando los extremos superior e inferior de la distribución o únicamente uno de ellos, los resultados obtenidos en la sección anterior se mantienen. Es decir, la desigualdad es menor en España que en EE.UU. para los valores de $\Theta = 0.5$ y $\Theta = 1$, y ocurre lo contrario para $\Theta = 0$.

Robustez y significatividad estadística

En esta sección nos planteamos contrastar la robustez de nuestros resultados ante la elección de indicadores de desigualdad o bienestar. Para ello, aplicaremos la metodología propuesta por Shorrocks (1983), que ya se utilizó en el primer capítulo de la tesis.

Sea Ω el conjunto de todas las funciones de bienestar social (FBS) que satisfacen un conjunto de propiedades comúnmente¹⁶ deseadas. Entonces, según el enfoque de la dominancia, dadas dos distribuciones Z_1 y Z_2 , se cumple que $W(Z_1) \geq W(Z_2)$ para cualquier FBS $W(\cdot)$ perteneciente a Ω si y sólo si, la media de la distribución Z_1 es mayor que la media de la distribución Z_2 , y la Curva de Lorenz de Z_1 nunca está por debajo de la Curva de Lorenz de la distribución Z_2 . Para contrastar la igualdad, no comparabilidad o dominancia de dos Curvas de Lorenz cualesquiera aplicaremos los procedimientos de inferencia estadística desarrollados en Bishop *et al.* (1989, 1994)¹⁷.

En el Cuadro 11 se presentan los resultados del criterio de dominancia de Lorenz, incluyendo la significatividad estadística de las diferencias entre las

¹⁶En particular, Shorrocks (1983) considera las siguientes propiedades: S-concavidad, independencia de la escala, monotonicidad a lo largo de rayos a partir del origen, y axioma de replicación de la población.

¹⁷Véase el capítulo 1 para una discusión más detallada.

medias de las distribuciones española y estadounidense, cuando se comparan las distribuciones de gasto por tamaño del hogar y para la población en su conjunto valoradas a precios del invierno de 1991. Siempre que un país domine (débilmente) a otro en el sentido de Lorenz y la media de su distribución de gasto sea mayor o igual, se puede concluir sin ambigüedad que dicho país disfruta de un mayor bienestar económico agregado.

Cuadro 11

Comparación Curvas Lorenz y Bienestar en España y EE.UU.:

Significatividad Estadística

Distribuciones de 1990-91 a precios del invierno de 1991

Tamaño del Hogar	Comp. Lorenz	Media	Bienestar
1	EE.UU.	EE.UU.	EE.UU
2	EE.UU.	EE.UU.	EE.UU
3	España	EE.UU.	?
4	*	EE.UU.	EE.UU
5	España	EE.UU.	?
6	*	*	*
7	*	EE.UU.	EE.UU
Escala de equivalencia			
0	EE.UU.	EE.UU.	EE.UU.
0,3	*	EE.UU.	EE.UU.
0,5	España	EE.UU.	?
0,7	España	EE.UU.	?
1	España	EE.UU.	?

*Diferencias no significativas

? No comparabilidad

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF y la CEX.

Las estimaciones para los hogares formados por uno, dos, cuatro y siete individuos son robustas al índice de desigualdad y la FBS elegida. De acuerdo con el criterio de Lorenz, la distribución de gasto estadounidense presenta menos desigualdad que la española (en los hogares unipersonales y aquellos compuestos por dos personas), o las diferencias no son estadísticamente significativas (en los casos de cuatro y siete personas). Puesto que el gasto medio estadounidense es significativamente mayor que el español, podemos concluir

que, para esos tamaños de hogar, las distribuciones estadounidenses muestran mayor bienestar económico que las españolas. En el caso de los hogares formados por tres y cinco individuos las distribuciones españolas presentan menor dispersión y un gasto medio significativamente menor que el estadounidense, de manera que nos situamos en la región de no comparabilidad y no podemos conocer en cual de los dos países el bienestar económico es mayor. Por último, en los hogares formados por seis individuos, las diferencias en media y desigualdad entre ambas distribuciones no son significativas, por lo que tampoco existirán diferencias significativas entre el bienestar de ambas distribuciones.

En lo referente a la población en su conjunto, los resultados dependen de los supuestos realizados sobre el peso concedido a las economías de escala en el consumo. Bajo el supuesto de economías de escala relativamente altas ($\Theta = 0$ o $\Theta = 0.3$), EE.UU. presenta una desigualdad menor ($\Theta = 0$) o equivalente ($\Theta = 0.3$) que España y un mayor gasto medio. De estos resultados se deriva que el bienestar económico agregado es mayor en EE.UU. Para valores de Θ mayores o iguales que 0.5, la distribución española presenta menos desigualdad que la estadounidense, pero un menor gasto medio, de manera que no se puede llegar a una conclusión inequívoca acerca de cual de las dos distribuciones presenta mayor bienestar económico. Para resolver el *trade-off* entre eficiencia y equidad, en aquellos casos en que España muestra menos desigualdad y un gasto medio menor que EE.UU., podríamos comparar las curvas de Lorenz generalizadas para ambos países, en un intento de establecer conclusiones inequívocas para un grupo de FBS menos exigentes¹⁸. En este

¹⁸De los axiomas expuestos en la nota anterior, se abandonaría la monoticidad de la FBS a lo largo de rayos desde el origen y se sustituiría por la condición de eficiencia en el sentido de Pareto. Véase Shorrocks (1983).

sentido, consideramos que sería suficiente recurrir a una FBS específica como hicimos en los Cuadros 7 y 8.

Como se aprecia en dichos cuadros, para los hogares formados por tres y cinco personas, y en aquellos casos en que las escalas de equivalencia son mayores o iguales que 0.5, el problema de la falta de resultados definitivos del análisis se resuelve concediendo más peso a las diferencias en el gasto medio respecto a las diferencias en desigualdad. Así, se puede concluir que las distribuciones estadounidenses presentan mayor bienestar que las españolas.

Como vimos en el Cuadro 9, el signo positivo de $\Delta P_2(\Theta)$ y $\Delta P_2(\Theta)$ revela que, utilizando indicadores completos de desigualdad, los cambios en precios relativos desde el invierno de 1981 hasta el invierno de 1991 son pro-pobres en ambos países; aunque la magnitud del impacto es relativamente pequeña. Sin embargo, las comparaciones de las curvas de Lorenz de la distribuciones de gasto de 1990-91 de ambos países estimadas a precios del invierno de 1981 y a precios del invierno de 1991 revelan que las diferencias no son significativas para ningún valor de Θ , indicando este resultado que la inflación fue neutral desde un punto de vista distributivo. La repetición de las estimaciones del Cuadro 11 a precios del invierno de 1981 hacen que obtengamos idénticos resultados que cuando evaluábamos las distribuciones a precios del invierno de 1991¹⁹. En ese sentido, podemos concluir que los resultados obtenidos para las comparaciones de desigualdad y bienestar entre los dos países son significativamente robustas a la elección del vector de precios de referencia.

¹⁹Las comparaciones de las curvas de Lorenz sobre el impacto distributivo de la inflación en los años ochenta en ambos países, así como todas las estimaciones del Cuadro 11 a precios del invierno de 1981, están disponibles a petición del interesado.

4.6 Conclusiones

El objetivo de este capítulo ha sido examinar el papel de las estructuras demográficas y de los índices de precios específicos en las comparaciones de bienestar y desigualdad entre España y EE.UU. El análisis se basa en el gasto de los hogares de 1990/91 de ambos países, obtenido a partir de Encuestas de Presupuestos Familiares. Para este estudio se han utilizado índices de desigualdad y bienestar descomponibles por subgrupos de población, que permiten aislar el efecto del tamaño del hogar separándolo del impacto distributivo debido a las diferencias entre los distintos grupos. Por otra parte, se han construido índices de precios, específicos para cada hogar, que nos permiten expresar las distribuciones de gasto de 1990/91 de cada país a precios del invierno de 1981 y del invierno de 1991. De esta manera se ha podido examinar el impacto distributivo de la inflación. La sensibilidad de los resultados se contrasta parametrizando las escalas de equivalencia que se aplican para transformar el gasto total en gasto equivalente del hogar.

Nuestros resultados muestran la importancia de las diferencias demográficas en las comparaciones internacionales. El resultado de las comparaciones de bienestar y desigualdad es radicalmente diferente para hogares de distintos tamaños. En concreto, los hogares pequeños son más abundantes, más jóvenes, más ricos y menos desiguales en EE.UU.; mientras que en ese país los hogares de mayor tamaño son menos numerosos, no tan ricos y presentan mayor desigualdad interna. Dada esta diversidad de resultados, los índices descomponibles ayudan a explicar cómo los resultados para cada tamaño del hogar se trasladan a la población en su conjunto.

En términos de la influencia de los precios relativos en la desigualdad, encontramos que en ambos países, desde el punto de vista del invierno de

1981, el gasto que tendrían que realizar los hogares más ricos para compensar la inflación del período 1981/1991 es mayor que la cantidad que habría que dar a los hogares más pobres para que permanecieran en el mismo nivel de bienestar. En este sentido, se puede concluir que la inflación perjudicó relativamente menos a los hogares pobres, aunque dicho efecto no fue estadísticamente significativo en ninguno de los dos países. Sin embargo, debido a que el impacto distributivo del cambio en precios relativos es similar en ambos países, nuestras comparaciones de desigualdad son robustas a la elección del vector de precios de referencia.

Con el objetivo de tener en consideración los posibles problemas debidos a imperfecciones en los datos y contrastar la robustez de nuestros resultados ante la elección de indicadores de desigualdad y bienestar, hemos seguido dos enfoques diferentes. En primer lugar, aplicamos la metodología propuesta por Cowell *et al.* (1999) y estudiamos la robustez de los resultados ante posibles *observaciones anómalas en una o ambas colas de las distribuciones de gasto*. Por otra parte, se desarrollan comparaciones de desigualdad y bienestar en los términos de dominancia propuestos por Shorrocks (1983), aplicando los procedimientos de inferencia estadística

desarrollados por Bishop *et al.* (1989, 1994).

En el futuro, se pretende examinar el impacto sobre la desigualdad y el bienestar de los cambios demográficos en diferentes particiones, así como descomposiciones por otras particiones (socioeconómicas, educativas, regionales,...), que serían muy útiles a la hora de entender las diferencias existentes entre EE.UU. y España.

4.7 Apéndice

4.7.1 Datos Españoles

Para el análisis realizado en este capítulo se han utilizado datos de la EPF recogida por el INE entre abril de 1990 y marzo de 1991. Esta encuesta contiene 21.155 observaciones representativas de una población de 11.298.509 hogares y 38.494.006 personas que ocupan viviendas familiares en todo el territorio nacional. La EPF española es una encuesta que entrevista a los hogares uniformemente a lo largo de un período de 52 semanas. De acuerdo con la metodología de las EPF: "el método de recogida de la información está ligado a los períodos de referencia de gastos e ingresos. Para una serie de bienes y servicios el período de referencia coincide con el muestral (semana), mientras que para otros, dicho período es superior al muestral (mes, trimestre, o año). Por ello el método de recogida de información es mixto: anotación directa por los miembros del hogar de 14 y más años de todos los pagos efectuados durante la semana muestral, sea cual fuere su período de referencia, y cumplimentación mediante entrevista de los pagos efectuados durante el resto de los períodos de referencia, para aquellos bienes y servicios del período superior al muestral...". A partir de esa información el INE estima el gasto anual total del hogar. El gasto anual en alimentación y bebidas tiene en cuenta la información disponible sobre la gran compra de acuerdo con el procedimiento descrito en Peña y Ruiz-Castillo (1998). En nuestro estudio, el gasto anualizado total del hogar, basado en ese conjunto de períodos de referencia, se asigna al período 1990-91 de acuerdo con el trimestre en que fue entrevistado el hogar en cuestión²⁰.

²⁰Para más detalles sobre estas encuestas véase INE (1983) e INE (1992) respectivamente.

4.7.2 Datos Estadounidenses

La CEX estadounidense tiene dos componentes: un encuesta o registro *Diario*, cumplimentado por los hogares durante dos semanas consecutivas, y una *Entrevista* que recoge los gastos realizados por el hogar a través de cinco entrevistas realizadas cada tres meses. Los hogares registran los pagos realizados por los bienes y servicios adquiridos durante la semana de recogida de datos para el Diario, y durante los tres meses previos para la Entrevista. Los pagos realizados (precio total de compra independientemente de la financiación, excepto en el caso de vehículos, viviendas y servicios médicos) incluyen los impuestos sobre los artículos adquiridos por el hogar para su consumo o el consumo de otros hogares. Se excluyen de ambos estudios los gastos relacionados con los negocios que pudieran realizar los miembros del hogar o aquellos gastos objeto de reembolso.

La muestra se selecciona en base a un panel rotativo dirigido a 5.000 hogares cada trimestre. Cerca del 20 por ciento de la muestra es entrevistado por primera vez en cada trimestre, mientras que otro 20 por ciento es entrevistado por última vez. Cada hogar o unidad de consumo es entrevistado hasta cinco veces, en intervalos de tres meses, siendo los datos de la primera entrevista utilizados únicamente para delimitar los gastos de entrevistas posteriores pero no empleados en la estimación.

Dado que estamos interesados en el gasto total de los hogares utilizaremos datos de ambas fuentes, el Diario y la Entrevista, siguiendo el método desarrollado por Rob Cage en el BLS (Cage *et al.* 1997). El BLS (1995) estima que entre el 80 y el 95 por ciento del total de gastos de los hogares está recogido en la Entrevista, existiendo unos 40 bienes y servicios no recogidos en dicha encuesta, como por ejemplo, productos de lavandería y limpieza, peajes, alimentación animal, productos de cuidado personal y medicinas dis-

pensadas sin receta médica. Para imputar el gasto en estos artículos omitidos en la Entrevista se han utilizado los datos del Diario. La imputación se efectúa calculando el gasto para cada uno de dichos artículos como porcentaje del total de gastos de alimentación registrados en el Diario, y tomando el producto de este factor y el total de gastos en alimentación recogidos en la Entrevista. Los porcentajes de gasto para estos artículos se producen por áreas y tamaño del hogar en la muestra del Diario. Estos porcentajes se proyectan en la muestra de la Entrevista y se utilizan para imputar el gasto en esos artículos adicionales.

La naturaleza continua y rotativa de la CEX estadounidense plantea especiales problemas para la determinación de la distribución de gasto de los hogares a precios corrientes, es decir, el equivalente a la distribución de gasto del caso español. En este trabajo, nos limitaremos a los hogares de la Entrevista, ya que son estas unidades de consumo las que proporcionan la máxima información para un mayor período de tiempo respecto a la muestra del Diario. Para nuestro análisis no supondremos que los gastos trimestrales registrados son independientes (como se hace en las publicaciones oficiales de la CEX, ver BLS 1995), sino que exigiremos que cada hogar haya registrado gastos para dos, tres o cuatro trimestres durante el período de estudio. Denominaremos a esta muestra como horizontal. La limitación a los hogares con datos para cuatro trimestres sería incesariamente restrictivo, mientras que la inclusión de algunos hogares incompletos nos permite aumentar el tamaño de la muestra. Si seleccionáramos los hogares cuyas entrevistas se hubiesen realizado en el mismo período de tiempo que en el caso español (primavera de 1990 a invierno de 1991) tendríamos únicamente 1.367 observaciones en la muestra estadounidense. Por el contrario, la muestra horizontal, que contiene datos recogidos desde enero de 1990 a diciembre de 1991, está formada por

6.284 observaciones representativas de 118.481.815 hogares de la población y de 307.204.548 individuos. A partir de los datos trimestrales se han obtenido estimaciones del gasto anual de cada hogar. Las características de la unidad de consumo, como la edad del sustentador principal o el tamaño del hogar, al igual que las ponderaciones que permiten pasar de resultados muestrales a la obtención de resultados extrapolables al conjunto de la población, se basan en la media de los valores trimestrales registrados.

4.7.3 Definición del gasto de los hogares

Como se expuso en el tercer apartado de este capítulo, utilizaremos los gastos de consumo de los hogares como indicador de su nivel de vida. Sin embargo, la utilización de esta variable en comparaciones internacionales presenta importantes dificultades. Por ejemplo, y a pesar de que la población de ambos países consume servicios sanitarios y educativos, estos servicios pueden ser financiados por el estado, de manera que los hogares no paguen o paguen relativamente poco por estos conceptos. Este hecho tiene una relevancia especial en el caso que nos ocupa, en el que los hogares españoles se pueden beneficiar del Sistema Nacional de Salud, mientras que el sistema es fundamentalmente privado en EE.UU. La inclusión de los gastos que los hogares estadounidenses hacen en servicios sanitarios, sin imputar a los hogares españoles los gastos análogos realizados por el sistema público de salud, implicaría una infraestimación del nivel de vida de los hogares españoles.

Aunque lo ideal hubiera sido incluir en nuestra definición de gasto todos los bienes y servicios consumidos por los hogares, nos tenemos que restringir a las limitaciones impuestas por los datos, de manera que persisten diferencias entre las definiciones de gasto corriente de los dos países. Existen otras diferencias además de las señaladas respecto a los gastos educativos y sani-

tarios. Por ejemplo, el autoconsumo y el autosuministro se recogen en las EPF españolas, pero dicha información no está disponible en la CEX. Sin embargo, las estimaciones realizadas excluyendo el valor del autoconsumo y el autosuministro de la definición de gasto español, no alteran los resultados globales. Por otra parte, en el caso español, a diferencia del estadounidense, se incluyen las transferencias realizadas a personas no residentes en el hogar familiar y a instituciones sin ánimo de lucro. De nuevo, la exclusión de dichos gastos no cambia sustancialmente nuestras estimaciones sobre la desigualdad y el bienestar en España y EE.UU.

Para nuestra definición de gastos partiremos de la cesta de consumo utilizada por las agencias estadísticas para la elaboración de los IPC oficiales. En el caso de la muestra española, a esta cesta de consumo base añadiremos otros gastos que no se incluyen en los IPC²¹, pero que asumimos forman parte del consumo del hogar, tales como el gasto en artículos funerarios, juegos de azar, multas, cuotas sindicales, permisos de caza y pesca, multas e indemnizaciones y otras tasas por el uso de servicios públicos, el alquiler imputado a las viviendas cedidas por razón de trabajo, comidas recibidas gratuitamente en el lugar de trabajo, y seguros automovilísticos (únicamente la parte que es considerada consumo corriente). Como se comentó anteriormente, en el caso español también se incluyen en la definición de gasto las contribuciones a instituciones sin ánimo de lucro y a personas no residentes en el hogar familiar²², información de la que no disponemos para todos los hogares de la muestra

²¹Estos gastos no se incluyen en la cesta base española aunque sí en la estadounidense.

²²Estas transferencias constituyen el 0.005% del gasto total de los hogares españoles.

estadounidense²³, así como el autoconsumo y autosuministro,^{24,25} concepto que tampoco recoge la CEX.

Los gastos en adquisición de vehículos, mantenimiento y reparaciones de la vivienda y seguros de vida no se han incluido en la definición de gasto en ninguno de los países estudiados por considerarse gastos de inversión más que consumo corriente. Adicionalmente, se han realizado determinados ajustes que permiten tomar en consideración el flujo de servicios derivado de la propiedad de la vivienda²⁶, y en el caso estadounidense se ha tenido en cuenta el flujo de servicios procedentes de determinados bienes duraderos poseídos por el hogar (ver Cage et al 1997).

²³En el CEX estos datos sólo se recogen en el quinto trimestre. Dado que no todas las unidades de la muestra han sido entrevistadas en dicho trimestre, se ha optado por definir el gasto de manera que sea el mismo para todos los trimestres y por tanto no incluir dichas transferencias.

²⁴El autoconsumo y el autosuministro suponen el 0.007% del gasto total de los hogares españoles.

²⁵Las estimaciones de la desigualdad (Theil $c=0$) para diversos Θ , cuando la definición de gasto no incluye transferencias ni autoconsumo y autosuministro, no alteró el signo de las diferencias entre España y EE.UU. No obstante, la desigualdad de la distribución española crece marginalmente con la exclusión de dichos conceptos. Así, para $\Theta = 0$, la estimación fue 0.171 (*versus* 0.166); para $\Theta = 0.3$, el índice fue 0.149 (*versus* 0.145), cuando $\Theta = 0.5$, la estimación fue 0.143 (*versus* 0.139), y para $\Theta = 1$, la estimación fue 0.158 (*versus* 0.155).

²⁶El INE estima los servicios de consumo proporcionados por el stock de viviendas en régimen de tenencia distinta del arrendamiento (es decir las viviendas en propiedad o cedidas gratuita o semigratuitamente). El criterio seguido es solicitar el alquiler que el ocupante de la vivienda piensa que esta podría tener en el mercado. En el caso estadounidense la imputación la realiza la *Statistical Office*.

Conclusiones

A lo largo de la tesis, se han ido presentando las principales conclusiones a las que hemos llegado en cada uno de los capítulos de este trabajo. Aquí solamente vamos a realizar una síntesis muy esquemática de los principales resultados y aportaciones, y enunciar algunas de las múltiples cuestiones que quedan abiertas y que no renunciamos abordar en el futuro.

En el primer capítulo se analizó la evolución del nivel de vida en España en términos reales a través de los microdatos de las tres grandes EPF 1973-74, 1980-81 y 1990-91.

Las principales conclusiones obtenidas se pueden resumir de la siguiente manera: (i) se observa que la desigualdad en términos reales ha disminuido en ambos subperíodos, y en consecuencia, en el período en su conjunto. En la segunda mitad de la década de los setenta la reducción en la desigualdad relativa fue considerable, y particularmente intensa entre los hogares de menor y mayor tamaño. Por otra parte, durante los años ochenta se frenó el proceso de reducción de las desigualdades e incluso se produjo un empeoramiento para determinados tamaños del hogar. (ii) Los resultados muestran que la evolución de los precios relativos ha perjudicado relativamente más a los hogares ricos que a los pobres. Dado que el cambio de la desigualdad en términos monetarios se puede expresar como la suma del cambio en la desigualdad real más un término que recoge el impacto distributivo de la in-

flación, se advierte que las estimaciones de la reducción de la desigualdad en términos puramente monetarios infraestiman la caída en términos reales en torno a diez puntos porcentuales. (iii) En la década de los ochenta se produjo un crecimiento del gasto medio de los hogares en torno al 3 por ciento anual para la población en su conjunto, incremento considerablemente superior al 1 por ciento anual producido en la segunda mitad de los años setenta, período caracterizado por la crisis a nivel mundial. En ambos casos los resultados no son uniformes, siendo la mejora en el gasto medio especialmente intensa en los hogares unipersonales. (iv) En consecuencia, podemos concluir que el crecimiento en el gasto medio fue especialmente intenso en la década de los ochenta (sobre todo en su segunda mitad, según sabemos por otras fuentes), mientras que la reducción en la desigualdad se produjo fundamentalmente en la segunda mitad de los años setenta. El resultado final es que, en relación a la situación inicial, el bienestar en términos reales para la población total mejoró un 10 por ciento, aproximadamente, en el primer subperíodo, a una tasa media anual del 1.7 por ciento; y entre un 37 y 51 por ciento al año en el segundo subperíodo, dependiendo del supuesto que hagamos sobre las economías de escala. (v) Por último, nuestras estimaciones sobre el cambio en la media de la distribución, la desigualdad y el bienestar acotan adecuadamente las verdaderas magnitudes y son razonablemente robustas a la elección del vector de precios que se toma como referencia.

El estudio de la distribución de ingresos percibidos por los individuos realizado en el segundo capítulo es una muestra de las posibilidades que brinda la utilización de los datos de renta de las EPF, así como de la cautela que se ha de tener al utilizar dicha información.

La comparación de las distribuciones de ingresos principales de los individuos de ambas encuestas arroja los siguientes resultados: i) La dispersión de

la distribución de ingresos monetarios totales y de ingresos principales de los individuos aumentó durante los años ochenta, siendo los resultados robustos ante la utilización de indicadores de desigualdad relativa. Sin embargo, las estimaciones son muy sensibles a la presencia de determinadas observaciones en el extremo inferior de la distribución y de subgrupos de la población como los ocupados a tiempo parcial o las amas de casa y estudiantes cuya inclusión altera de manera radical los resultados. (ii) Los resultados para el grupo de individuos cuyas circunstancias nos ofrecen mayor confianza, y que excluye a aquellos individuos que presentan problemas para su correcta clasificación y a otros inactivos como a amas de casa y estudiantes, muestran una disminución en la desigualdad (en torno al 14 por ciento para el índice de Theil (0)). Dicha reducción se puede explicar, principalmente, por el acercamiento de las rentas medias de los distintos grupos, destacando el importante crecimiento en los ingresos medios de los retirados. La disminución de la desigualdad entre los perceptores de rentas por cuenta propia y transferencias, compensan el crecimiento en la dispersión de los restantes grupos y contribuyen a la caída de la dispersión global. (iii) La mayor información disponible para los sustentadores principales permite identificar a los factores educativos y socioeconómicos como los principales determinantes de la desigualdad, muy por encima de características demográficas y geográficas. (iv) La dispersión salarial entre los asalariados a tiempo completo aumentó en los años ochenta. El aumento en la dispersión puede ser atribuido, básicamente, al aumento en el peso relativo de los grupos con mayor dispersión -cónyuges y jóvenes-, así como a incrementos en las desigualdades internas. Las diferencias salariales entre los distintos grupos se redujeron durante el decenio, debido a la mejora en la posición relativa de los salarios más bajos. Asimismo, se constata un acercamiento entre los ingresos salariales de ambos sexos, especialmente

intenso entre los individuos más jóvenes, y un deterioro de la situación relativa de los más jóvenes. (v) En el caso de los sustentadores asalariados, único grupo de asalariados para el que disponemos de información sobre su nivel educativo y otras características socioeconómicas, se produjo una ligera mejoría en la dispersión evaluada a través del índice de Theil (0) que, sin embargo, no es robusta a la elección de indicadores de desigualdad relativa. Los datos muestran una importante mejora en el nivel educativo medio de este grupo de asalariados y parecen apuntar a un crecimiento en el rendimiento de la educación, a la vez que se aprecian incrementos en los rendimientos de la experiencia, deteriorándose de forma importante la situación relativa de los más jóvenes. (vi) Las características geográficas tienen un escaso papel explicativo de la desigualdad salarial. A este respecto, es importante destacar el fuerte crecimiento de los salarios de los residentes en los municipios de menor tamaño y el hecho de que la mejora en la desigualdad se explica, en su mayor parte, por el acercamiento de las rentas entre las distintas comunidades autónomas y, en menor grado, por la reducción de las desigualdades internas que son las principales responsables de la dispersión salarial.

En el tercer capítulo se examinan las conexiones entre la distribución individual y familiar de la renta, así como su tendencia temporal. En este caso se investiga como los ingresos de las mujeres y de los individuos dependientes del sustentador principal contribuyen a la desigualdad de ingresos totales del hogar.

Los resultados más importantes del capítulo son los siguientes: (i) La dispersión de las rentas femeninas, que es sistemáticamente mayor que la de los ingresos de sus cónyuges, o en su caso, que la desigualdad del resto de ingresos del hogar, tiende a incrementar la desigualdad de la distribución de ingresos globales. (ii) Si consideramos únicamente aquellos hogares donde

los dos cónyuges son perceptores de ingresos, las estimaciones muestran que las rentas femeninas mejoran ligeramente el bienestar social debido a que los ingresos de las mujeres originan permutaciones en las posiciones relativas de los hogares ordenados en función de los ingresos de los restantes miembros del hogar. (iii) Cuando se estudia toda la población, la contribución de los ingresos de las mujeres es prácticamente neutral. En este caso, las permutaciones que las rentas femeninas ocasionan en las posiciones relativas de los hogares no compensan la mayor desigualdad de la distribución de ingresos de todas las mujeres. (iv) Los ingresos de los miembros del hogar dependientes del sustentador y su cónyuge están más desigualmente distribuidos que la suma de los ingresos de estos últimos, lo que en principio tiende a aumentar la desigualdad de la renta total del hogar. (v) En los hogares con dependientes perceptores de renta sus ingresos contribuyen a aumentar el bienestar en torno al 7 por ciento, debido al efecto positivo sobre el bienestar que originan las permutaciones ocasionadas por dichos ingresos. (vi) Esta contribución es menor cuando se consideran todos los hogares con dependientes (sean o no perceptores de ingresos), pero, en cualquier caso, es mayor que la contribución de los ingresos de las mujeres casadas.

Por último, se ha realizado una comparación entre los niveles de desigualdad y bienestar de las distribuciones de gasto corriente de España y Estados Unidos a comienzos de la década de los noventa. En el estudio se utilizan indicadores descomponibles por subgrupos de población que ponen de manifiesto la importancia de las diferencias en la estructura de los hogares entre ambos países y muestran la dependencia de los resultados de los supuestos realizados sobre las economías de escala en el consumo dentro del hogar.

Nuestros resultados muestran la importancia de las diferencias demográficas en las comparaciones internacionales. En consecuencia, encontramos que

las comparaciones de desigualdad y bienestar son radicalmente diferentes para los distintos tamaños del hogar. En concreto, los hogares pequeños son más abundantes, más jóvenes, más ricos y menos desiguales en EE.UU.; mientras que en ese país los hogares de mayor tamaño son menos numerosos, no tan ricos y presentan mayor desigualdad interna. Dada esta diversidad de resultados, los índices descomponibles ayudan a explicar cómo los resultados para cada tamaño del hogar se trasladan a la población en su conjunto. Así, las diferencias en desigualdad y bienestar entre ambos países dependen de los supuestos hechos sobre las economías de escala en el consumo dentro de los hogares. Nuestras principales conclusiones al respecto son que a medida que las economías de escala tienden a disminuir, (i) la desigualdad global en EE.UU. es menor, aproximadamente igual, o considerablemente mayor que en España, y (ii) el bienestar es siempre mayor en EE.UU., pero la diferencia crece de manera continua desde el 12 al 40 por ciento.

En términos de la influencia de los precios relativos en la desigualdad, encontramos que la inflación perjudicó relativamente menos a los hogares pobres. Sin embargo, debido a que el impacto distributivo del cambio en precios relativos es similar en ambos países, y además no es estadísticamente significativo, nuestras comparaciones de desigualdad son robustas a la elección del vector de precios de referencia.

Las extensiones de esta tesis están relacionadas con las diversas preguntas que han surgido a lo largo del trabajo y que no han sido suficientemente estudiadas, ya sea por las limitaciones metodológicas como por la no disponibilidad de microdatos adecuados.

Así, una de las cuestiones pendientes es explicar a qué pueden deberse las diferencias en la evolución temporal del bienestar y la desigualdad entre los dos subperíodos considerados (1973-74 a 1980-81 y 1980-81 y 1990-91), tanto

en el caso de realizar el análisis considerando el gasto como aproximación al nivel de vida de los hogares, cómo cuando el estudio se realiza desde la óptica de los ingresos.

En el caso del gasto de los hogares, la respuesta exige analizar el papel causal de variables distintas del tamaño del hogar, para lo cual puede recurrirse al estudio de otras particiones definidas en términos de diferentes características demográficas, geográficas y socioeconómicas. Al estudiar la distribución individual de renta sí se han considerado dichas características, no obstante, la falta de datos ha llevado a ignorar otros aspectos importantes de la determinación de ingresos individuales, cuyo estudio ayudaría a tener un mejor conocimiento de lo ocurrido en la década de los ochenta.

La conexión entre la distribución individual y la distribución familiar de ingresos es uno de los temas cuyo análisis se enfrenta a mayores limitaciones metodológicas. La utilización de indicadores de movilidad supone un avance en este sentido, aunque con restricciones importantes. Por otra parte, la información disponible no nos permite hablar con propiedad de la tendencia intertemporal de la movilidad, y por tanto de la evolución del efecto de los ingresos de los distintos grupos de individuos sobre la desigualdad del hogar. La disponibilidad de datos de panel, permitiría la realización de dicho análisis.

En lo que se refiere a la comparación entre EE.UU. y España, se pretende examinar la incidencia sobre la desigualdad y el bienestar de los cambios demográficos en diferentes particiones, así como realizar descomposiciones por particiones socioeconómicas, educativas, o regionales, que serían muy útiles a la hora de entender las diferencias existentes entre ambos países. El estudio se podría ampliar, con este mismo marco metodológico, si se dispusiera de datos sobre gasto de los hogares para otros países y períodos.

Por último, no conviene olvidar que los datos más recientes utilizados

en este trabajo corresponden a la EPF 90-91, última gran encuesta de presupuestos familiares publicada por el INE. Aunque consideremos que este hecho no resta validez al trabajo desarrollado, es obvia la conveniencia del análisis de los aspectos que aquí se contemplan con bases de microdatos más actuales. En este sentido, la futura disponibilidad de nuevas EPF, y de los datos de las sucesivas oleadas del Panel de Hogares de la Unión Europea, permitirá actualizar el trabajo, así como superar alguna de las limitaciones que el uso de datos transversales plantea.

Referencias bibliográficas

Abadía, A. (1986): "Inflation, relative prices and welfare redistribution in Spain, 1976-1984", *Economic Letters*, 20: 387-390.

Abadía, A. (1987): "Índice de Precios de Consumo, Coste de Vida y Distribución del Bienestar: 1976-1985", *Investigaciones Económicas*, 11: 179-190.

Abadie, A.. (1997): "Changes in Spanish Labor Income Structure during the 1980's: A quantile regression approach". *Investigaciones Económicas*, vol. XXI (2): 253-272.

Alba, A. y M.D. Collado (1998): "*Do Wives' Earnings Contribute to Reduce Income Inequality?: Evidence from Spain*". mimeo

Alba, A. y M.J. San Segundo (1995): "The returns to education in Spain". *Economics of Education Review*, vol 14, 2: 155-166.

Alvarez Aledo, C., Ayala, L., Iriondo, I., Martínez, R., J.I. Palacio y J. Ruiz-Huerta (1996): "*La Distribución Funcional y Personal de la Renta en España*". Consejo Económico y Social, Colección Estudios. Madrid.

Atkinson, A.B., Rainwater, L. y T.M. Smeeding (1995): "Income distribution in OECD countries", *Social Policy Studies*, 18, OECD.

Ayala, L.; Martínez, R. y J. Ruiz-Huerta (1993): "La distribución de la renta en España en los años ochenta: una perspectiva comparada". *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol II. Fundación Argentaria. Madrid.

Ayala, L.; Martínez, R. y J. Ruiz-Huerta (1996): "La distribución de la renta en España desde una perspectiva internacional: tendencias y factores de cambio", en VV.AA: *La distribución de los recursos*, Fundación Argentaria, Visor Dis, Madrid.

Beach, C.M. y S. F. Kaliski (1986), "Lorenz Curve Inference with Sample Weights: An Application to the Distribution of Unemployment Experience", *Applied Statistics*, 35: 38-45.

Bishop, J., J. Formby y P. Thistle (1989), "Statistical Inference, Income Distributions, and Social Welfare", in D. J. Slotje (ed), *Research on Economic Inequality*, Vol I, Greenwich, CT: Jay Press, 49-82.

Bishop, J. A., S. Chakravarty y P. D. Thistle (1994), "Relative Inequality, Absolute Inequality, and Welfare: Some Large Sample Tests for Partial Orders", *Bulletin of Economic Research*, 46: 41-59.

Blackorby, C. y D. Donaldson (1994): "Measuring the Cost of Children", in I.P.R. Blundell I. Walker (ed), *The Measurement of Household Welfare*, Cambridge University Press. Cambridge

Blau, F.D. y L.M. Kahn. (1996): Wage Structure and Gender Earning Differentials: and International Comparison", *Economica* 63, S29-S62.

Bover, O., Bentolila, S. y M. Arellano (1998): "The distribution of earnings in Spain during the 1980s: The effects of Skill, Unemployment and Union Power", (mimeo).

Buhman, B.; Rainwater, L., Schmauss, G. y T.M. Smeeding (1988): "Equivalence Scales, Well Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates across ten Countries using the Luxembourg Income Study", *Review of Income and Wealth*, 34: 115-142.

Bureau of Labor Statistics (1995): *Consumer Expenditure Survey, 1992-93*. U.S Department of Labor, Bureau of Labor Statistics Bulletin 2462.

Washington D.C.: U.S Government Printing Office.

Burkhauser, R., Smeeding, T.M. y J. Merz (1996), "Relative Inequality and Poverty in Germany and the United States Using Alternative Equivalence Scales," *The Review of Income and Wealth*, 42: 381-400.

Cage, R., Garner, T.I., y J. Ruiz-Castillo (1997), "*Constructing Household Specific Consumer Price Indexes: An Analysis of Different Techniques and Methods*", mimeo. Division of Price and Index Number Research, Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor, Washington, D. C.; ponencia presentada en el Price Index Measurement Workshop del National Bureau of Economic Research Summer Institute. Cambridge, Massachusetts, July 22, 1997.

Cancian, M., Danzinger, S. y Gottschalk, P. (1993): "Working wives and Family Income Inequality among married couples", in Sheldon, Dazinger and Peter Gottschalk (eds.), *Rising Tides: Rising Inequality in America* (New York: Russell Sage Foundation), 195-221.

Cancian, M. y D.Reed (1998): "Assessing the effects of wives' earnings on family income inequality", *The Review of Economics and Statistics*, 73,79.

Cantó, O., Cardoso, A.R., y J.F. Jimeno: (1998): "*Earnings inequality in Portugal and Spain: Contrasts and Similarities*". Documento de trabajo 98-08. FEDEA

Cao, R., M.Delgado y W.Gonzalez-Manteiga (1997): "Non parametric curve estimation: an overview", *Investigaciones Económicas*, XXI: 209-252.

Chakravarty, S; B.Dutta y J.Weymark (1985): "Ethical indices of income mobility", *Social Choice and Welfare*, 2: 1-21.

Coulter, F., F. Cowell y S. Jenkins (1992a), "Differences in Needs and Assessment of Income Distributions", *Bulletin of Economic Research*, 44: 77-124.

Coulter, F.; F.Cowell y S.Jenkins (1992b): "Equivalence Scales Relativities and the Extent of Inequality and Poverty", *Economic Journal*, 102: 1067-1082.

Cowell, F. A. y K. Kuga (1985), "Inequality Measurement: An Axiomatic Approach", *European Economic Review*, 15: 287-305.

Cowell, F.A, Litchfield, J.A. y M.Mercader-Prats (1999): "*Income Inequality Comparisons with Dirty Data: The UK and Spain during the 1980s*". mimeo.

Danzinger, S. (1980): "Do working wives increase family income inequality?", *Journal of Human Resources*, 15: 445-451.

Davies, H. y H. Joshi (1998): "Gender and Income inequality in the UK 1968-1990: the feminization of earnings or of poverty?", *Journal of the Royal Statistical Society. Series A*, 161, Part 1, pp 33-61.

Del Río, C. y J. Ruiz-Castillo (1996): "Ordenaciones de Bienestar e inferencia estadística. El caso de las EPF de 1980-81 y 1990-91" en VV.AA.: *La distribución de los recursos*, Fundación Argentaria. Visor Dis, Madrid.

Del Rio, C. y J. Ruiz-Castillo (1997a), "An Inequality Decomposition Method Which Minimizes Equivalence Scales 'Contamination' Problems", Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper 97-42, Economic Series 15.

Del Rio, C. y J. Ruiz-Castillo (1997b), "Intermediate Inequality and Welfare. The Case of Spain, 1980-81 to 1990-91", Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper 97-38, Economic Series 03.

De Vos, K. y M.A. Zaidi (1997): "Equivalence scale sensitivity of poverty statistics for the member states of the European Community", *Review of Income and Wealth*, series 43, 3: 319-333

Dikhanov, Y. (1997), "*Neutralizing Substitution Bias while Retaining Ad-*

ditivity in U.S. National Accounts," mimeo. Statistical Advisory Services, Development Economics, World Bank, September 1997.

Duclos, J.Y. y M. Mercader-Prats (1999): "Household needs and poverty: with application to Spain and the U.K.", *Review of Income and Wealth*, series 45, 1: 77-99

Dutta, B. y J. M. Esteban (1992), "Social Welfare and Equality," *Social Choice and Welfare*, 50: 49-68.

Godbout, T.M. (1997): Personal communication concerning calculation of PPPs using data from the OECD with data file maintained by the U.S. Bureau of Labor Statistics, Office of Productivity and Technology, Division of Foreign Labor Statistics and Trade, Washington, D. C., March 12.

Gottschalk, P. y T.M. Smeeding: (1997): "Cross National Comparisons of Earnings and Income inequality", *Journal of Economic Literature*, Vol XXXV: 633-687.

Gradín, C. y M.S. Otero (1999): "*Incorporación Laboral de la mujer en España: efecto sobre la desigualdad en la renta familiar*". mimeo.

Herrero, C. y A.Villar (1989): "Comparaciones de renta real y evaluación del bienestar", *Revista de Economía Pública*, 2: 79-101.

Higueras, C. y J.Ruiz-Castillo (1992): "Indices de precios individuales para la economía española con base en 1976 y 1983", Documento de trabajo 92-07, Universidad Carlos III de Madrid.

INE (1983), *Encuesta de Presupuestos Familiares 1980-81. Metodología*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

INE (1992), *Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91. Metodología*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

Jenkins, S.P y F.A. Cowell (1993) : "*The changing pattern of income inequality. The US in the 1980s*", University College of Swansea. Department

of Economics. Discussion Paper Series. Nº 93-10.

Jenkins, S. (1995): "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-1986". *Economica* 62, pp. 29-63.

Johnson, D. y S. Shipp (1997), "Trends in Inequality in Consumption-Expenditures: The U.S. from 1960 to 1993," *Review of Income and Wealth*, Series 43, 2: 133-152.

Jorgenson, D.W. y D.T. Slesnick (1987): "Aggregate Consumer Behavior and Household Equivalence Scales", *Journal of Business, Economics and Statistics*, 5:2, pp: 219-232.

Karoly, L.A. y G.Burtless (1995): "Demographic change, rising earnings inequality, and the distribution of personal well-being, 1959-1989", *Demography* 32: 379-406.

Katz, L. y K. Murphy (1992): "Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and Demand factors". *Quarterly Journal of Economics*, 107(1): 35-78.

King, M. (1983): "An index of inequality: with applications to horizontal equity and social mobility", *Econometrica*, 51: 99-115.

Konus, A.A. (1939): "The problem of the true index of the cost of living", *Econometrica*, 7: 10-29.

Lerman, R. y Yitzhaki (1984): "A note on the calculation and interpretation of the Gini index", *Economics Letters*, 15, 363-368.

Lerman, R. y Yitzhaki (1985): "Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States", *The Review of Economics and Statistics* (1985), 67, 151-156.

Levy, F. y R.J. Murnane (1992): "U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A review of recent trends and explanations". *Journal of Economic Literature*, Vol.XXX: 1333-1381.

Lewbel, A. (1989): "Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons", *Journal of Public Economics*, 39. pp 377-391.

MacClements, L.D. (1977): "Equivalence Scales for Children", *Journal of Public Economics*, 8: 191-210.

Melis, F. y C. Díaz (1993): "*La Distribución personal de salarios y pensiones en las fuentes tributarias*". I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza, vol 2, Fundación Argentaria, Colección Igualdad. Madrid.

Mookherjee, D. y A.F. Shorrocks. (1982): "A Decomposition Analysis of the Trend in U.K. Income Inequality", *Economic Journal*, 92, 886-902, 1982.

Muellbauer, J. (1974a): "Prices and Inequality: the United Kingdom Experience", *Economic Journal*, 84: 32-55.

Muellbauer, J. (1974b): "The political economy of price indices", Birbeck Discussion Paper, n° 22.

Muellbauer, J. (1974c): "Inequality measures, prices and household composition", *Review of Economic Studies*, 41: 493-504.

Muellbauer, J. (1978): "Distributional aspects of price comparisons", en R. Stone y W. Peterson (eds.), *Econometric Contributions to Public Policy*, Macmillan NY.

OCDE (1993): *Statistics Directorate, Purchasing Power Parities and Real Expenditures, EKS Results, Volume 1, Parities de Pouvoir d'Achat et Depenses Reelles*. Paris.

OCDE (1996): *Perspectivas de Empleo*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.

Peña, D. y J. Ruiz-Castillo (1998), "Inflation and Inequality Bias in the Presence of Bulk Purchases for Food and Drinks," *Journal of Economic and Business Statistics*. 16: 292-303.

Phipps, S. y T.I. Garner (1994), "Are Equivalence Scales the Same for the United States and Canada?", *The Review of Income and Wealth*, 40: 1-18.

Pollak, R. y T.Walles (1979): "Welfare Comparisons and Equivalent Scales", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 69. pp:216-221.

Revenga, A. (1991): "La liberalización económica y la distribución de la renta: la experiencia española" *Moneda y Crédito*, pp. 179-223.

Revenga, A. (1994): "Aspectos microeconómicos del mercado de trabajo español", en Blanchard, O. y Jimeno, J.F. (coods). *El paro en España: tiene solución*. Consejo superior de Cámaras de Comercio, Industria y Navegación de España. Madrid.

Richmond, J. (1982), "A General Method for Constructing Simultaneous Confidence Interval", *Journal of the American Statistical Association*, 77: 455-460.

Rodrigues, C. F. (1993): "Measurement and Decomposition of Inequality in Portugal, 1980/81-1990/91," *Discussion Paper, MU 9302*. Department of Applied Economics, University of Cambridge, E.S.R.C.

Ruiz-Castillo, J. (1995a), "The Anatomy of Money and Real Inequality in Spain, 1973-74 to 1980-81", *Journal of Income Distribution*, 5: 265-281.

Ruiz-Castillo, J. (1995b), "Income Distribution and Social Welfare: A Review Essay," *Investigaciones Económicas*, XIX: 3-34.

Ruiz-Castillo, J. (1997): "Income Mobility, Permutations and Rerankings", Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper 97-74, Economic Series 40.

Ruiz-Castillo (1998a): "A Simplified Model for Social Welfare Analysis. An Application to Spain, 1973-74 to 1980-81", *Review of Income and Wealth*, Series 44, 1: 123-141.

Ruiz-Castillo, J. y M. Sastre (1998b): "Desigualdad y Bienestar en España

en términos reales: 1973-74, 1980-81 y 1990-91". *Documento de trabajo 9808*. Facultad de C.C. Económicas y Empresariales. Universidad Complutense de Madrid.

Ruiz-Castillo, J. (1998c): "*Income Mobility, Permutations and Rerankings*". mimeo

Ruiz-Castillo, J.; Ley, E. y M.Izquierdo (1999), "*La medición de la inflación en España: una revisión crítica a la luz del informe Boskin*". La Caixa, Barcelona.

Ruiz-Castillo, J.; Sastre, M. y M. Izquierdo (1999), "*La construcción de índices de precios para los hogares de las EPF de 1973-74, 1980-81 y 1990-91*", mimeo.

Ruiz-Huerta, J., Ayala, L., Martínez, R., Sastre, M y A. Vaquero (1999): "Mercado de trabajo y desigualdad: una comparación internacional" en *Dimensiones de la desigualdad*, vol 13. Colección Igualdad. Ed. Fundación Argentaria Visor. Madrid 1999.

Rute Cardoso, A. (1996): "*Workers or employers: Who is shaping wage inequality in Portugal?*". Discussion Paper No DARP 22, London School of Economics.

San Segundo, M.J.(1996): "¿Es rentable la educación en España?. Un análisis de los determinantes de los ingresos individuales en 1981 y 1991", en *Igualdad*, Volumen 6, Fundación Argentaria-Visor. Madrid.

San Segundo, M.J.(1997): "Educación e ingresos en el mercado de trabajo español", *Cuadernos Económicos del ICE*, 63: 105-123.

Sanz, B.(1995): "*La articulación micro-macro en el Sector Hogares: De la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional*". Papeles de Trabajo, núm.27/95 Instituto de Estudios Fiscales.

Shaw, K.L. (1989): "Intertemporal Labor Supply and the Distribution of

Family Income". *The Review of Economics and Statistics*, 71, 196-205.

Shorrocks, A. (1978): "Income Inequality and Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 19: 76-393.

Shorrocks, A. F. (1982), "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, 50: 193-211.

Shorrocks, A. F. (1983), "Ranking Income Distributions", *Economica*, 50: 3-17.

Shorrocks, A.F. (1984): "Inequality decomposition by population subgroups", *Econometrica*, 52 (6): 1369-1388.

Slesnick, D.T. (1990): "Inflation, relative price variation and inequality", *Journal of Econometrics*, 43:135-151.

Slesnick, D.T. (1991): "The standard of living in the United States", *Review of Income and Wealth*, 37, 4:363-386.

Slesnick, D.T. (1993): "Gaining Ground: Poverty in the Postwar United States", *Journal of Political Economy*, 10:1-38.

Slesnick, D.T. (1998): "Empirical approaches to the measurement of welfare", *Journal of Economic Literature*, vol XXXVI: 2108-2165.