

“FACTORES DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCIÓN PERSONAL DE LA RENTA: UN ESTUDIO EMPÍRICO”¹

MARTA PASCUAL y JOSÉ MARÍA SARABIA

Departamento de Economía
Facultad de CCEE y EE. Universidad de Cantabria
Avda de los Castros s/n. Santander 39005

E-mail: pascualm@unican.es
sarabiaj@unican.es

RESUMEN

En la literatura económica podemos encontrar diversos estudios cuyo objetivo principal es la determinación de los factores que condicionan o influyen en la distribución personal de la renta. No obstante, no se ha logrado un acuerdo unánime entre las distintas teorías, de tal manera que pueden considerarse como visiones parciales de la realidad. En este trabajo se analiza la distribución personal de la renta en España utilizando la información contenida en el Panel de Hogares de la Unión Europea. Asimismo estudiaremos grupos de hogares homogéneos entre sí y contrastaremos la sensibilidad de los resultados frente a diferentes hipótesis. Finalmente nos centraremos en uno de los factores que podrían explicar la distribución de la renta. En particular nos centraremos en la teoría del ciclo vital y en los perfiles de los ingresos de los individuos por cohortes de edad.

PALABRAS CLAVE: Desigualdad, Distribución de la Renta, Panel de Hogares de la Unión Europea.

Clasificación JEL: D31, D63, H24.

¹ El presente trabajo se integra en el proyecto, en curso de realización, “Factores Determinantes de la Distribución Personal de la Renta: Modelización y Evidencia empírica” financiado por el Instituto de Estudios Fiscales (IEF).

1. INTRODUCCIÓN

Desde la investigación inicial de Pareto (1897) hace más de cien años, ha habido numerosos estudios cuyo objetivo es el de estimar la distribución de renta a partir de hipotéticas distribuciones estadísticas. Se distinguen dos líneas de investigación. Por una parte, los trabajos que explican la generación de rentas utilizando determinados procesos estocásticos fundamentados en la estadística teórica². Así, podríamos citar un gran número de distribuciones utilizadas para el modelado de las distribuciones de renta³: la distribución Beta Generalizada, la Gamma Generalizada Triparamétrica, F-Snedecor, Logarítmico Normal, Normal Seno Hiperbólico Inversa, Log-Student, Champernowne, Log-Logística, Weibull, Chi-cuadrado, Pareto, Dagum, etc. Por otra parte, encontramos los estudios que tratan de explicar la distribución de las rentas por medio de diferentes factores económicos. Así, Sahota (1978) y Pena (1993) realizan una amplia recopilación y revisión de las distintas teorías sobre los factores condicionantes de la distribución personal de la renta. Entre ellas se incluyen: la herencia en su sentido más amplio, que cubre los aspectos genéticos, del entorno social y la riqueza; la educación, tanto la formalizada como la no formalizada; el transcurso del tiempo, es decir, la edad de los individuos; el azar y otros sucesos de naturaleza aleatoria; el Sector Público mediante sus políticas redistributivas; factores locacionales que determinan diferentes oportunidades y rendimientos de los factores productivos, y por ende de su retribución; factores macroeconómicos, en especial la tasa de actividad global, la tasa de desempleo y la tasa de inflación.

Es obvio que el análisis moderno de la desigualdad se ha visto favorecido no sólo por los avances informáticos sino también por una mayor disponibilidad de bases de datos. Así, la distribución de la renta sigue siendo uno de los temas centrales de estudio en la Economía. No obstante, cada uno de estos factores por separado no permiten obtener una explicación completa de la desigualdad de la renta pero pueden considerarse como visiones parciales que contribuyen al análisis y explicación de la desigualdad de la renta. En este trabajo se plantean dos objetivos. En primer lugar, estudiar la evolución de la desigualdad en España en los últimos años tomando como unidad de análisis el hogar y contrastando la sensibilidad de los resultados frente a diferentes escalas de equivalencia. Asimismo, estudiaremos por separado grupos de hogares homogéneos entre sí, es decir, analizaremos los hogares clasificados según el tamaño del hogar. Para ello, se recurre a la información empírica contenida en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) de las seis primeras olas (1994-1999). En segundo lugar, contrastar la influencia del ciclo vital en los ingresos individuales. A priori parece lógico pensar que los ingresos individuales crecen con la edad hasta los años cercanos a la jubilación en que decrecen. Por ello en este trabajo se analiza la desigualdad no sólo en un punto del tiempo sino también durante el ciclo vital de los individuos.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el apartado 2, se hace una breve referencia metodológica sobre los datos utilizados y las opciones metodológicas adoptadas. En los apartados 3 y 4 se estudia la distribución personal de la renta de los hogares españoles. A continuación, en el apartado 5, nos centraremos en uno de los factores determinantes de la distribución personal de la renta en nuestro país. En particular analizaremos los perfiles de ingresos de los individuos por cohortes de edad. Finalmente, en el apartado 6, se presentan las conclusiones más relevantes.

² Véanse, entre otros, Singh y Maddala (1976), Champernowne (1953), Salem y Mount (1974), Dagum (1977), McDonald y Ramsom (1979), Arnold (1983 y 1986a), Chotikapanich (1993), Ryu y Slottje (1996), Sarabia, Castillo y Slottje (1999, 2001 y 2002).

³ Para un estudio más detallado de estas distribuciones véase Callealta *et al.* (1996).

2. FUENTES DE INFORMACIÓN ESTADÍSTICA UTILIZADAS: EL PANEL DE HOGARES DE LA UNIÓN EUROPEA

A pesar de la abundante literatura aparecida en los últimos años sobre el análisis de la distribución de la renta, la evidencia empírica para España que se deriva de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares (EBPF) disponible hasta hoy, finaliza en 1990-91. La desaparición de esta base de datos que ha servido de referencia en los estudios de desigualdad, supone una limitación clara sobre el conocimiento de la evolución de la desigualdad en España en la década de los noventa. No obstante, las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares (ECPF) que abarcan el periodo comprendido entre mediados de los ochenta y mediados de los noventa han sido de gran ayuda para llenar el vacío existente. Sin embargo, dado que estas encuestas han sido reformadas en 1997, se han dificultado las posibles comparaciones con la serie anterior. Es por ello, que el Panel Europeo (que actualmente abarca desde 1994 hasta 2000 y que se prevé que alcance hasta el 2002), además de permitir establecer comparaciones a nivel europeo (Prieto *et al.*, 2002; Ayala y Sastre, 2002a) es una fuente de información imprescindible para poder conocer qué ha ocurrido con la desigualdad en la década de los noventa⁴.

Una posible alternativa para paliar esta situación es la utilización de registros fiscales, y en particular, la información procedente de las declaraciones por el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF). La información fiscal, en particular el Panel de declarantes por IRPF del Instituto de Estudios Fiscales⁵ (IEF), y las estadísticas que suministra la Agencia Estatal de la Administración Tributaria (AEAT) han servido de referencia en numerosos estudios empíricos⁶. En la TABLA 1 se recogen las principales características (población elegida, unidad de análisis, fiabilidad de los datos, periodicidad y concepto de renta económica) de los registros tributarios (en España el IRPF) y la información procedente de encuestas.⁷

⁴ No obstante, las tres encuestas (EBPF, ECPF y PHOGUE) se complementan y nos permiten estudiar la distribución personal de la renta en España en las últimas décadas. Así, las EBPF son *Encuestas Periódicas*, es decir, en cada periodo de interés se extrae una muestra independiente. Por otra parte, las ECPF son *Paneles rotantes*, es decir, los hogares permanecen durante un número determinado de periodos en la muestra, y posteriormente son sustituidos. Finalmente, el PHOGUE, es una *Encuesta Panel*. En este caso, los hogares elegidos son mantenidos en la muestra durante toda la duración del estudio, permitiendo la entrada de nuevos miembros, y siguiendo a los miembros que han abandonado el hogar o al hogar en su conjunto, si éste cambia de dirección. Las Encuestas Periódicas, además de permitir obtener información relativa a diferentes periodos de tiempo, tiene una ventaja adicional que es la simplicidad de este tipo de muestras pero la desventaja de la posible no-colaboración de los hogares, dado que no han colaborado anteriormente. Las Encuestas Panel permiten obtener datos longitudinales de gran valor analítico pero la mayor dificultad radica en conseguir la colaboración continuada de cada hogar. Otro inconveniente de los paneles, rotantes o no, es que la falta de respuesta puede ir acumulándose a lo largo de los sucesivos ciclos de colaboración.

⁵ El Panel de declarantes por el IRPF del Instituto de Estudios Fiscales es una base de microdatos integrada por una muestra de registros informativos correspondientes a las declaraciones anuales presentadas ante la AEAT en relación con dicho tributo. Una de las limitaciones del Panel de declarantes se encuentra en la imposibilidad de contar con un desglose detallado de las rentas empresariales y profesionales, rentas irregulares y variaciones patrimoniales.

⁶ Véanse, entre otros, Picos y Gago (2003), Ayala y Onrubia (2001), Badenes y López Laborda (2002), Castañer y Sanz (2002), Castañer *et al.* (1999 y 2001) y Perrote (2002 a y b).

⁷ En particular, han surgido recientemente diversos trabajos en los que se utiliza simultáneamente información procedente de encuestas y de registros tributarios. En Picos y Gago (2003) se realiza una fusión del PHOGUE y del Panel de Declarantes por IRPF del Instituto de Estudios Fiscales del año 1995. Obviamente, un análisis de este tipo plantea numerosas limitaciones (unidades de análisis, representatividad, eliminación de observaciones, etc.).

TABLA 1

Fuentes de información estadística: Registros Tributarios *versus* Encuestas

Registros Tributarios (en España el IRPF)	Información procedente de encuestas
<p><u>Población elegida para la evaluación de la renta</u></p> <p>- La base de datos disponible en los registros tributarios asociados a los impuestos sobre la renta personal se limita a aquellos perceptores de rentas que mantienen una relación fiscal con la Administración. Carácter “casi censal” de los registros fiscales.</p> <p>- <i>Limitaciones:</i> No contar con información de los individuos que se sitúan por debajo de los umbrales de declaración o de aquellos individuos que puedan no estar obteniendo rentas o, en el caso de obtenerlas, no son objeto de gravamen (la muestra no es representativa de toda la población, sino sólo de los declarantes bajo un sistema fiscal concreto).</p>	<p><u>Población elegida para la evaluación de la renta</u></p> <p>- Toda la población es potencialmente incluíble en el muestreo. Carácter muestral de las encuestas.</p> <p>- <i>Limitaciones:</i> No contar con información de los individuos que carecen de domicilio o que están en situaciones de residencia no legalizada.</p>
<p><u>Unidad de análisis</u></p> <p>- El “hogar fiscal” va asociado a la definición que la normativa legal haga del mismo. En sistemas impositivos con declaración individualizada a partir de la mayoría de edad, resulta difícil superar el ámbito del matrimonio y de los hijos menores. En ocasiones, los datos no están individualizados (contribuyentes casados que optan por declaración conjunta).</p>	<p><u>Unidad de análisis</u></p> <p>- Habitualmente las encuestas se construyen a partir del concepto de “hogar económico”. Se incluyen a los ascendientes, independientemente de su edad y situación económica, a los hijos que conviven en el hogar y a otros familiares en situaciones análogas. En ocasiones también se dispone de información individualizada.</p>
<p><u>Fiabilidad de los datos</u></p> <p>- El carácter administrativo-fiscal de los registros de los impuestos sobre la renta personal suele otorgar una mayor credibilidad, reforzada por los posibles cruces de información entre perceptores-declarantes y pagadores de rentas. No obstante, el fraude fiscal constituye un grave problema.</p>	<p><u>Fiabilidad de los datos</u></p> <p>- Poca representatividad en el caso de algunas encuestas. - Alto grado de subestimación de los ingresos en las encuestas a hogares. - Negativa, incapacidad o imposibilidad de los hogares y/o personas a cumplimentar la encuesta, ya sea total o parcialmente (falta de respuesta).</p>
<p><u>Periodicidad</u></p> <p>- Generalmente anual.</p>	<p><u>Periodicidad</u></p> <p>- Existen encuestas de consumo de periodos regulares: anuales, trimestrales o mensuales. Sin embargo, en algunos casos la información es limitada y el número de hogares entrevistados es reducido.</p>
<p><u>Concepto de renta económica</u></p> <p>- Los impuestos sobre la renta personal miden la capacidad de pago sobre la que posteriormente aplican su gravamen produciéndose incentivos fiscales a determinados tipos de rentas.</p>	<p><u>Concepto de renta económica</u></p> <p>- Las encuestas proporcionan datos de ingreso y/o gasto a partir de los cuales se puede aproximar el nivel de vida de los hogares.</p>

FUENTE: Elaboración propia y Ayala y Onrubia (2001).

Tradicionalmente las encuestas sobre el consumo han sido utilizadas para el estudio de la distribución personal de la renta. En general, estas encuestas permiten estudiar el consumo y/o los ingresos de las familias, además de otras características. Los registros tributarios son una fuente de información alternativa pero no exenta de críticas: Su cobertura poblacional, el hecho de no disponer de información de aquellos individuos que se encuentran por debajo de determinados umbrales de declaración, la falta de información relativa a las categorías socioeconómicas de los declarantes, las diferentes normativas y legislaciones vigentes, etc., son algunas de las limitaciones. Todo ello dificulta las posibles comparaciones intertemporales y la modelización de la distribución personal de la renta.

Por otra parte, la necesidad de disponer a nivel comunitario de información armonizada relativa a rentas, educación, formación, empleo, etc., que permitiera analizar las diferentes políticas sociales en la Unión Europea, motivó la elaboración de una nueva fuente de información estadística: “*El Panel de Hogares de la Unión Europea*” (PHOGUE). Esta fuente de datos está armonizada a nivel comunitario y coordinada por la Oficina de Estadística de la Unión Europea (EUROSTAT).

El PHOGUE no sólo describe la situación de la población en un momento determinado, sino que además los hogares elegidos en el primer ciclo se mantienen durante los ciclos sucesivos, permitiendo la entrada de nuevos miembros y siguiendo a los miembros que han abandonado el hogar, o al hogar en su conjunto, si éste ha cambiado de dirección dentro de la Unión Europea. A pesar de que todos los países de la Unión Europea tengan sus propias encuestas de presupuestos familiares, no se puede asumir que sean idénticas y surgen problemas de comparabilidad⁸. En este sentido, es importante destacar que nunca se había dispuesto, para toda la Unión Europea⁹, de un panel fijo y armonizado que permitiera realizar un seguimiento de variables como la renta, el empleo, composición de los hogares, educación, etc., y que permitiera además estudiar la situación socioeconómica de los hogares e individuos dentro de la Unión Europea¹⁰.

Esta encuesta de panel representativa de hogares de distintos países de la Unión Europea se realizó por primera vez en 1994 y la muestra estaba formada por 60.500 hogares (aproximadamente 170.000 individuos). En el caso de España la primera muestra fue de 7.200 hogares (aproximadamente 18.000 individuos). Cabe así destacar de ella dos características básicas. En primer lugar su ámbito geográfico, que permite hacer comparaciones a nivel europeo. En segundo lugar, su diseño de panel, que permite entrevistar a los mismos hogares e individuos a lo largo de varios años, incluso si se cambia de domicilio dentro de la Unión Europea, lo que hace posible estudiar la formación y evolución de nuevos hogares así como los movimientos migratorios internos. El PHOGUE es una encuesta que tiene la doble vertiente de hogares e individuos, existiendo un cuestionario relativo a los hogares y otro relativo a los adultos que viven en dicho hogar. Ambos cuestionarios contienen información

⁸ Así, en el Reino Unido, la *Family Expenditure Survey* (FES) es una encuesta de presupuestos familiares continua, cuyo objetivo principal es analizar información sobre el gasto a partir de la cual se construyen las ponderaciones del índice de Precios al Consumo. Además, incluye información relativa a los ingresos, composición de los hogares, etc. En Francia, se dispone de la *Enquête sur les Budgets Familiaux* (EBF), aunque es menos detallada que la del Reino Unido. En Alemania, se dispone de la Encuesta Alemana sobre Transferencias y Panel Socioeconómico Alemán. En Suecia, de la Encuesta sobre Distribución de la Renta. En Holanda, de la Encuesta Adicional sobre el uso de los Servicios Públicos. En Luxemburgo, del Panel Socioeconómico de Hogares. En Italia, de la Encuesta de Renta del Banco de Italia. En Irlanda, la Encuesta sobre el Nivel de Vida, etc.

⁹ La base de datos internacionales del *Luxembourg Income Study* (LIS) permite estudiar la distribución de la renta en España en un contexto internacional. No obstante, en ella existen limitaciones ligadas a la diferente riqueza de la información contenida en cada fuente, así como el momento temporal al que se refieren las encuestas (véase Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta, 1993).

¹⁰ Véanse, entre otros, Caparrós (2003), García *et al.* (2001), Andrés y Mercader (2001), Álvarez *et al.* (2002) y Ayala *et al.* (2002 a y b). Por ejemplo, en Caparrós (2003) se analiza la movilidad laboral de la población asalariada en España utilizando el Panel de Hogares de la Unión Europea. Concretamente, se estudia la movilidad interempresas de los trabajadores que puede estar asociada a cambios profesionales, sectoriales o geográficos.

sobre ingresos o rentas. Así, la TABLA 2 refleja el número de hogares e individuos considerados en España en cada uno de los ciclos.

TABLA 2
Número de hogares e individuos en cada una de las olas con información disponible de los ingresos totales netos del hogar en el año anterior a la entrevista

	Ola 1 (1994)	Ola 2 (1995)	Ola 3 (1996)	Ola 4 (1997)	Ola 5 (1998)	Ola 6 (1999)
Nº Total Hogares originales	7206	6522	6268	5794	5485	5418
Nº Total Individuos originales	23025	20706	19715	18167	16728	16222
Nº Hogares con información s/ingresos	7143	6436	6121	5703	5418	5301
Nº Individuos con información s/ingresos	22841	20406	19237	17865	16537	16222
% Hogares eliminados (s/originales)	0,87	1,32	2,35	1,57	1,22	2,16

FUENTE: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

A pesar de las indudables ventajas de esta nueva fuente de información, también presenta ciertos puntos débiles relativos a la fiabilidad de los datos de renta (Andrés y Mercader, 2001)¹¹. A pesar de estas limitaciones, y como ponen de manifiesto dichos autores, la calidad de los datos de renta en el PHOGUE ha mejorado para las rentas procedentes del trabajo por cuenta ajena y prestaciones sociales, con respecto a las encuestas existentes, y no está muy lejos de la que presentan bases de datos similares en un contexto internacional. Es necesario precisar que una vez seleccionada la fuente de información, se han tenido que tomar una serie de decisiones relevantes tanto metodológicas como relativas a la elección de la variable objeto de estudio y a la forma en que se ponderan las unidades de análisis. En este sentido, el empleo de microdatos ofrece numerosas ventajas ya que permite tomar una serie de decisiones metodológicas, aplicarlas de forma homogénea y contrastar la sensibilidad y robustez de los resultados frente a diferentes hipótesis. Por otra parte, es preciso señalar que en esta fuente de información sólo se proporcionan datos relativos a ingresos, con lo cual no es posible realizar un análisis de sensibilidad para valorar los efectos de utilizar datos de gasto en lugar de los de ingreso para medir la desigualdad de la distribución de la renta. Asimismo, no es posible realizar el análisis a nivel autonómico¹².

El método de muestreo utilizado fue el bietápico estratificado entre las unidades de la primera etapa, seleccionándose una muestra independiente para cada una de las Comunidades Autónomas. Las unidades de la primera etapa fueron las secciones censales y las unidades de segunda etapa son las viviendas familiares principales. En estas últimas no se realiza submuestreo y se investiga a todos los hogares y personas que son miembros del hogar seleccionado de acuerdo con la definición dada para la encuesta. Finalmente, para llegar a la formación de los estratos se consideraron los siguientes tipos de municipios: Municipio capital de provincia, municipios de importancia similar o superior a la capital de provincia,

¹¹ En Andrés y Mercader (2001) se evalúa la fiabilidad de los datos de renta procedentes de la primera Ola del PHOGUE (1994) comparando dichos datos con los procedentes de otras fuentes estadísticas. Así, se constata que la comparación de la estructura de la población por edades y sexos no presenta diferencias muy significativas con respecto a la estadística demográfica del Movimiento Natural de la Población. Sin embargo, la falta de respuesta parcial referida a los diferentes *items* de renta del panel se hace especialmente patente en las rentas brutas del trabajo por cuenta ajena (44.33 por ciento). No obstante, tanto los agregados de la población asalariada como los correspondientes a la renta salarial neta se ajustan a los valores que se desprenden tanto de la Encuesta de Población Activa (EPA) como de la estadística de la Declaración Anual de Retenedores (DART). Aunque las rentas procedentes del trabajo por cuenta propia en el PHOGUE aparecen infradeclaradas con respecto al agregado de la Contabilidad Nacional de España (CNE), se producen buenos ajustes entre el PHOGUE y la estadística del IRPF. En cuanto a las rentas del capital, también surgen desajustes entre los agregados del PHOGUE, los de la CNE y la estadística del IRPF.

¹² Únicamente se dispone de información desagregada según la región (NUT) donde el hogar está residiendo. En el PHOGUE la información está desagregada según las siguientes regiones: Región 1: Noroeste (Galicia, Asturias y Cantabria); Región 2: Nordeste (País Vasco, Navarra, Rioja y Aragón); Región 3: Madrid; Región 4: Centro (Castilla y León, Castilla La Mancha y Extremadura); Región 5: Este (Cataluña, Comunidad Valenciana y Baleares); Región 6: Sur (Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla); Región 7: Canarias.

municipios importantes en relación con la capital o municipios mayores de 100.000 habitantes, municipios entre 50.000 y 100.000 habitantes, municipios entre 20.000 y 50.000 habitantes, municipios entre 10.000 y 20.000 habitantes, municipios entre 5.000 y 10.000 habitantes, municipios entre 2.000 y 5.000 habitantes, y municipios menores de 2.000 habitantes. La distribución de la muestra entre los diferentes países de la Unión Europea se realizó teniendo en cuenta, además, la necesidad de información, el tamaño y las características del país. Por último, señalar que el método de recogida de la información es principalmente el de entrevista personal a todos los miembros del hogar que a 1 de enero del año en que se realiza la investigación tienen 16 y más años. Sólo en casos excepcionales¹³ la entrevista se realiza telefónicamente.

Los ingresos de los hogares que se estiman a partir de las seis olas (1994-1999) son la base para la realización de este estudio. La perfecta coherencia entre los conceptos de ingresos en los sucesivos años permite obtener resultados comparables. En el PHOGUE, los ingresos se clasifican, en cuanto a su naturaleza, en ingresos monetarios¹⁴, ingresos no monetarios¹⁵, impuestos sobre la renta de las personas físicas¹⁶ y regímenes de protección¹⁷.

Dado que todos los montantes relativos a ingresos, salvo los *Ingresos Actuales*, son anuales y pertenecen al año anterior de la entrevista, el periodo analizado abarca desde 1993 hasta 1998. Además, se abordará la heterogeneidad de los hogares utilizando diferentes escalas de equivalencia. La variable utilizada es el *Ingreso anual neto del hogar*, que está constituido por todos los ingresos ordinarios del hogar sea cual sea su procedencia (rentas del trabajo, del capital, de la propiedad, transferencias privadas y prestaciones sociales). Dichos ingresos son netos de retenciones a cuenta del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF), cotizaciones a la Seguridad Social y otros pagos asimilados, pero no de los pagos y/o devoluciones directos del IRPF. Precisamente, esta variable nos sirve como aproximación al nivel de vida de los hogares españoles con ciertas limitaciones, dado que no se está teniendo en cuenta, explícitamente, otros aspectos como la riqueza de los hogares, el bienestar subjetivo, etc.

¹³ Cuando la entrevista personal no puede ser realizada por encontrarse la persona a entrevistar temporalmente ausente, o incapacitada, o por residir todo el hogar en el extranjero pero en un país de la Unión Europea, la entrevista se realizará telefónicamente o se realiza a otro miembro del hogar verificándose la información con la persona a entrevistar (sólo si el hogar está ubicado dentro del país). En ocasiones, es posible que el cuestionario haya sido entregado para ser autocumplimentado por aquellos miembros que no están presentes, verificando el entrevistador mediante contacto directo o telefónico la información registrada.

¹⁴ Los ingresos monetarios que aparecen en el PHOGUE permiten obtener la renta monetaria del hogar, es decir, la que se obtiene una vez deducidas las cantidades satisfechas en concepto de impuestos, cotizaciones a la Seguridad Social y otros pagos asimilados (Entidades de Previsión Social, Mutualidades, etc.). Salvo la variable *Ingresos mensuales actuales*, todos los montantes relativos a ingresos se refieren al año anterior al de realización de la encuesta. Es decir, 1993 para el primer ciclo, 1994 para el segundo, etc. Teniendo en cuenta su origen, los ingresos monetarios se clasifican en: Ingresos por trabajo por cuenta ajena, Ingresos por trabajo por cuenta propia, Rentas del capital, Rentas de la propiedad, Transferencias corrientes y Otros ingresos.

¹⁵ Aunque en el PHOGUE no se recogen los ingresos no monetarios, se recogen información relativa al autoconsumo alimenticio, los bienes consumidos por el hogar procedentes del negocio familiar o la realización por el hogar de arreglos, reparaciones, mantenimiento de la vivienda u otros tipos de bricolaje. Por último, aunque no se solicita la valoración monetaria por parte del hogar de las ayudas en especie procedentes del sistema público de asistencia social, se recoge la percepción de las mismas durante el año anterior a la realización de la encuesta.

¹⁶ A partir del segundo ciclo se dispone de información relativa tanto a los pagos como a las devoluciones del impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas. Los pagos y devoluciones se solicitan a cada miembro del hogar que a 1 de enero del año en que se realiza la encuesta tiene 16 o más años.

¹⁷ Se consideran tanto los regímenes de base (protecciones sociales que, en aplicación de prescripciones legales o reglamentarias, concede, frente a uno o varios restos, una protección elemental establecida para garantizar el mantenimiento del mínimo social, pero no el nivel de vida individual efectivo en cada caso) y los regímenes (complementarios o suplementarios). Estos regímenes son adicionales a los regímenes de base e incluyen aquellos proyectos ocupacionales que conceden pensiones suplementarias a la tercera edad, tanto si han sido dispuestos o no por el empresario para sus empleados.

3. EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA A PARTIR DEL PHOGUE: ANÁLISIS DE LA SENSIBILIDAD DE LOS RESULTADOS A TRAVÉS DE LAS ESCALAS DE EQUIVALENCIA

Como primer aspecto, se han obtenido diferentes medidas de dispersión y concentración para proceder al estudio de la evolución de la distribución de la renta en España considerando diferentes escalas de equivalencia. El uso de Escalas Equivalentes de Consumo aunque es muy habitual en trabajos empíricos no está exento de críticas. Uno de los razonamientos subyacentes en la utilización de escalas de equivalencia de consumo, en los estudios de distribución personal de la renta, es la aceptación de la igualdad entre renta y consumo o entre renta y bienestar. Obviamente estos conceptos son totalmente diferentes (véanse Carrascal, 1997; Callealta *et al.* 1996; Nelson, 1992 y 1993). Además, dado que no existe una escala de equivalencia “superior” al resto y que sea unánimemente aceptada, hace que para algunos autores esta búsqueda pueda carecer de sentido. A pesar de esto, otros enfoques son aún más discutibles y no generan resultados empíricos robustos (Buhmann *et al.*, 1988; Coulter *et al.* 1992). Es por ello, que cuando se agrupan hogares de características distintas ajustando la renta o el gasto por medio de escalas de equivalencia, debe comprobarse la robustez del procedimiento estimando la desigualdad para distintos valores de los parámetros que determinan la escala (Ruiz-Castillo, 1993). Adicionalmente se pueden estudiar por separado tipos de hogares homogéneos entre sí, tal y como recomiendan Blundell y Lewbel (1991) y Ruiz-Castillo (1993).

De esta manera, la primera pregunta que se plantea empíricamente en este caso es qué queremos analizar: ¿la renta por familia?, ¿la renta por adulto sin tener en cuenta a los niños?, ¿la renta por hogar con independencia del número de adultos?, o ¿la renta por individuo, considerando que cada niño tiene una parte de la renta de los padres? Es necesario, por tanto, hacer algunas consideraciones sobre la variable renta o ingresos. La primera es que el valor total de dicha variable no tiene en cuenta el número de personas que componen el hogar. Una posibilidad es considerar la variable en términos *per capita*, es decir, por cada miembro del hogar ya sean mayores o menores. No obstante, surgen nuevos problemas debidos a la existencia de economías de escala en el seno de los hogares. Por otro lado, parece lógico suponer que las necesidades de los hogares varían según su tamaño y según la composición por edad de los miembros que lo forman. A igualdad de renta o de gasto, un hogar unifamiliar tiene un nivel de vida mayor que una familia formada por cuatro miembros. Para tener en consideración este hecho, es habitual utilizar escalas de equivalencia que asignan distintas ponderaciones a los distintos miembros del hogar. En cualquier caso, la cuestión relativa a cómo tratar a los hogares resulta polémica y muy discutida (Lambert, 1989, 1993 y 1996; Jenkins y Lambert, 1993; Danziger y Taussig, 1979; McClements, 1978; Deaton y Muellbauer, 1986; Jorgenson y Slesnick, 1987; Nelson, 1988 y 1993; Carrascal, 1997).

Teniendo en cuenta las salvedades incluidas anteriormente podemos decir de manera general que las escalas de equivalencia son instrumentos que permiten comparar el gasto, la renta o el bienestar de hogares heterogéneos, ya sea por tamaño diferente o por tener diferente composición. Cuando comparamos los niveles de bienestar material de las familias o de los individuos que las componen, no debemos considerar únicamente sus ingresos totales o sus ingresos *per capita* ya que los hogares más numerosos se benefician de la existencia de economías de escala en el seno del hogar. Asimismo, las necesidades de los individuos también difieren según la edad de los mismos. También puede ocurrir que hogares con el mismo tamaño y la misma renta tengan niveles de vida muy distintos bien porque sus

necesidades sean diferentes, bien por la edad de sus miembros o porque residen en una zona rural o urbana, o porque se enfrentan a diferentes niveles de precios, etc.

En esta parte del trabajo se ha tomado como unidad de análisis el hogar, ya que constituye la unidad básica de recogida de información, teniendo en cuenta el tamaño y composición del hogar a la hora de efectuar el análisis. La selección de los factores que pueden incidir en las necesidades de los hogares, así como la forma de evaluarlos es muy discutida.¹⁸ Así, se ha abordado la heterogeneidad de los hogares utilizando la especificación dada en Buhmann *et al.* (1988) y en Coulter *et al.* (1992) que resumen diferentes escalas de equivalencia a través de un sólo parámetro suponiendo que dicha escala depende solamente del número de miembros del hogar. De acuerdo con este método, la renta equivalente, Y_h , de un hogar con n_h miembros y con renta sin ajustar X_h es:

$$Y_h = \frac{X_h}{n_h^s}.$$

El parámetro “ s ” varía entre 0 y 1. Cuando $s=1$, obtenemos la distribución de la renta *per capita* del hogar, lo que equivale a dividir la renta del hogar por el tamaño familiar. Cuando $s=0$, la renta equivalente es igual a la renta sin ajustar, lo que equivale a no tener en cuenta el tamaño de los hogares. Asimismo, se ha analizado la robustez del procedimiento estimando la desigualdad para distintos valores que determinan la escala (Ruiz-Castillo, 1993; Salas, 2001). En particular se han considerado los valores $s=0, 0.25, 0.5, 0.75$, y 1.

Utilizando estos coeficientes (n_h^s) se calcula el denominado *tamaño equivalente de un hogar*. Así, el cociente entre los ingresos (o gastos) totales de un hogar y su tamaño equivalente es lo que se denomina *ingreso (o gasto) per capita equivalente*. De esta manera, la renta equivalente de cada hogar se asigna a cada miembro, asumiendo el supuesto implícito de que todos los individuos pertenecientes a un hogar gozan del mismo nivel de bienestar. Obviamente, la elección de una determinada escala de equivalencia es una decisión importante que puede condicionar los resultados obtenidos.

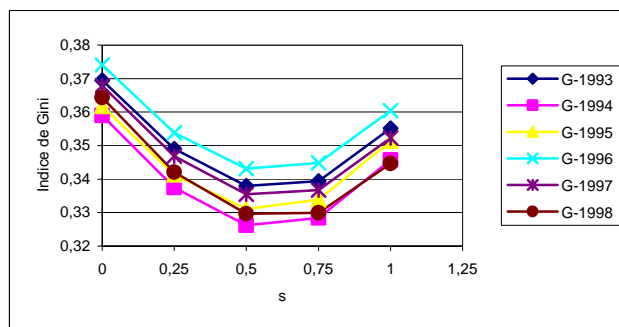
A la vista de los resultados, dos son los aspectos a destacar. La escala de equivalencia considerada incide de manera considerable en la desigualdad de la renta medida en un momento de tiempo. Cuando nos centramos en el análisis de la desigualdad, tomando como indicador el índice de Gini, de cada una de las distribuciones consideradas, se observa que las escalas de equivalencia determinan el grado de concentración observado. Asimismo, se observa una relación en forma de “U” entre el valor del índice de Gini y el del parámetro “ s ” (véase GRÁFICO 1)¹⁹.

¹⁸ Otras escalas de equivalencia ampliamente utilizadas en la literatura son la escala de la OCDE (o escala de Oxford) y la escala de la OCDE corregida.

¹⁹ Oliver *et al.* (2001) obtienen la misma evidencia para el periodo 1985-1996 con la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.

GRÁFICO 1

Sensibilidad del índice de Gini frente al parámetro “s”. Fuente de Datos: PHOGUE

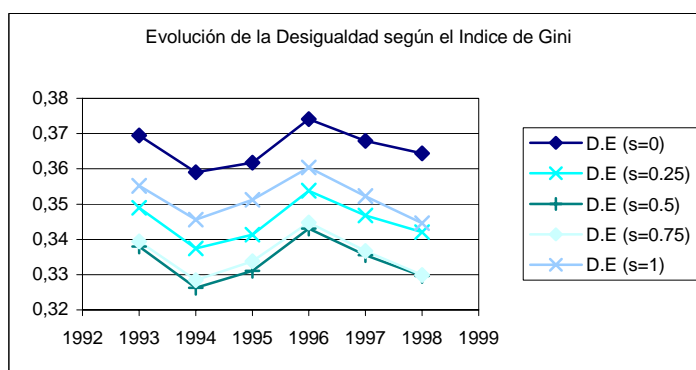


A continuación, se analizan los cambios en la distribución de la renta producidos entre los años 1993 y 1998, tomando como referencia la renta real neta equivalente. El GRÁFICO 2 permite estudiar la evolución de la desigualdad según el índice de Gini. Un análisis de los GRÁFICOS 1 y 2 permite concluir que las distribuciones que producen mayores índices de desigualdad son aquellas en las que no se ha considerado el tamaño del hogar, es decir aquellas en que $s=0$ mientras que los niveles mínimos de desigualdad se alcanzan cuando el parámetro “s” oscila entre 0.5 y 0.75²⁰.

Si nos centramos en los índices de Gini como indicadores sintéticos del grado de desigualdad, se observa que, aunque los diferentes valores del parámetro “s” inciden en el grado de desigualdad, no se modifica el signo de las variaciones. Así, desde 1993 a 1994 se produce una disminución de la desigualdad (el índice de Gini desciende alrededor de un 2 por ciento), mientras que desde 1994 se incrementa paulatinamente la desigualdad. Finalmente, en 1997 se produce una nueva inversión de la tendencia de tal manera que considerando todo el periodo (1993-98) se ha producido un ligero descenso de la desigualdad²¹ (véase TABLA 3). Sin embargo, el perfil que muestra la evolución de la desigualdad en España en el periodo considerado (1993-1998), no ha sido del todo homogéneo.

GRÁFICO 2

Evolución de la Desigualdad a partir del índice de Gini según los diferentes valores del parámetros “s”. Fuente de datos: PHOGUE.



²⁰ Más concretamente, suponiendo una relación cuadrática entre el índice de Gini y el valor del parámetro “s”, es decir, $Gini=a+bs+cs^2$, se ha procedido a la estimación utilizando el método de los mínimos cuadrados ordinarios, de los parámetros a , b y c , para cada uno de los años considerados y tanto para los modelos teóricos como para los datos empíricos, obteniéndose que la tan utilizada escala de la OCDE equivale a un valor de “s” entre 0.77 y 0.79.

²¹ En Ayala *et al.* (2002b) se ofrece evidencia empírica para el caso español a partir de las cuatro primeras oleadas del PHOGUE y tomando como unidad de análisis el individuo. Dichos autores utilizando el panel puro y no el conjunto de observaciones reales para cada año muestran igualmente una relativa estabilidad en los indicadores de desigualdad. La misma tendencia puede observarse en Álvarez *et al.* (2002).

En primer lugar, la renta como porcentaje de la mediana, expresada a precios de 1992, se mantiene prácticamente constante para los ventiles situados debajo de la mediana, independientemente del valor del parámetro “s” y del modelo considerado (véase Pascual y Sarabia, 2003). Así por ejemplo, cuando $s=0.5$, el percentil 45 en 1993 representa el 93 por ciento de la mediana y en 1997 continua representando el 93 por ciento de la mediana. Es más, para todo los años analizados representa el 93 por ciento de la mediana²². No obstante, aunque los ventiles situados encima de la mediana no han sufrido cambios significativos en el periodo 1993-97, los percentiles 85 perdían en 1994 (respecto a 1993) entorno al 3 por ciento de su posición relativa con relación a la mediana, siendo esta pérdida superior al 4 por ciento para los percentiles 90 y 95, por lo que los más ricos resultarían los más perjudicados. Por último, señalar que las tasas de variación de la proporción de la renta por cada una de las ventilas, expresadas a precios de 1992, muestran continuas variaciones de signo positivo y negativo, mientras que la ratio entre la novena y la primera decila no experimenta grandes variaciones²⁰ (TABLA 4).

TABLA 3

Evolución de la distribución de la renta real neta equivalente en España, 1993-1997. Tasas de Variación (en porcentaje) del índice de Gini. Fuente de datos: PHOGUE

	s=0.	s=0.25	s=0.5	s=0.75	s=1
1993	-	-	-	-	-
1994	-2,83	-3,30	-3,47	-3,23	-2,68
1995	0,76	1,15	1,48	1,64	1,63
1996	3,41	3,65	3,63	3,29	2,59
1997	-1,66	-1,98	-2,22	-2,35	-2,25
1998	-0,96	-1,36	-1,74	-2,00	-2,17
93/98	-1,39	-1,98	-2,46	-2,79	-2,97

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA 4

Evolución de la distribución de la renta real neta equivalente en España, 1993-1997. Ratio entre el Percentil 90 y el Percentil 10. Fuente de datos: PHOGUE

P90/P10	s=0	s=0.25	s=0.5	s=0.75	s=1
1993	6,1808	5,0702	4,6767	4,6249	4,9789
1994	5,8936	4,6866	4,2951	4,4345	4,9295
1995	6,0054	4,6963	4,4731	4,5320	5,0494
1996	6,2321	4,9957	4,7504	4,8711	5,4267
1997	6,1397	4,8530	4,5555	4,6235	5,1104
1998	6,1682	4,9438	4,4408	4,4120	4,7178

FUENTE: Elaboración propia.

²² Excepto en 1996 y 1998, que a partir de los datos empíricos se observa que representa el 92 por ciento de la mediana.

²⁰ Dado que el análisis efectuado se basa en una escala de equivalencia, la propuesta por Buhmann *et al.* (1988), que presupone unas determinadas hipótesis, se ha estimado la evolución de la desigualdad modificando las escalas de equivalencia. En particular, se han considerado la escala de la OCDE, la escala de la OCDE corregida y la renta *per capita*. Asimismo, para comprobar si los resultados obtenidos son sensibles a posibles problemas de contaminación en los datos, se ha analizado la sensibilidad de los mismos en base a recortes en las colas de las distribuciones (eliminando el 1% de las observaciones en cada extremo de las muestras), no observándose diferencias significativas.

4. ANÁLISIS DE LOS EFECTOS ASOCIADOS A LAS DIFERENCIAS EN LA COMPOSICIÓN DE LOS HOGARES

En el análisis anterior, la heterogeneidad de los hogares se ha abordado utilizando diferentes escalas de equivalencia y analizando la sensibilidad de los resultados para distintos valores del parámetro que determina la escala. A continuación estudiaremos por separado grupos de hogares homogéneos entre sí, es decir, analizaremos los hogares clasificados por su tamaño asumiendo implícitamente que tienen las mismas necesidades. En la TABLA 5 se muestran los ingresos totales medios para cada grupo en relación con la media poblacional. Cuando $s=0$, se obtiene la distribución del ingreso total por hogar, es decir, no se considera la diferente composición de los hogares, y cuando $s \neq 0$, los resultados se refieren al ingreso equivalente por persona. En las seis olas utilizadas se observa que alrededor del 50 por ciento de los individuos vive en hogares de 3 a 4 miembros. Además, para los hogares de menor tamaño el ingreso medio equivalente aumenta con “ s ”, mientras que ocurre lo contrario para los de mayor tamaño. Estos resultados confirman los obtenidos por Coulter *et al.* (1992) para el Reino Unido y Ruiz-Castillo (1993) para España a partir de las EPF.

Aunque a nivel global y considerando el periodo 1993-1998 se ha producido una mejora de los ingresos medios de los hogares españoles, la mejora no es la misma para todos los grupos. En términos relativos los hogares de 3 y 4 miembros (que representaban alrededor del 50 por ciento de la población) experimentan en estos seis años continuas variaciones de signo positivo y negativo. No obstante, cuando $s=0$, es decir, cuando no se tiene en cuenta la diferente composición de los hogares, prácticamente todos los grupos experimentaron mejoras en sus ingresos medios.

TABLA 5

Ingreso Medio Equivalente en porcentaje de la media poblacional por tamaño del hogar y según los valores del parámetro “ s ”. Fuente de datos: PHOGUE.

1993					
Tamaño del hogar	s=0	s=0.25	s=0.5	s=0.75	s=1
1	50	67	87	111	140
2	81	90	99	107	113
3	109	110	188	240	302
4	120	113	104	94	84
5	129	114	99	85	71
6	134	113	94	77	62
7 y más	150	119	94	72	55
TOTAL	100	100	100	100	100
1994					
Tamaño del hogar	s=0	s=0.25	s=0.5	s=0.75	s=1
1	50	66	87	112	141
2	82	44	49	53	56
3	105	106	105	103	99
4	118	111	103	94	84
5	129	114	100	86	73
6	134	114	95	78	63
7 y más	156	125	98	76	58
TOTAL	100	100	100	100	100

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA 5 (continuación)

Ingreso Medio Equivalente en porcentaje de la media poblacional por tamaño del hogar y según los valores del parámetro “s”. Fuente de datos: PHOGUE.

1995					
Tamaño del hogar	s=0	s=0.25	s=0.5	s=0.75	s=1
1	51	68	89	114	144
2	82	92	101	108	115
3	106	106	105	103	98
4	120	113	104	94	84
5	127	112	98	84	71
6	126	107	89	73	59
7 y más	158	126	99	77	59
TOTAL	100	100	100	100	100
1996					
Tamaño del hogar	s=0	s=0.25	s=0.5	s=0.75	s=1
1	51	67	88	112	142
2	83	40	44	47	50
3	105	105	104	102	98
4	118	43	39	36	32
5	131	116	101	87	73
6	135	114	95	78	63
7 y más	154	123	96	74	57
TOTAL	100	100	100	100	100
1997					
Tamaño del hogar	s=0	s=0.25	s=0.5	s=0.75	s=1
1	50	66	85	109	136
2	86	95	104	111	117
3	106	106	105	102	97
4	118	39	36	91	80
5	133	117	101	86	72
6	132	111	92	75	60
7 y más	183	146	114	88	66
TOTAL	100	100	100	100	100
1998					
Tamaño del hogar	s=0	s=0.25	s=0.5	s=0.75	s=1
1	49	65	84	107	133
2	85	94	102	109	114
3	105	105	103	100	95
4	124	115	105	95	84
5	133	117	101	86	72
6	143	120	99	81	64
7 y más	177	140	110	84	64
TOTAL	100	100	100	100	100

FUENTE: Elaboración propia.

5. LA DISTRIBUCIÓN PERSONAL DE LAS RENTAS PRIMARIAS POR COHORTES: EFECTOS DE LA EDAD SOBRE LA DISTRIBUCIÓN

En esta parte de la investigación nos vamos a centrar en uno de los factores determinantes de la distribución personal de la renta en nuestro país. En particular, analizaremos la distribución personal de las rentas primarias por cohortes de edad. Con esta finalidad, la unidad a emplear no va a ser el hogar sino los individuos. Como se ha comentado anteriormente, el PHOGUE nos permite inferir características tales como edad, nivel de estudios, categoría profesional, etc. de todos los miembros del hogar.

A partir de las muestras originales de las diferentes olas del PHOGUE se han formado las siguientes submuestras:

- 1) Constituida por todos los individuos mayores de 18 años que tienen algún ingreso.
- 2) Constituida por todos los individuos mayores de 18 años que tienen algún ingreso según diferentes grupos de edad.

Obviamente los tamaños de las correspondientes muestras obligan a trabajar con clasificaciones bastante agregadas a fin de obtener un tamaño muestral mínimamente aceptable. El estudio de la distribución personal de la renta según diferentes características (sexo, edad, nivel de estudios y categoría socioeconómica) permiten sin duda arrojar cierta luz sobre diferentes teorías de la distribución personal de la renta.

Parece lógico pensar que el ciclo vital de los ingresos individuales evoluciona de manera que éstos crecen con la edad hasta los años cercanos a la jubilación en que decrecen. En esta parte del trabajo se contrastará empíricamente esta hipótesis en la cual se apoyan diferentes teorías. Obviamente las rentas de los individuos dependen, por una parte, de su propia situación y, por otra, de la situación económica general. Asimismo caben destacar dos limitaciones en el análisis. En primer lugar el reducido tamaño de la muestra cuando se desagrega la información por grupos de edad y otra característica (sexo, nivel de estudios, categoría socioeconómica, etc.). De hecho de la muestra teórica inicial hay que descontar los individuos eliminados por no responder y únicamente seleccionar a los individuos mayores de 18 años que sean perceptores de ingresos. En segundo lugar, con la información disponible (desde 1994 a 1999) no es posible el seguimiento de los ingresos de los individuos a lo largo de toda su vida. Por ello nos centraremos en el análisis de la distribución personal de la renta de diferentes grupos de edad en varios momentos del tiempo.

Otras consideraciones a tener en cuenta en esta parte de la investigación son:

- 1) El concepto de renta utilizado es el de *Ingresos Totales Netos percibidos en el año anterior a la realización de la encuesta*. Esta variable incluye los ingresos netos por rentas del trabajo por cuenta ajena y por cuenta propia, los ingresos netos por rentas del capital y la propiedad, y las transferencias privadas así como los ingresos totales netos por prestaciones sociales (desempleo, pensión o prestación de vejez, retiro o jubilación, pensión o prestación de viudedad, orfandad o a favor de familiares, prestaciones de protección a la familia, de enfermedad o invalidez, ayudas en metálico procedentes del sistema público de protección social, etc.).
- 2) El deflacionador utilizado es el correspondiente Índice de Precios del Consumo proporcionado por el INE. La base es 1992=100.

- 3) Como medidas de desigualdad hemos utilizado el índice de Gini y el índice de Atkinson de orden 1. Además como medidas de dispersión se han utilizado la varianza, el coeficiente de variación, el recorrido y la ratio percentil 90/percentil 10.
- 4) Las rentas utilizadas corresponden a las declaradas en la encuesta sin corregir la ocultación. Por lo tanto, se está asumiendo implícitamente que el grado de ocultación es el mismo en todos los grupos considerados.

Una vez hechas las anteriores puntualizaciones a continuación se presentan los resultados obtenidos en el análisis descriptivo de los ingresos según diversas características de los adultos. Con el objeto de trabajar con tamaños muestrales mínimamente aceptables se han clasificado a los individuos en cinco grupos:

- Individuos con edad comprendida entre 18 y 30 años
- Individuos con edad comprendida entre 30 y 40 años
- Individuos con edad comprendida entre 40 y 50 años
- Individuos con edad comprendida entre 50 y 65 años
- Individuos con edad mayor o igual a 65 años

La TABLA 6 recoge los tamaños muestrales de cada uno de los grupos considerados. Asimismo, el GRÁFICO 3 muestra la distribución de los tamaños muestrales (en porcentaje) por grupos de edad. Como puede observarse no existen diferencias significativas en cuanto a la proporción de individuos de cada grupo de edad en los diferentes años y cada grupo de edad se corresponde aproximadamente con el 20 por ciento del tamaño muestral de cada una de las olas.

TABLA 6
Tamaños muestrales por grupos de edad. Fuente de datos: PHOGUE

Edad	1994	1995	1996	1997	1998	1999
[18-30)	2660	2656	2327	2406	2334	2175
[30-40)	2492	2192	2057	1953	1892	1914
[40-50)	2086	1891	1803	1680	1596	1545
[50-65)	2769	2388	2191	2035	1923	1865
≥ 65	2902	2763	2702	2599	2516	2470
TOTAL	12909	11890	11080	10673	10261	9969

FUENTE: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

GRÁFICO 3
Distribución de los tamaños muestrales (en porcentaje) por grupos de edad.
Fuente de datos: PHOGUE

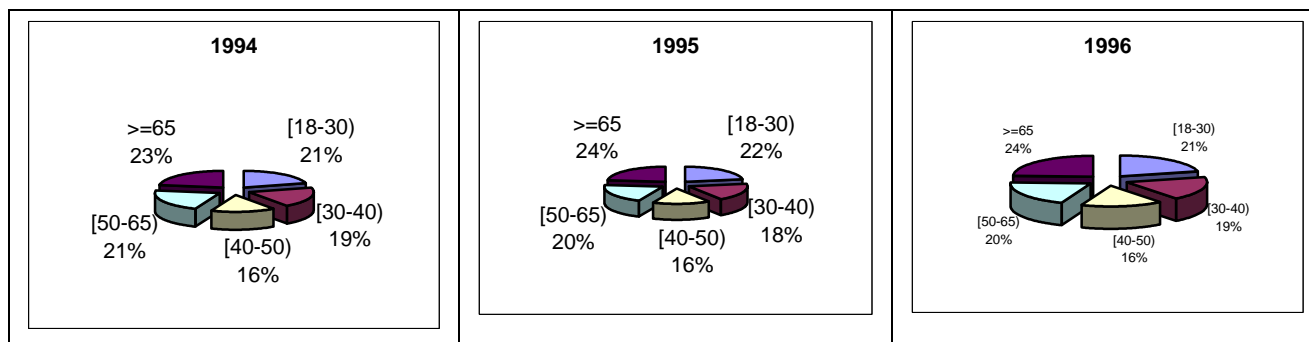
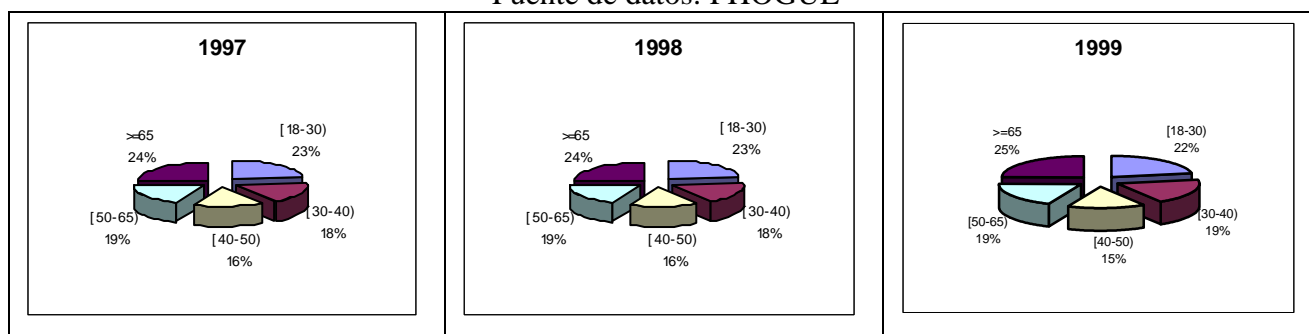


GRÁFICO 3 (continuación)

Distribución de los tamaños muestrales (en porcentaje) por grupos de edad.

Fuente de datos: PHOGUE



Una vez realizadas las anteriores puntualizaciones pasaremos a describir los resultados obtenidos. En la TABLA 7 se presentan diferentes medidas de dispersión y de desigualdad (en pesetas constantes de 1992) obtenidos a partir de los datos muestrales para cada una de las olas. Se incluyen la ratio percentil 90 entre percentil 10, la varianza, el coeficiente de variación, la mediana, el rango de la distribución, el índice de Gini y el índice de Atkinson de orden 1. De igual forma los GRÁFICOS 4 a 6 muestran respectivamente la evolución del coeficiente de variación, el índice de Gini y el índice de Atkinson de orden 1 por grupos de edad y para las diferentes olas.

De dichos resultados pueden extraerse las siguientes conclusiones. Los ingresos medios más elevados corresponden a los adultos con edades comprendida entre 40 y 50 años. Gráficamente puede observarse la forma de “U” invertida entre los perfiles transversales de los ingresos medios y los diferentes grupos de edad situándose en todos los casos el vértice en los individuos con edades comprendidas entre 40 y 50 años (véase GRÁFICO 7). Existen diversos estudios que profundizan en la modelización de estos perfiles (Pena, 1993; Creedy *et al.*, 1981; Creedy, 1992). No obstante las rentas medias, en términos reales, han disminuido en el periodo considerado (1993-1997) para todos los grupos de edad excepto para los adultos con edad superior a 50 años.

Con respecto a la dispersión relativa medida a través del coeficiente de variación, los grupos más homogéneos son en 1993, 1994, 1995 y 1997, los adultos con edades comprendidas entre 30 y 40 años. Asimismo se observa que la mayor dispersión se encuentra en el grupo de adultos con edades comprendidas entre 18 y 30 años en los años 1993, 1994 y 1995 y en el grupo de adultos con edades comprendidas entre 50 y 65 años en los años 1996 y 1997. En pesetas constantes de 1992, el rango de las distribuciones alcanza su menor valor en los individuos con edades comprendidas entre 18 y 30 años. Además es en este grupo donde la ratio percentil 90/percentil 10 alcanza sus mayores valores, independientemente del año considerado.

En los GRÁFICOS 5 y 6 puede observarse la tendencia general de la desigualdad al considerar los diferentes grupos de edad. La mayor desigualdad se observa en los adultos con edades comprendidas entre 18 y 30 años. Asimismo puede observarse como en todos los años considerados se produce un aumento de la desigualdad al pasar de los adultos con edades comprendidas entre 30 y 40 años a los adultos con edades comprendidas entre 50 y 65 años.

Por último en la TABLA 7 se presenta la evolución de la distribución de la renta a partir de los percentiles (tomando como índice: Mediana=100). La renta como porcentaje de

la mediana se incrementa en 1994 para todos los ventiles situados por encima de la mediana en el grupo de individuos con edades comprendidas entre 18 y 30 y disminuye en todos los ventiles de los individuos con edades comprendidas entre 50 y 65 años. En 1995, salvo pequeñas excepciones se produce una disminución de los ventiles de renta situados por encima de la mediana para todos los grupos de edad considerados. Sin embargo es en 1996 donde se produce el efecto contrario. Es decir, salvo pequeñas excepciones se produce una disminución de los ventiles de renta situados por debajo de la mediana. Finalmente, en 1997, el grupo de edad que sufre mayores disminuciones en sus percentiles de renta son los adultos con edades comprendidas entre 18 y 30 años.

TABLA 7
Medidas de desigualdad y dispersión por grupos de edad (1992=100).
Fuente de datos: PHOGUE

1993							
	P90/P10	Varianza	C. Variación	Mediana	Rango	Gini	A ₁
Total	15	1,08E+08	0,8972	9141	190690	0,4332	0,3821
[18-30)	51	4,73E+07	0,9260	5946	61993	0,4881	0,5074
[30-40)	11	1,06E+08	0,7379	12809	115020	0,3825	0,3360
[40-50)	13	1,78E+08	0,8384	13950	190690	0,4098	0,3673
[50-65)	11	1,21E+08	0,8725	10189	115774	0,4317	0,3701
≥ 65	4	6,01E+07	0,8442	7199	183435	0,3199	0,1874
1994							
	P90/P10	Varianza	C. Variación	Mediana	Rango	Gini	A ₁
Total	17	9,43E+07	0,8736	8729	175184	0,4351	0,3827
[18-30)	53	3,85E+07	0,9556	4910	65729	0,5029	0,5139
[30-40)	11	9,02E+07	0,7090	12221	112719	0,3742	0,3092
[40-50)	13	1,46E+08	0,7678	13859	105552	0,3985	0,3373
[50-65)	14	1,11E+08	0,8382	10545	108683	0,4271	0,3632
≥ 65	4	5,74E+07	0,8101	7199	175177	0,3230	0,1957
1995							
	P90/P10	Varianza	C. Variación	Mediana	Rango	Gini	A ₁
Total	12	9,82E+07	0,8762	8852	243225	0,4239	0,3553
[18-30)	34	3,48E+07	0,8674	5768	45313	0,4684	0,4758
[30-40)	10	9,14E+07	0,7165	12196	117152	0,3758	0,3016
[40-50)	10	1,50E+08	0,7718	13915	116364	0,3943	0,3215
[50-65)	10	1,40E+08	0,9157	10494	243225	0,4281	0,3473
≥ 65	4	4,86E+07	0,7504	7297	148213	0,3088	0,1740

TABLA 7 (continuación)
 Medidas de desigualdad y dispersión por grupos de edad (1992=100).
 Fuente de datos: PHOGUE

1996							
	P90/P10	Varianza	C. Variación	Mediana	Rango	Gini	A ₁
Total	24	1,15E+08	0,9717	8430	274049	0,4471	0,4623
[18-30)	108	3,65E+07	0,9625	4731	80529	0,5102	0,6260
[30-40)	13	1,32E+08	0,9014	11509	274049	0,3967	0,3854
[40-50)	10	1,73E+08	0,8162	14252	169865	0,3971	0,3647
[50-65)	18	1,71E+08	0,9977	10322	231520	0,4603	0,4822
≥ 65	24	4,54E+07	0,7332	7187	108848	0,3160	0,2212
1997							
	P90/P10	Varianza	C. Variación	Mediana	Rango	Gini	A ₁
Total	22	9,62E+07	0,8978	8531	178127	0,4360	0,5251
[18-30)	294	3,62E+07	0,9193	5331	43802	0,4995	0,7425
[30-40)	10	7,76E+07	0,7018	11517	96742	0,3683	0,4188
[40-50)	12	1,46E+08	0,7930	13089	123642	0,4014	0,3752
[50-65)	22	1,46E+08	0,9267	10135	115168	0,4543	0,5516
≥ 65	4	5,99E+07	0,8189	7242	178127	0,3255	0,2487
1998							
	P90/P10	Varianza	C. Variación	Mediana	Rango	Gini	A ₁
Total	20	1,8275E+12	0,92277239	1154715	28283997	0,4842	0,5766
[18-30)	107	6,3128E+11	0,88495184	751500	7139980	0,7268	0,3592
[30-40)	10	1,3533E+12	0,70236673	1525030	8635635	0,3961	0,3682
[40-50)	9	2,8227E+12	0,79870138	1826000	15039990	0,7993	0,4719
[50-65)	24	3,0652E+12	0,99505999	1401966	28283523	0,3341	0,2407
≥ 65	4	9,8601E+11	0,83132765	912900	22673549	0,4842	0,5766

FUENTE: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

GRÁFICO 4
 Evolución del coeficiente de variación por grupos de edad. Años 1993-1997.
 Fuente de datos: PHOGUE.

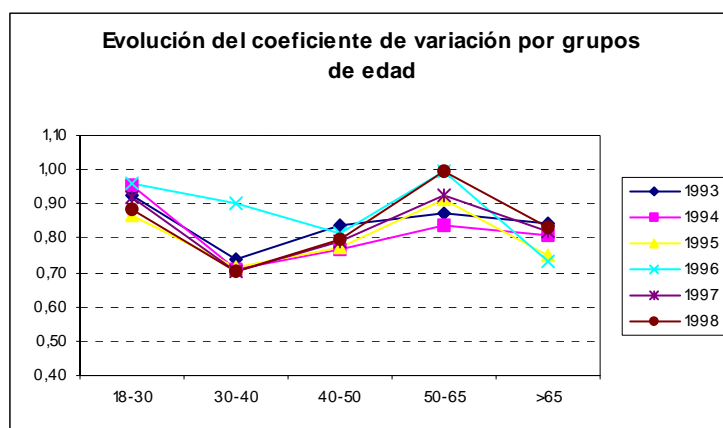


GRÁFICO 5

Evolución del índice de Gini por grupos de edad. Años 1993-1997.
Fuente de datos: PHOGUE.

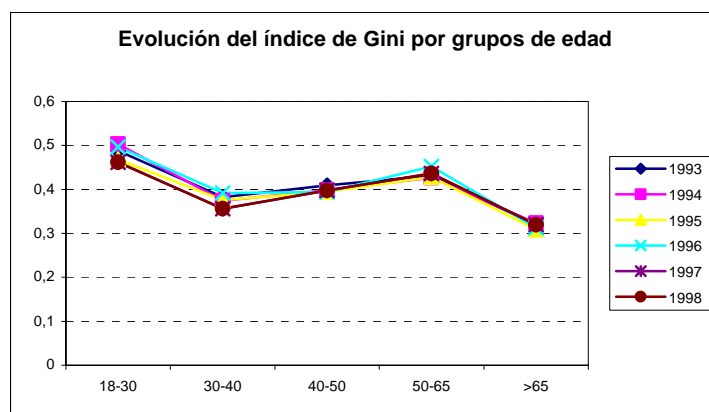


GRÁFICO 6

Evolución del índice de Atkinson de orden 1 por grupos de edad. Años 1993-1997. Fuente de datos: PHOGUE.

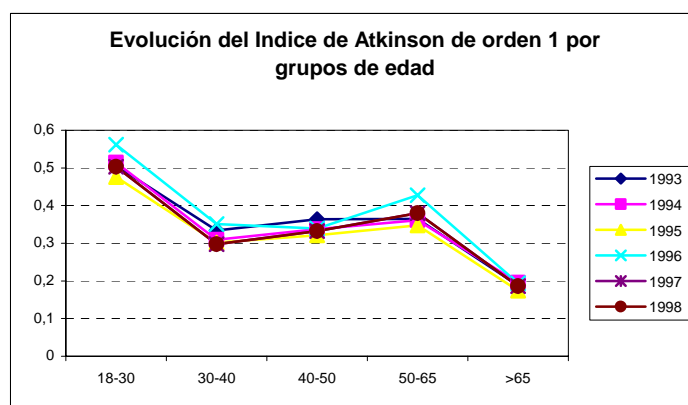


GRÁFICO 7

Perfil transversal de las rentas medias por grupos de Edad.
Años: 1993-1998. Fuente de datos PHOGUE.

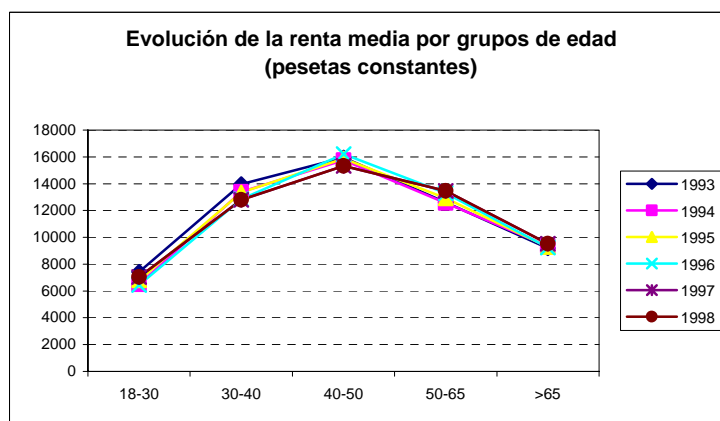


TABLA 8

Evolución de la distribución de la renta a partir de los percentiles. Índice Mediana=100. Fuente de datos: PHOGUE. Años: 1993-1995

Percentil	1993						1994						1995					
	18-30	30-40	40-50	50-65	≥ 65	Total	18-30	30-40	40-50	50-65	≥ 65	Total	18-30	30-40	40-50	50-65	≥ 65	Total
5	2	5	5	6	45	4	3	8	7	6	44	4	3	9	8	10	46	7
10	5	18	16	23	61	17	6	19	17	18	61	15	7	20	21	24	63	21
15	10	30	29	34	71	33	11	31	30	31	73	31	12	31	32	37	77	35
20	19	40	38	43	79	46	18	41	40	41	85	44	21	41	40	44	85	48
25	28	53	50	51	85	56	27	54	51	50	88	56	31	54	53	50	87	59
30	41	65	65	58	89	66	38	67	65	56	90	67	42	65	65	58	88	70
35	53	76	74	66	91	71	53	76	74	64	90	74	52	77	75	66	88	73
40	70	85	82	75	91	79	66	86	84	73	92	79	66	85	82	75	90	81
45	86	94	91	89	94	87	83	94	92	86	95	88	82	94	91	89	93	88
50	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
55	118	107	110	112	104	113	119	109	111	112	104	113	117	107	111	111	103	113
60	136	115	119	124	107	125	141	117	119	121	108	127	136	117	120	123	105	126
65	156	125	128	137	115	139	166	126	130	133	115	140	148	126	130	134	114	138
70	173	135	138	149	128	153	186	138	140	146	130	155	165	136	140	148	127	153
75	192	147	151	168	144	171	209	149	154	161	146	174	182	147	150	162	143	171
80	210	161	168	184	161	191	230	165	169	181	167	196	200	160	167	181	163	191
85	233	178	186	212	187	217	255	180	184	207	194	221	221	179	184	209	191	218
90	269	201	216	248	225	256	295	202	214	242	230	261	249	201	212	244	223	255
95	336	243	271	316	281	319	361	240	265	296	298	322	293	245	262	307	292	317

Finalmente, y en la línea de los trabajos de Creedy *et al.* (1979 y 1981), Creedy (1992) y Pena (1993), los perfiles de las medias de los logaritmos de las rentas pueden explicarse mediante un modelo sencillo que incluye términos cuadráticos para recoger el efecto de la curvatura descrita anteriormente. Así, hemos considerado cinco cohortes²¹. Los resultados obtenidos se reflejan en la TABLA 9 y los perfiles longitudinales de cada cohorte se muestran en el GRÁFICO 8.

TABLA 9
Medidas de los logaritmos de ingresos anuales a precios constantes de 1992
Fuente de datos: PHOGUE

Grupo	Año	Edad	Media	Varianza
Cohorte 1973	1993	20	7.1725	2.72457
	1994	21	7.4309	2.31132
	1995	22	7.7192	2.16074
	1996	23	7.5724	4.31847
	1997	24	7.4552	9.11085
	1998	25	8.1485	3.38654
Cohorte 1963	1993	30	8.9237	1.39304
	1994	31	8.9718	1.37951
	1995	32	9.0511	1.17453
	1996	33	8.9530	2.13186
	1997	34	8.8534	4.01592
	1998	35	9.0345	1.86439
Cohorte 1953	1993	40	9.2335	1.86437
	1994	41	9.2479	1.47251
	1995	42	9.3482	1.40526
	1996	43	9.3933	1.40839
	1997	44	9.2558	1.96893
	1998	45	9.3434	1.67030
Cohorte 1943	1993	50	9.1086	1.59193
	1994	51	9.1890	1.32817
	1995	52	9.2255	1.15032
	1996	53	8.8207	3.38048
	1997	54	9.0055	2.61560
	1998	55	9.0273	2.05506
Cohorte 1933	1993	60	9.0483	1.41873
	1994	61	9.0452	1.45602
	1995	62	8.9509	1.46689
	1996	63	8.5521	4.40584
	1997	64	8.8017	3.10147
	1998	65	8.7776	2.72132

FUENTE: Elaboración propia

De esta manera el modelo estimado es el siguiente (Creedy *et al.*, 1979):

$$\mu_t = \mu_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \beta_1 d_1 + \beta_2 d_2 + \varepsilon_t,$$

donde:

μ_t es la media de los logaritmos de las rentas,

t es la edad de los perceptores –20 años,

d_1 es una variable dummy que toma el valor 1 para la cohorte de 1973 y cero en otro caso, y

d_2 es una variable dummy que toma el valor 1 para la cohorte de 1933 y cero en otro caso.

²¹ Se han tomado los logaritmos neperianos de los ingresos deflacionados con el objeto de reducir la fuerte asimetría de las distribuciones.

Los resultados obtenidos se reflejan en la TABLA 10. Los parámetros estimados son significativos y la bondad de ajuste medida con el coeficiente de determinación R^2 , es muy alta ($R^2=0.955$)

TABLA 10
Estimadores del Modelo. Fuente de datos: PHOGUE

	Parámetros*	Estadístico t**
μ_0	7.901250 (0.214395)	36.85370 (0.0000)
α_1	0.117707 (0.020100)	5.856051 (0.0000)
α_2	-0.002500 (0.000438)	-5.712971 (0.0000)
β_1	-0.589489 (0.180303)	-3.269433 (0.0031)
β_2	0.480902 (0.180303)	2.667187 (0.0132)

FUENTE: Elaboración propia

(*) Entre paréntesis las desviaciones típicas estimadas de los parámetros.

(**) Entre paréntesis la probabilidad asociada al estadístico t .

Con respecto a la variación de la varianza de los logaritmos de ingresos se observan continuas variaciones de signo positivo y negativo y es especialmente llamativo la gran dispersión existente en el año 1997 tanto para la cohorte de 1973 como para la cohorte de 1963. Sin embargo, sí que se observa una mayor dispersión en la cohorte más joven²². Por otra parte, si se toman los perfiles transversales (véase GRÁFICO 7), se puede comprobar que dichos perfiles siguen la forma de una “U” invertida con el vértice en el grupo de edad comprendido entre 40 y 50 años. Este resultado podría explicarse porque aunque los aumentos en eficiencia aumentan con la edad, el progreso técnico hace que la experiencia y el aprendizaje de las generaciones más antiguas se vayan haciendo más obsoletos (Pena, 1993). Así, esta forma de parábola de segundo grado indicaría que la edad óptima de los individuos (en el sentido de maximizar la renta media) se situaría en los individuos con edades comprendidas entre 40 y 50 años.

Un estudio más detallado de esta distribución nos llevaría a describir la distribución de ingresos de los individuos mediante un proceso estocástico de la forma:

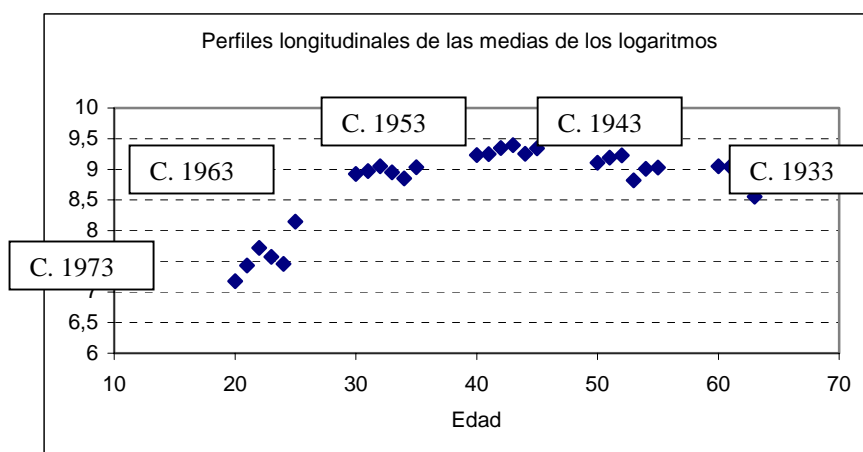
$$x_t = x_{t-1} \exp[f(t) + \varepsilon_t],$$

donde x_t denota los ingresos en el instante t , $f(t)$ es una función que nos permite describir los ingresos a lo largo del ciclo vital de un individuo y ε_t sigue una distribución Normal (véase Creedy y Hart, 1979).

²² Supuesta una relación lineal entre la varianza de los logaritmos de ingresos y la edad se observa que aunque la dispersión absoluta disminuye con la edad, no se obtienen altos niveles de significatividad. En particular, se obtiene que $\hat{\sigma}_t^2 = 2.99 - 0.0258 t$.

GRÁFICO 8

Perfiles longitudinales de las medias de los logaritmos de los ingresos



6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha abordado el análisis de la desigualdad desde una doble perspectiva. En primer lugar se ha analizado la evolución de la desigualdad en España tomando como unidad de análisis el hogar y analizando la sensibilidad de los resultados utilizando diferentes escalas de equivalencia. Empíricamente, se ha utilizado como fuente de datos el Panel de Hogares de la Unión Europea. Además, y como es obvio, se pone de manifiesto la sensibilidad de los resultados ante variaciones del parámetro “s” y se observa una relación en forma de “U” entre el índice de Gini y el parámetro que determina la escala de equivalencia. A continuación, se han estudiado por separado grupos de hogares homogéneos entre sí, es decir, se han analizado los hogares clasificados por su tamaño asumiendo implícitamente que tienen las mismas necesidades. Aunque a nivel global y considerando el periodo 1993-1998 se ha producido una mejora de los ingresos medios de los hogares españoles, la mejora no es la misma en todos los grupos. En términos relativos, los hogares de 3 y 4 miembros experimentan en estos seis años continuas variaciones de signo positivo y negativo.

Por otra parte, se ha contrastado que la edad influye de forma significativa en la distribución personal de la renta, si bien es cierto que existen otros muchos factores a tener en cuenta. Siguiendo la teoría del ciclo vital, los ingresos de los individuos aumentan en las cohortes con individuos en edad de trabajar aunque estos aumentos son menores a medida que se analizan las cohortes más antiguas.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVAREZ, S., PRIETO, J. Y SALAS, R. (2002): “The Evolution of Income Inequality in the European Union”. *Papeles de Trabajo*, 10, Instituto de Estudios Fiscales, Serie Economía.
- ANDRÉS, L. Y MERCADER, M. (2001): “Sobre la Fiabilidad de los Datos de Renta en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, 1994)”. *Estadística Española*, 43, 241-280.
- ARNOLD, B.C. (1983): *Pareto Distributions*. International Cooperative Publishing House, Fairland, Maryland.
- (1986): “A Class of Hyperbolic Lorenz Curves”. *Sankhya Ser. B*, 48, 427-436.
- AYALA, L. Y ONRUBIA, J. (2001): “La Distribución de la Renta en España según Datos Fiscales”. *Papeles de Economía Española*, 88, 89-112.
- AYALA, L. Y SASTRE, M. (2002a): “La Dinámica de las Rentas Individuales en la Unión Europea: Divergencias y Factores Determinantes”. *IX Encuentro de Economía Pública*, Vigo, 7 y 8 de Febrero.

- (2002b): “La Movilidad de Ingresos en España: Estructura y Factores Determinantes”. V *Encuentro de Economía Aplicada*, Oviedo, 6, 7 y 8 de Junio.
- AYALA, L., MARTÍNEZ, R. Y RUIZ-HUERTA, J. (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. La Distribución de la Renta*, Fundación Argentaria, Madrid, Vol. II, 101-136.
- BADENES, N. Y LÓPEZ LABORDA, J. (2002): “Efectos sobre la Renta Disponible y el Bienestar de la Deducción en el IRPF por Rentas Ganadas”. *Hacienda Pública Española*, 160, 103-120.
- BLUNDELL, R. Y LEWBELL, A. (1991): “The Information Content of Equivalence Scales”. *Journal of Econometrics*, 50, 49-68.
- BUHMANN, B., RAINWATER, L., SCHMAUS, G. Y SMEEDING, T.M. (1988): “Equivalence Scales Well-Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database”. *Review of Income and Wealth*, 42, 381-399.
- CALLEALTA, F.J. CASAS, J.M., Y MEREDIZ, A. Y NÚÑEZ, J. (1996): *Distribución Personal de la Renta en España*, B. Pena (director). Pirámide, Madrid.
- CAPARRÓS, A. (2003): *La Movilidad Laboral Externa en España*. Consejo Andaluz de Relaciones Laborales. Ed. Mergablum.
- CARRASCAL, U. (1997): *Consumo Familiar en España. Análisis y Obtención de Escalas de Equivalencia*. Universidad de Valladolid.
- CASTAÑER, J.M. Y SANZ, JF. (2002): “Imposición Lineal sobre la Renta y Equivalencia Distributiva: Un Ejercicio de Microsimulación”. *Papeles de Trabajo*, 9, Instituto de Estudios Fiscales, Serie Economía.
- CASTAÑER, J.M., ONRUBIA, J. Y PAREDES, R. (1999): “Análisis de los Efectos Recaudatorios y Redistributivos de la Reforma del IRPF por Comunidades Autónomas”. *Hacienda Pública Española*, 150, 79-108.
- (2001): “Efectos Distributivos y sobre el Bienestar Social de la Reforma del IRPF”. *Hacienda Pública Española*, 159, 85-114.
- CHAMPERNOWNE, D.G. (1953): “A Model of Income Distribution”. *Economic Journal*, 63, 318-351.
- CHOTIKAPANICH, D. (1993): “A Comparison of Alternative Functional Forms for the Lorenz Curves”. *Economics Letters*, 41, 129-138.
- COULTER, F., COWELL, F. Y JENKINS, S. (1992): “Equivalence Scales Relativities and the Extent of Inequality and Poverty”. *Economic Journal*, 102, 1067-1082.
- CREEDY, J. (1992): *Income Inequality and the Life Cycle*. Edward Elgar.
- CREEDY, J. Y HART, P.E. (1979): “Age and the Distribution of Earnings”. *The Economic Journal*, 89, 280-293.
- CREEDY, J., HART, P.E., JONSSON, A. Y KLEVMARKEN, N.A. (1981): “The Distribution of Cohort Incomes in Sweden, 1960-1973: A Comparative Static Analysis”. Incluido en: *The Dynamics of Income*. Editado por N. Anders Klevmarken y Johan A. Lybec. Bistol, Tieto Ltd.
- CUTLER, D.M. Y KATZ, L.F. (1991): “Macroeconomic Performance and the Disadvantaged”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-75.
- DAGUM, C. (1977): “A New Model of Personal Income Distribution: Specification and Estimation”. *Économie Appliquée*. París, Tomo XXX, 3, 413-437.
- DANZIGER, S.H. Y TAUSSIG, M.K. (1979): “The Income Unit and the Anatomy of Income Distribution”. *Review of Income and Wealth*, 25, 365-375.
- DEATON, A.S. Y MUELLBAUER, J. (1986): “On Measuring Child Cost: With Applications to Poor Countries”. *Journal of Political Economy*, 94(4), 720-744.
- GARCÍA, C., MALO, M.A. Y TOHARIA, L. (2001): *La Pobreza en España. Un Análisis Crítico Basado en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE)*. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.
- JENKINS, S.P. Y LAMBERT, P.J. (1993): “Ranking Income Distributions When Needs Differ”. *Review of Income and Wealth*, 39 (4), 337-356.
- JORGENSON, D.W. Y SLESNICK, D.T. (1987): “Aggregate Consumer Behavior and Household Equivalence Scales”. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(2), 219-232.
- LAMBERT, P. (1989): *The Distribution and Redistribution of Income. A Mathematical Analysis*. Ed. Blackwell.

- (1993): *The Distribution and Redistribution of Income. A Mathematical Analysis*, 2ª ed., Manchester University Press.
- (1996): *La Distribución y Redistribución de la Renta*. Estudios de Hacienda Pública, Instituto de Estudios Fiscales. (Versión original en inglés *The Distribution and Redistribution of Income. A Mathematical Analysis*, 1993, 2ª ed., Manchester University Press).
- MCCLEMENTS, L.D. (1978): *The Economics of Social Security*. Heinemann. London.
- MCDONALD, J.B. Y RANSOM, M.R. (1979): “Functional Forms, Estimation Techniques and the Distribution of Income”. *Econometrica*, 47, 1513-1525.
- NELSON J.A. (1988): “Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence”. *Econometrica*, 56(6), 1301-1314.
- (1992): “Methods of Estimating Household Equivalence Scales and Empirical Investigation”. *Review of Income and Wealth*, 38(3), 295-310.
- (1993): “Household Equivalence Scales: Theory Versus Policy?”. *Journal of Labor Economics*, 11(3), 471-493.
- OLIVER, J., RAMOS, X. Y RAYMOND, J.L. (2001): “La mejora en la Distribución de la Renta en España, 1985-1996. Un Análisis de Robustez”. *Desigualdad, Redistribución y Bienestar: Una Aproximación a partir de la Microsimulación de Reformas Fiscales*, 355-367. Estudios de Hacienda Pública, Instituto de Estudios Fiscales.
- PARETO, V. (1897): *Course d'Economie Politique*, Vol. 2, Part 1, (Lausanne).
- PASCUAL, M. Y SARABIA, J.M. (2003): “Análisis de la Distribución de la Renta a partir de Funciones de Cuantiles: Robustez y Sensibilidad de los Resultados frente a Escalas de Equivalencia”. *Papeles de Trabajo*, 1. Instituto de Estudios Fiscales, Serie Economía (2003).
- PENA, J.B. (1993): “Distribución Personal de las Rentas Primarias por Cohortes. Efectos de la Edad sobre la Distribución”. *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza, La Distribución de la Renta*, Vol. II, 221-237.
- PERROTE, I. (2002a): “Medición de la Inequidad Horizontal: Una Aplicación al IRPF”. *X Encuentro de Economía Pública*. Tenerife 6 y 7 de Febrero de 2003.
- (2002b): “Una Descomposición de la Redistribución en sus Componentes Vertical y Horizontal: Una Aplicación al IRPF”. *Papeles de Trabajo*, 11, Instituto de Estudios Fiscales, Serie Economía.
- PICOS, F. Y GAGO, A. (2003): “La Aplicación de un Modelo Dual de IRPF para España: Metodología de Microsimulación y Avance de Resultados”. *X Encuentro de Economía Pública*. Tenerife, 6 y 7 de Febrero de 2003.
- PRIETO, J. SALAS, R. Y ÁLVAREZ, S. (2002): “Movilidad Social y Desigualdad Económica”. *Papeles de Trabajo*, 7, Instituto de Estudios Fiscales, Serie Economía.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1993): “La Distribución del Gasto en España de 1973-74 a 1980-81”. *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, Vol. II, 51-89.
- RYU, H. Y SLOTTJE, D. (1996): “Two Flexible Functional Forms for Approximating the Lorenz Curve”. *Journal of Econometrics*, 72, 251-274.
- SAHOTA, G.S. (1978): “Theories of Personal Income Distribution: A Survey”. *Journal of Economic Literature*, 16(1), 1-55.
- SALAS, R. (2001): “La Medición de la Desigualdad Económica”. *Papeles de Economía Española*, 88, 14-28.
- SALEM, A.B. Y MOUNT, T.D. (1974): “A Convenient Descriptive Model of Income Distribution: The Gamma Density”. *Econometrica*, 42, 1115-1127.
- SARABIA, J.M., CASTILLO, E. Y SLOTTJE, D. (1999): “An Ordered Family of Lorenz Curves”. *Journal of Econometrics*, 91, 43-60.
- (2001): “An Exponential Family of Lorenz Curves”. *Southern Economic Journal*, 67 (3), 748-756.
- (2002): “Lorenz Ordering Between McDonald's Generalized Functions of the Income Size Distribution”. *Economics Letters*, 75, 265-270.
- SINGH, S.K. Y MADDALA, G.S. (1976): “A Function for the Size Distribution of Incomes”. *Econometrica*, 44, 963-970.