

Documentos de Econometría Aplicada (DEA)  
Número 6. Año 1996. ISBN 84-8121-522-8  
Publicado por el Servicio de Publicaciones e Intercambio Científico de la universidad de  
Santiago de Compostela (USC) en la colección DEA, coordinada por la Profesora  
María-Carmen Guisán, Catedrática de Econometría de la USC  
Libro disponible en formato electrónico en <http://www.usc.gal/economet/documentos.htm>

## **DISTRIBUCION Y FORMACION DE RENTAS EN ESPAÑA**

**Gérard LASSIBILLE**  
Institut de Recherche sur l'Economie de l'Education  
Centre National de la Recherche Scientifique  
Université de Bourgogne  
Dijon (France)

### **INDICE**

Introducción .....	1
I. Algunos aspectos de la distribución de rentas en España .....	2
I.1. Un esbozo de algunas medidas de desigualdad .....	2
I.2. Las características de la distribución de rentas.....	4
I.3. El origen de las rentas y de las desigualdades .....	12
I.4. Los factores socio-económicos de las desigualdades: una comparación internacional....	16
I.5. La evolución de las desigualdades.....	23
II. Capital humano y formación de salarios .....	26
II.1. El marco teórico .....	27
II.2. Análisis empírico de los perfiles de rentas.....	31
II.3. Estimación de los modelos de formación de rentas .....	35
Conclusión.....	44
Notas finales.....	46
Referencias.....	50

UNIVERSIDAD DE SANTIAGO DE COMPOSTELA  
1996

## **DISTRIBUCION Y FORMACION DE RENTAS EN ESPAÑA** **Gérard LASSIBILLE**

### **Introducción**

El tema de la distribución de rentas ocupa ya desde hace tiempo un lugar importante en el campo de las ciencias sociales. Al principio, los trabajos realizados sobre el tema ponían su énfasis sobre el reparto funcional de las rentas, es decir sobre la contribución de los distintos factores de producción a la riqueza nacional. Después, este área de la ciencia económica se desarrolló considerablemente con la aparición de la teoría de la productividad marginal, y más tarde con la elaboración de los modelos de crecimiento. Sin embargo nuestro propósito no es tratar aquí la distribución de las rentas en España bajo esos aspectos, pues el análisis del reparto de la riqueza entre los principales agregados que la componen tiene poco interés en nuestros días. En realidad nuestro objetivo es abandonar la hipótesis de homogeneidad de los factores de producción que está implícita en los trabajos clásicos sobre la distribución, para resaltar y explicar, a la luz de las teorías económicas en vigor, las diferencias individuales de rentas que existen en la sociedad española.

Nuestro trabajo se divide de manera bastante natural en dos partes. En la primera, analizamos la distribución y las desigualdades de rentas que existen entre los hogares españoles. Aunque nuestro enfoque no se limita, como se ha hecho en otros trabajos al respecto, en un análisis estadístico clásico de los hechos, sino que intenta aportar elementos empíricos en unos campos hasta ahora poco investigados en España. Se estudia en particular las grandes características de la distribución personal de rentas. Aquí, el objetivo es medir las desigualdades de rentas bajo distintos enfoques, identificar los principales factores socioeconómicos que determinan la posición de los individuos en la distribución de rentas e interpretar la evolución reciente de la repartición, refiriéndose, en particular, a los cambios demográficos que ha vivido la sociedad.

Mientras que la primera parte de este trabajo se interesa por la distribución de la renta familiar total, la segunda pone su énfasis en la fracción más importante de los recursos de los hogares, es decir en los ingresos que éstos obtienen de su trabajo mercantil, para explicar en definitiva el proceso de formación de este tipo de rentas. El estudio de la distribución personal de los salarios es el centro de esta segunda parte. Su objetivo es confrontar la teoría del capital humano con hechos nuevos, para verificar su validez. Una vez recordados los fundamentos de esta teoría, procedemos al análisis empírico de los perfiles edad-rentas de la población asalariada masculina y a la estimación de las distintas versiones del modelo de ganancias, con el fin de evaluar el rendimiento de las inversiones escolares y profesionales en España.

Los elementos empíricos que desarrollamos a lo largo de este trabajo se han extraído de la encuesta de Presupuestos Familiares de 1980-81, realizada por el Instituto Nacional de Estadística. La utilización de tal información nos permite presentar aquí un análisis coherente y homogéneo de la distribución personal de rentas en la sociedad española ofreciéndonos, al mismo tiempo, las garantías necesarias para una verificación adecuada de los efectos del capital humano.

## **I. ALGUNOS ASPECTOS DE LA DISTRIBUCION DE RENTAS EN ESPAÑA**

Esta primera parte se inscribe en la tradición de los numerosos trabajos extranjeros llevados a cabo sobre el tema de la distribución de rentas (ver por ejemplo, Blinder, 1980, Heckman y Michael, 1982, o Kakwani, 1980) y tiene por objetivo analizar las desigualdades de rentas en la sociedad española de la década de los ochenta, bajo diferentes ángulos complementarios.

En una primera sección, se ilustran las propiedades teóricas de los índices que se utilizan habitualmente para determinar la naturaleza de una distribución. La segunda y tercera sección destacan las principales características de la repartición de las rentas en España. Se trata en particular de apreciar, desde un punto de vista transversal, la amplitud de las desigualdades en la sociedad de los ochenta, de estimar éstas a lo largo del ciclo de vida de los hogares y de medir la influencia de las distintas fuentes de recursos familiares<sup>1</sup> en las desigualdades totales de rentas.

El cuarto epígrafe analiza las posiciones ocupadas por los individuos en la distribución de rentas, intentando aislar los principales factores que determinan su emplazamiento. Pero la originalidad de esta parte va más allá de este simple objetivo, puesto que se trata sobre todo de comparar la situación de España con la de otros países de Europa dónde se han efectuado análisis similares. En la quinta sección, se analiza la evolución pasada de las desigualdades de rentas, refiriéndonos de manera explícita a las transformaciones demográficas que ha experimentado la sociedad española, en la medida en que ellas afectan de manera evidente a la distribución de recursos de los hogares.

### **I.1. Un esbozo de algunas medidas de desigualdad**

La medida de las desigualdades de rentas ha sido ampliamente tratada en la literatura económica (ver por ejemplo Atkinson, 1970, o Sen, 1973). Nuestro propósito no es entrar aquí en el detalle de los desarrollos teóricos que se han producido últimamente en este campo, sino más bien recordar las definiciones y las características principales de los indicadores que empleamos para medir las desigualdades de rentas.

El análisis empírico de la distribución de rentas que ofrecemos a continuación se basa en dos categorías distintas de indicadores de desigualdad. La primera agrupa lo que se conoce como medidas objetivas o positivas de desigualdad; se trata más bien de índices estadísticos de dispersión que se relacionan implícitamente con funciones de bienestar social específicas<sup>2</sup>. La segunda categoría de indicadores se refiere a las medidas de entropía basadas en la teoría de la información (Theil, 1967)<sup>3</sup>.

Dentro del primer tipo de índices, el coeficiente de variación relativiza la desviación estándar de la distribución de rentas ( $\sigma$ ) respecto a su media aritmética ( $\mu$ ). Es decir que tenemos:

$$CV(Z) = \sigma/\mu$$

Una segunda medida la constituye la variancia del logaritmo de las rentas, que se define de la manera siguiente:

$$\text{Var}(\ln Z) = (1/N)\sum \ln(Z_i/\mu^*)^2$$

en la cual la cantidad  $\mu^*$  representa la media geométrica de las rentas que viene dada por:

$$\mu^* = (\prod Z_i)^{-1/N}$$

y N es el número de observaciones.

La utilización de este índice se justifica por el hecho de que la distribución del logaritmo de las rentas sigue aproximadamente una ley normal. Y como tal función está completamente caracterizada por su media y su desviación estándar, la variancia del logaritmo de las rentas constituye lógicamente una medida legítima de las desigualdades entre los hogares.

El índice de Gini (G) es el tercer indicador objetivo de desigualdad que empleamos aquí. Relativiza la media de las diferencias absolutas entre todos los pares de rentas, respecto a la media de la distribución. Así tenemos:

$$G(Z) = (1/2N^2\mu)\sum\sum |Z_i - Z_j|$$

En el caso de que las rentas individuales estén clasificadas por orden creciente, o sea cuando:

$$Z_1 \geq Z_2 \geq \dots \geq Z_N$$

se demuestra que esta medida se puede también expresar de la manera siguiente<sup>4</sup>:

$$G(Z) = 1 + (1/N) - (2/N^2\mu)(Z_1 + 2Z_2 + \dots + NZ_N)$$

El valor del índice de Gini está comprendido entre 0 (caso de una situación de igualdad perfecta) y 1 (caso de una situación de desigualdad total)<sup>5</sup>. Además tiene una interpretación geométrica directa, puesto que es igual a la superficie comprendida entre la curva de concentración de Lorenz y la línea de equidistribución de las rentas, dividida por el triángulo situado debajo de esta misma línea.

Los indicadores de desigualdad basados en la teoría de la información (Theil, 1967) se expresan, por su parte, de la manera siguiente:

$$\ln(\mu/\mu^*) \quad T_c(Z) = \begin{cases} (1/Nc(c-1))\sum((Z_i/\mu)^c-1) & c = 0,1 \\ (1/N)\sum(Z_i/\mu)\ln(Z_i/\mu) & c = 1 \\ c = 0 \end{cases}$$

El análisis empírico de la distribución de rentas que efectuamos a continuación se basa en la determinación del índice  $T_0$  de Theil. Tal elección se justifica por el hecho de que respecto a los otros indicadores del mismo género, aquél tiene la ventaja de ser fácilmente descomponible y porque además es utilizado en los estudios internacionales que invocamos para comparar la situación de España.

Según van Praag (1977), la mayoría de los índices que acabamos de describir están muy relacionados entre sí, en la medida en que se expresan aproximadamente como una función de la variancia del logaritmo de las rentas. Sin embargo, a pesar de sus similitudes, cada indicador posee unas peculiaridades propias y resume de manera algo distinta las características de la distribución. Así, respecto a los demás indicadores que hemos señalado, el coeficiente de variación es particularmente sensible a los valores extremos de la distribución de rentas. Por su parte, la variancia del logaritmo de las rentas no recoge de manera perfecta la desigualdad en los niveles de rentas más elevados. El coeficiente de Gini tiene el inconveniente de acentuar las desigualdades situadas en el centro de la distribución, mientras que el índice de Theil se muestra más afectado por los valores de rentas más elevados y da cuenta aproximadamente del mismo nivel de desigualdad que la variancia del logaritmo de las rentas<sup>6</sup>.

Además de estas propiedades, hay que señalar que los indicadores que hemos descrito son independientes de la media de la distribución, lo cual implica que un aumento proporcional de todas las rentas deja inalterado el grado de desigualdad, o dicho de otra manera que este último no depende del nivel de rentas sino más bien de la distribución de éstas.

A la excepción de la variancia del logaritmo de las rentas, todos los índices anteriores de desigualdad satisfacen la ley de Pigou-Dalton, según la cual la transferencia de una renta de un individuo rico hacia otro más pobre debe traducirse por una disminución de la desigualdad - y por consiguiente por un descenso del indicador correspondiente - a condición, sin embargo, de que la transferencia no sea demasiado importante como para alterar la posición de los individuos<sup>7</sup>.

## I.2. Las características de la distribución de rentas

Por motivos de disponibilidad de información, nuestro interés se concentra aquí en las rentas monetarias anuales de las familias, por lo que se excluye del análisis los recursos en especie que pueden percibir las mismas. Según la definición del INE (1983), éstos últimos se componen de los elementos siguientes:

- Salario en especie.
- Comidas gratuitas en el lugar de trabajo
- Autoconsumo y autosuministro.

- Alquiler neto imputado por la vivienda principal o secundaria cedida gratuitamente por razón de trabajo.
- Alquiler neto imputado por la vivienda principal o secundaria cedida gratuitamente por otros hogares o por instituciones.
- Alquiler neto imputado por la vivienda principal o secundaria en propiedad.
- Ingresos extraordinarios no monetarios.

Con el fin de dar una idea de la importancia de las sumas que se ocultan detrás de estos conceptos, la tabla 1.1 que viene a continuación descompone los recursos totales de las familias, en función del origen monetario o no monetario de las rentas que reciben. Las cifras presentadas aquí muestran que el 86% de las rentas percibidas por los aproximadamente 10 millones de hogares españoles, durante los doce meses anteriores a la fecha de realización de la encuesta<sup>8</sup>, son de origen monetario. Dicho de otra manera, los recursos en especie que ignoramos constituyen menos del 14% de las rentas de las familias, lo que representa para un hogar medio alrededor de 100.000 pesetas al año<sup>9</sup>.

Tabla 1.1  
Ingresos monetarios y no monetarios

	Ingresos totales		Ingresos por hogar	
	en millones ptas	en %	en ptas	en %
Ingresos monetarios	6.642.266	86,22	662.588	86,22
Ingresos no monetarios	1.061.631	13,78	105.901	13,78
Ingresos totales	7.703.897	100,00	768.489	100,00

Las rentas monetarias que consideramos aquí están netas de impuestos y de otros pagos asimilados, tales como las cotizaciones a la Seguridad Social, los desembolsos a las mutualidades de afiliación obligatoria o los pagos en conceptos de derechos pasivos. Según la definición del INE (1983) adicionan los conceptos siguientes:

- Ingresos por trabajo por cuenta ajena y/o propia.
- Ingresos por rentas del capital y de la propiedad.
- Ingresos por transferencias regulares.
- Ingresos monetarios extraordinarios<sup>10</sup>.

Para dar una idea general de la distribución de este conjunto de rentas, la tabla 1.2 describe los ingresos correspondientes a cada cuartil de hogares<sup>11</sup>.

Tabla 1.2  
Descripción de los ingresos correspondientes  
a las cuartilas de hogares

	Primera	Segunda	Tercera	Cuarta
% de ingresos percibidos	8,19	16,32	25,59	49,90
Ingresos medios	222.533	446.010	674.221	1.242.903
Ingresos máximos	345.600	550.000	821.254	9.350.058
Ingresos por persona	108.793	148.214	193.677	326.977
Ingresos por perceptor	181.042	310.916	430.514	645.611
% de personas	17,15	23,75	27,60	31,51
% de perceptores	19,25	22,41	25,36	32,98

Los datos de esta tabla destacan aparentemente una gran desigualdad en el reparto de la renta. En efecto, las familias que pertenecen a la primera cuartila de la distribución, es decir el 25% de los hogares más pobres de España, reciben solamente el 8% de las rentas monetarias totales, mientras que las familias de la última cuartila, o sea el 25% de los hogares más ricos, se atribuyen ellas solas casi el 50% de éstas, es decir más de 6 veces lo que corresponde a las familias de la primera cuartila. Según nuestros cálculos, más de la mitad de los hogares españoles disponen de una renta inferior a la media observada<sup>12</sup>. Los más pobres perciben en términos medios apenas 225.000 pesetas al año, es decir tres veces menos que la familia española tipo, y casi seis veces menos que la media de los hogares más ricos. Mientras que estos últimos declaran unos ingresos que pueden alcanzar hasta 14 veces la renta media, los más modestos no pueden esperar disponer de más de la mitad de ésta.

En base a estos resultados, no cabe duda que las diferencias de rentas existentes en la sociedad española en ese período eran muy importantes. Sin embargo, la toma en consideración de otros hechos atenúan sensiblemente este grado de desigualdad.

En primer lugar, aparece que el tamaño de las familias ricas supera de forma apreciable al de las más pobres. En efecto, mientras que los hogares de la primera cuartila agrupan el 17% de las personas, los de la última reúnen casi el 32% de éstas. En estas condiciones, si se ajustan las rentas de los hogares por su número de miembros, las diferencias constatadas anteriormente disminuyen de manera no desdeñable, puesto que la relación de 1 a 6 que hay entre el nivel de rentas de los más pobres y el de los más ricos se reduce aproximadamente en la proporción de 1 a 3, si adoptamos este otro criterio de valoración<sup>13</sup>.

En segundo lugar, el número de personas que contribuye al mantenimiento del hogar es mayor en las familias ricas que en las demás. En efecto, según los datos de la tabla 1.2 anterior, los hogares que pertenecen a la primera cuartila de la distribución cuentan con el 19% del número total de perceptores de ingresos que existen en España, mientras que los de la última

reúnen casi el 33% de este efectivo. Ahora bien, si relativizamos las rentas de los hogares por esta variable, los ingresos de los ricos son aproximadamente 4 veces superiores a los de los pobres<sup>14</sup>.

La argumentación que acabamos de presentar demuestra, que a partir de los mismos datos, se pueden valorar las diferencias que existen entre los dos extremos de la distribución de rentas por una razón comprendida entre 3 y 6. A la vista de este resultado, hay que preguntarse naturalmente qué cifra caracteriza realmente la repartición de los ingresos en España. La respuesta a tal interrogante es sin duda alguna difícil de formular. En efecto, la estandarización de las rentas de las familias por el número de sus miembros toma normalmente en cuenta las necesidades vitales de los hogares y por eso tal cómputo puede parecer más satisfactorio. Sin embargo, si la elección del tamaño familiar es voluntario, es decir si los hogares ricos expresan conscientemente una demanda mayor de niños y si las familias pobres revelan libremente una demanda menor, no hay por qué deflacionar las rentas por el número de personas, puesto que en este caso se puede considerar que la utilidad de las familias no depende solamente de su nivel de rentas sino también de la presencia de los hijos. La estandarización de las rentas del hogar por su número de perceptores de ingresos obedece aparentemente a una lógica similar. En efecto, si se considera que la demanda de trabajo es lo suficientemente importante como para no desanimar a la oferta, y si se supone por consiguiente que los individuos eligen voluntariamente el situarse o no en el mercado de trabajo, el nivel de sus rentas familiares expresa en cierta medida su preferencia por el trabajo remunerado y en este caso la relativización de las rentas familiares por el número de perceptores de ingresos no se revela oportuna.

Frente a las dificultades de cuantificación que acaban de señalarse, una manera simple de tener una idea del nivel de desigualdad de las rentas consiste en comparar, en base a un criterio similar de valoración de los ingresos, la situación de España con la de otros países, suponiendo que la demanda de niños y la oferta de trabajo de los miembros del hogar se fundamentan, en cada país, sobre los mismos determinantes<sup>15</sup>.

Incluso cuando se admite tal hipótesis, un análisis comparativo a nivel internacional plantea numerosos problemas. En efecto, en muchos casos, las definiciones que se ocultan detrás del concepto de rentas difieren de un país a otro. Por otra parte, las medidas de desigualdad disponibles no coinciden siempre en el tiempo, lo cual quita naturalmente valor al intento de comparación. El trabajo realizado por van Weeren y van Praag (1984) sobre muestras representativas de hogares que viven en Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Gran Bretaña, Italia y los Países Bajos ofrece, sin embargo, las garantías necesarias para una comparación internacional válida con España. En efecto, la situación de las familias que pertenecen a este conjunto de países se observa en el año 1979, o sea en una fecha muy próxima a la de realización de la encuesta de Presupuestos Familiares del INE que analizamos. Por otra parte, el estudio al que aludimos toma en cuenta un concepto de ingresos similar al que consideramos aquí, puesto que se refiere, él también, al nivel de rentas monetarias anuales netas por hogar.

La tabla 1.3 siguiente reproduce el valor de los índices de desigualdad obtenidos por van Weeren y van Praag en cada uno de los países mencionados anteriormente, a los cuales se ha añadido las medidas referentes a España. Esta tabla indica además el valor del PNB per cápita de los países en el año 1980 (designado PNB80), que viene cifrado en dólares de Estados

Unidos, y la tasa de crecimiento anual real de aquél a lo largo del período 1970-1980 (denominado  $r_{70-80}$ ).

Tabla 1.3  
Índices de desigualdad y nivel de rentas en algunos países

	CV(Z) <sup>2</sup>	Var(lnZ)	G(Z)	T <sub>0</sub> (Z)	PNB80	$r_{70-80}$
Alemania	nd	0,229	nd	0,108	13272	7,47
Bélgica	”	0,263	”	0,123	12177	7,93
Dinamarca	”	0,331	”	0,155	12634	6,31
Francia	”	0,326	”	0,155	12389	7,48
Gran Bretaña	”	0,189	”	0,090	9522	7,05
Italia	”	0,303	”	0,146	8092	5,82
Países Bajos	”	0,182	”	0,093	1957	8,25
España	0,508	0,493	0,348	0,255	5602	9,10

Según estos resultados, Gran Bretaña, los Países Bajos y Alemania se caracterizan por un nivel comparativamente bajo de desigualdad, mientras que Bélgica, Italia, Francia y Dinamarca tienen un grado de desigualdad mayor. En comparación con España, la repartición de las rentas es indiscutiblemente mucho más igualitaria en estos países<sup>16</sup>; en efecto, se puede estimar, por ejemplo, que las desigualdades son casi tres veces menores en Gran Bretaña, o son entre 50 y 65% más débiles en Francia. Desde un punto de vista estático, estos hechos corroboran, en cierta medida, la hipótesis avanzada por Kuznets (1973) según la cual el reparto de la renta es tanto más equitativo cuanto más elevada es la renta del país. En efecto, se observa que las economías con un PNB per cápita bajo, como es el caso de España o de Italia, tienen unos índices de desigualdad comparativamente importantes, mientras que los países más ricos, como Alemania, Dinamarca o Bélgica por ejemplo, ostentan un nivel de desigualdad mucho menor. Desde un punto de vista ahora dinámico, estos hechos demuestran también que la distribución de la renta es tanto más desigual cuanto más elevada es la tasa de crecimiento económico del país, lo que implica, en otros términos, que los beneficios generados por el proceso de crecimiento no se reparten de manera equitativa dentro de la población<sup>17</sup>.

Al igual que en la mayoría de los trabajos empíricos realizados sobre el tema, los índices de desigualdad anteriores se basan en observaciones transversales de los ingresos anuales de los hogares. La utilización de tales informaciones plantea según toda evidencia varios problemas. En primer lugar, un período de observación de un año constituye sin duda alguna un lapso de tiempo muy corto para posicionar de manera significativa a las familias en la distribución de las rentas. En segundo lugar, los perfiles edad-rentas de los hogares no son planos (gráfico 1.2), lo cual implica que una parte de las desigualdades, medidas a partir de datos transversales, se debe al simple hecho de que las familias se observan en distintas fases de su ciclo de vida y que sus recursos cambian de manera substancial con su edad<sup>18</sup>.



Gráfico 1.2  
Perfil por edad de las rentas familiares

Para resolver este último problema, Paglin (1975) propone una descomposición del índice de Gini que aparentemente permite eliminar las desigualdades que se deben al ciclo de vida. La desagregación consiste en construir una curva de Lorenz hipotética, suponiendo que las familias de una misma edad tienen la misma renta<sup>19</sup>. El área comprendida entre esta curva y la línea de equidistribución tradicional representa el grado de desigualdad atribuible a la relación que existe entre la renta y la edad de los hogares. Este tipo de desigualdad se mide por un coeficiente conocido en la literatura bajo el nombre de Edad-Gini. Deduciendo el valor de este índice del coeficiente de Gini, denominado a continuación índice de Lorenz-Gini, se obtiene el índice de Paglin-Gini que intenta medir las desigualdades corregidas del efecto del ciclo de vida<sup>20</sup>.

La tabla 1.4 que viene a continuación reproduce las informaciones necesarias para la determinación del índice Edad-Gini. Con arreglo a estos datos agregados según la generación de pertenencia del sustentador principal, se puede estimar que el valor de este indicador es del orden de 0,095 en el caso español. El índice de Paglin-Gini correspondiente es por consiguiente de 0,241, lo cual implica que este estadístico conduce a minorar en un 30% las desigualdades medidas a través del índice de Lorenz-Gini<sup>21</sup>.

Tabla 1.4  
Elementos de cálculo del índice Edad-Gini

Grupo de edad	Renta media en ptas	Número de hogares	Renta total en millones	% acumulado de hogares	% acumulado de rentas
>65 años	410656	1937886	795804	19,398	12,066
<25 años	619288	250453	155102	21,905	14,418
55-64 años	650165	1838183	1195123	40,305	32,538
35-44 años	736483	2062995	1519361	60,955	55,574
45-54 años	750686	2358089	1770183	84,559	82,413
25-34 años	751945	1542730	1160048	100,000	100,000

A pesar de su interés conceptual, el índice de Paglin-Gini presenta sin embargo numerosos inconvenientes. En efecto, se demuestra (ver, Bhattacharya y Mahalanobis, 1967 y Danziger, Haveman y Smolensky, 1977) que tal estadístico no consigue corregir exactamente las desigualdades debidas al efecto de la edad, pues en realidad el índice de Paglin-Gini recoge en parte las desigualdades existentes en cada generación de hogares, y depende tanto de las diferencias de rentas entre cada grupo de edad, como de la distribución de las familias en cada cohorte.

Una manera de resolver los problemas planteados por el cálculo anterior consiste en medir las desigualdades de rentas a lo largo del ciclo de vida, lo cual tiene además la ventaja de eliminar de la medida la aleatoriedad debida a la observación de las rentas en un año dado. El inconveniente de tal procedimiento reside sin embargo en la falta de datos adecuados, ya que son inexistentes las informaciones acerca a la evolución de las rentas de los hogares en cada etapa del ciclo vital. Una forma de esquivar este problema consiste en simular, a partir de la distribución transversal de ingresos, el nivel de rentas de los hogares a lo largo de su ciclo vida. La tabla 1.5 que viene a continuación reproduce, para el caso español, el valor del índice de Gini utilizando tal procedimiento de evaluación de las rentas<sup>22</sup>. En nuestro cálculo, los ingresos por edad son imputados a partir de una ecuación econométrica simple de rentas, en la cual se especifica la edad y el nivel de educación del cabeza de familia. El espectro de rentas se estima suponiendo una esperanza de vida de 75 años y una edad de entrada en la vida activa igual a la edad teórica de finalización de los estudios del sustentador principal. El índice de Gini que se calcula a partir de estos datos simulados recoge las desigualdades en las rentas actualizadas de los hogares (denominadas  $Z^*$ ), que se expresan de la manera siguiente:

$$Z^* = \sum_{t=t_a}^{75} Z_t / (1+i)^t$$

sabiendo que  $t_a$  representa la edad de entrada en la vida activa del sustentador principal,  $Z_t$  es el nivel de ingresos que se imputa a la familia en la etapa  $t$  de su ciclo de vida, e  $i$  simboliza el valor de la tasa de actualización considerada en la evaluación<sup>23</sup>.

Tabla 1.5  
Desigualdades a lo largo del ciclo de vida

Tasa de actualización	$G(Z^*)$
0%	0,186
3%	0,216
5%	0,229
8%	0,242
10%	0,247

Estos resultados indican que el grado de desigualdad es menor cuando se considera la distribución de las rentas a lo largo del ciclo de vida que cuando se contempla ésta en el transcurso de un año dado (ver tabla 1.3). En efecto, se puede estimar que la distribución de las rentas, actualizadas a lo largo del ciclo vital, se caracteriza por un índice de Gini que varía, según la tasa de interés elegida, entre 0,186 y 0,247, lo cual corresponde a una disminución del grado de desigualdad comprendida entre 46 y 29%, respecto a la medida basada en una observación anual de las rentas. Tal resultado está conforme con las conclusiones obtenidas en otros trabajos empíricos (ver por ejemplo Blinder, 1974 o Lillard, 1977) y se explica naturalmente por el doble hecho de que el procedimiento de análisis utilizado aquí suaviza las fluctuaciones de los ingresos anuales, y de que asimismo el cálculo toma en cuenta la evolución de las rentas en cada etapa de la vida de las familias.

### I.3. El origen de las rentas y de las desigualdades

Como hemos señalado anteriormente, las rentas monetarias de los hogares adicionan los conceptos siguientes:

- Ingresos por trabajo por cuenta ajena y/o propia.
- Ingresos por rentas del capital y de la propiedad.
- Ingresos por transferencias regulares.
- Ingresos monetarios extraordinarios.

De estas cuatro fuentes de rentas, la primera es la más importante. En efecto, como lo indica la tabla 1.6 siguiente, las rentas del trabajo, que se elevan en términos medios a 540.000 pesetas al año, representan más de las tres cuartas partes de los recursos monetarios totales de los hogares españoles; además, el 79% de las familias tienen por lo menos un miembro que contribuye al mantenimiento del hogar por medio de este tipo de ingreso. Las rentas del capital y de la propiedad constituyen, por su parte, menos del 2% de los recursos de las familias<sup>24</sup>, lo que representa para un hogar medio un poco más de 11.000 pesetas anuales; según los datos ponderados de la tabla 1.6, que probablemente infravaloran la importancia de tal fuente de ingresos, solamente el 5% de las familias perciben rentas de este tipo. Por lo que se refiere ahora

a las transferencias, éstas son, por su importancia, la segunda fuente de ingresos de los hogares. Según nuestros datos, una familia media recibe a título de este concepto 110.000 pesetas al año, lo que corresponde al 17% de su renta monetaria total; además el 40% de los hogares perciben rentas de esta categoría, lo cual supone para el conjunto de la sociedad un gasto total en concepto de transferencias de alrededor de 1,1 billón de pesetas. Por último, los ingresos extraordinarios<sup>25</sup> representan un poco más de 0,5% de las rentas monetarias totales de las familias españolas; según los datos de la encuesta de Presupuestos Familiar e de 1980-81, el 3% de los hogares perciben ingresos de este tipo.

Tabla 1.6  
Ingresos monetarios según su procedencia

	Ingresos totales en millones de ptas	Ingresos por hogar		% de hogares que perciben
		en ptas	en % total	
Trabajo	5.381.110	536.783	81,01	79,28
Capital	111.681	11.141	1,68	5,10
Transferencias	1.105.361	110.263	16,64	39,96
Extraordinarios	44.115	4.401	0,67	2,93
Ingresos totales	6.642.266	662.588	100,00	100,00

Si nos fijamos ahora en la distribución de estas fuentes de ingresos (tabla 1.7), todos los indicadores concuerdan en demostrar que las rentas del trabajo y los ingresos de transferencias se distribuyen de manera mucho más igualitaria que las rentas del capital y los ingresos de carácter excepcional<sup>26</sup>.

Tabla 1.7  
Índices de desigualdad de las rentas monetarias según su procedencia

	CV(Z) <sup>2</sup>	Var(lnZ)	G(Z)	T <sub>0</sub> (Z)
Trabajo	0,848	8,684	0,462	2,730
Capital	98,406	5,531	0,983	8,423
Transferencias	2,806	36,454	0,727	6,692
Extraordinarios	176,694	3,313	0,969	7,989
Ingresos totales	0,508	0,493	0,348	0,255

Pero más allá de esta observación simple, hay que preguntarse naturalmente cual es la influencia de estas cuatro fuentes de ingresos sobre el grado de desigualdad de las rentas totales de los hogares. Para contestar a tal interrogante hacemos referencia a la descomposición del índice de Gini propuesta por Lerman y Yitzhaki (1985) que generaliza, en cierta medida, las aportaciones de otros autores sobre este tema (ver Kakwani, 1977 y Shorrocks, 1982).

Siguiendo a Stuart (1954) podemos definir el índice de Gini de la manera siguiente:

$$G(Z) = (2/\mu)\text{Cov}(Z, F_Z)$$

en la cual  $\mu$  representa la media de la distribución de las rentas y  $\text{Cov}(Z, F_Z)$  simboliza la covariancia entre el nivel de la renta,  $Z$ , y la función de distribución,  $F_Z$ , de esta variable.

Suponiendo ahora que la renta se compone de  $k$  elementos, de modo que:

$$Z = \sum Z_k$$

y teniendo en cuenta las propiedades aditivas de la covariancia, el coeficiente de Gini anterior se puede también escribir de la forma siguiente:

$$G(Z) = (2/\mu)\sum \text{Cov}(Z_k, F_Z)$$

en la cual  $\text{Cov}(Z_k, F_Z)$  representa la covariancia entre la fuente  $Z_k$  de rentas y la función de distribución de los ingresos totales.

Si dividimos y multiplicamos, en la expresión precedente, cada tipo de renta  $k$  por su media  $\mu_k$ , así como por su covariancia con la función de distribución  $F_{Z_k}$ , o sea por  $\text{Cov}(Z_k, F_{Z_k})$ , obtenemos la descomposición de Lerman y Yitzhaki siguiente:

$$G(Z) = \sum (\text{Cov}(Z_k, F_Z) / \text{Cov}(Z_k, F_{Z_k})) (2\text{Cov}(Z_k, F_{Z_k}) / \mu_k) (\mu_k / \mu)$$

que podemos escribir también:

$$G(Z) = \sum R_k G_k S_k$$

sabiendo que  $R_k$  es el coeficiente de correlación de Gini entre la componente de renta  $k$  y la renta total  $Z$ <sup>27</sup>,  $G_k$  representa el índice de Gini relativo a la fuente  $k$  de ingresos y  $S_k$  mide la importancia relativa de esta componente en la renta total del hogar.

Así, según esta fórmula, la contribución de un tipo de renta a la desigualdad total es igual al índice de desigualdad de esta componente, multiplicado por la fracción que representa en el total de renta y por su correlación de rango con la renta total. A partir de la expresión anterior, se demuestra que el efecto marginal de una variación en porcentaje de la fuente de ingresos  $k$  (denominada  $e_k$ ) sobre el índice de Gini,  $G(Z)$ , es igual a:

$$\delta G(Z) / \delta e_k = S_k (R_k G_k - G(Z))$$

lo que se puede también expresar como proporción de este índice  $G(Z)$ , de la manera siguiente:

$$(\delta G(Z) / \delta e_k) / G(Z) = (S_k R_k G_k / G(Z)) - S_k^{28}$$

La tabla 1.8 reproduce el resultado de esta descomposición para las cuatro fuentes de rentas que consideramos aquí. Los cálculos se han efectuado observando el montante de estos tipos de ingresos en 20 submuestras de hogares clasificados según la importancia de sus rentas totales<sup>29</sup>. La expresión  $\text{Cov}(Z_k, F_{Z_k})$  viene determinada calculando la covariancia entre los

valores medios de  $Z_k$  así obtenidos y los valores acumulados del porcentaje  $F_{Zk}$  que representan aquellos en el total de la renta de tipo  $k$ . Para determinar  $Cov(Z_k, F_Z)$  se calcula la covariancia entre los valores medios de las componentes de ingresos  $k$  y los valores acumulados del porcentaje  $F_Z$  de las rentas totales que les corresponden.

Tabla 1.8  
Contribución de los distintos tipos de rentas  
a las desigualdades totales

	$R_k G_k S_k / G$	$(\delta G / \delta e_k) / G$
Trabajo	0,9940	0,1791
Capital	0,0112	0,0002
Transferencias	-0,0114	-0,1714
Extraordinarios	0,0062	0,0001
Ingresos totales	1,0000	-

Según nuestros resultados, las rentas del trabajo, los ingresos del capital y de la propiedad, así como las rentas extraordinarias contribuyen a aumentar las desigualdades, mientras que los ingresos por transferencias ejercen sobre éstas una influencia negativa bastante importante. Así, se puede predecir que un alza del 1% de este último tipo de renta provoca una disminución del orden del 0,17% del índice de Gini. El papel igualador de las transferencias que observamos aquí se explica por el hecho de que éstas aumentan principalmente las rentas de los más pobres. En efecto, se puede estimar que casi el 66% de las familias que pertenecen a la primera cuartila de la distribución de rentas perciben ingresos en concepto de transferencias, mientras que el 29% solamente de los hogares de la última cuartila declaran recibir tal tipo de rentas (tabla 1.9). Además, esta fuente de ingresos contribuye a aumentar en 140% las rentas antes de las transferencias de los hogares más pobres, no haciendo subir más que un 9% las rentas netas de transferencias de las familias más ricas.

Tabla 1.9  
Ingresos por transferencias según la cuartila de rentas totales

	Cuartilas			
	Primera	Segunda	Tercera	Cuarta
Hogares con transferencias (en %)	65,84	38,23	28,82	28,65
Transferencias (1)	129.738	117.740	86.690	105.634
Rentas antes de transferencias (2)	96.657	328.258	587.527	1.137.257
Rentas totales	222.395	445.898	674.217	1.242.891
$\frac{1}{2}$ (en %)	140,02	35,88	14,76	9,29

Según las informaciones de la tabla 1.8, las rentas del capital y de la propiedad explican el 1,1% solamente de las desigualdades en las rentas totales de los hogares<sup>30</sup>. Esta contribución relativamente débil está conforme con los resultados obtenidos en otros estudios (ver por ejemplo, Lerman y Yitzhaki, 1985). Se justifica, en primer lugar, por el hecho de que esta fuente de ingresos representa una fracción muy pequeña de las rentas familiares totales y, en segundo lugar, por el hecho de que se observa a partir de datos transversales, cuando se sabe que en realidad la acumulación del stock de capital varía de manera importante a lo largo del ciclo de vida de los hogares.

Las rentas del trabajo constituyen, por su parte, la fuente más importante de desigualdad entre las familias. Se puede estimar que un aumento del 1% de este tipo de ingresos origina en ella una subida del 0,18%, es decir que según nuestro cálculo, la contribución de las rentas del trabajo a las desigualdades totales es comparable al efecto redistributivo que ejercen los ingresos por transferencias.

#### I.4. Los factores socio-económicos de las desigualdades: una comparación internacional

En esta sección, nuestro propósito es abandonar la hipótesis de homogeneidad que está implícita en el enfoque que hemos desarrollado hasta ahora, para describir las posiciones ocupadas por los individuos en la distribución de rentas e identificar los principales factores socioeconómicos que determinan su situación. En este campo, la originalidad de nuestro análisis no reside tanto en la valoración de la situación española<sup>31</sup>, como en el intento de comparar ésta con la de otros países europeos, en base a los resultados obtenidos por van Weeren y van Praag (1984) en el caso de Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Gran Bretaña, Italia y los Países Bajos.

Para identificar los factores personales que contribuyen más a las diferencias observadas en cada país, descomponemos la variancia del logaritmo de las rentas declaradas, según la fórmula clásica siguiente:

$$\text{Var}(\ln Z) = (1/N) \sum_j n_j \ln(\mu_j^* / \mu^*)^2 + (1/N) \sum_j \sum_i \ln(Z_{ij} / \mu_j^*)^2$$

en la cual  $n_j$  indica el número de individuos que forman la subpoblación  $j$ ,  $Z_{ij}$  designa la renta del individuo  $i$  en el grupo  $j$ , y  $\mu_j^*$  y  $\mu^*$  representan respectivamente la media geométrica de las rentas en la subpoblación  $j$  y en el conjunto de la muestra<sup>32</sup>.

En esta expresión, el primer término del miembro de la derecha recoge la fracción de las desigualdades que se deben a las diferencias de rentas existentes entre los  $k$  grupos de la población, mientras que el segundo representa una media ponderada de las disparidades existentes en el interior de esos grupos.

De manera empírica, las desigualdades de rentas están descompuestas, en cada país, en base a las características sociales siguientes:

- la situación económica del sustentador principal, diferenciando entre el asalariado, el empresario y el inactivo.

- el nivel de educación del sustentador principal, ordenado según las cinco categorías siguientes<sup>33</sup>:
  - primer nivel: analfabetos y sin estudios en el caso de España, educación primaria en el caso de los demás países.
  - segundo nivel: educación primaria en el caso de España, educación profesional de primer grado en el caso de los demás países.
  - tercer nivel: bachillerato elemental, bachillerato superior y formación profesional en el caso de España, educación secundaria general y profesional en el caso de los demás países.
  - cuarto nivel: educación anterior al superior en el caso de España, educación profesional superior en el caso de los demás países.
  - quinto nivel: educación universitaria.
- el sexo del sustentador principal
- el número de perceptores de ingresos ordinarios en el hogar, distinguiendo en este caso los hogares con un solo perceptor, de los que tienen dos y más perceptores.
- la región geográfica de pertenencia del hogar<sup>34</sup>.
- la edad del sustentador principal, agrupada en seis clases distintas.

Antes de analizar la influencia que ejercen estos factores sobre las desigualdades de rentas, la tabla 1.10, que viene a continuación, compara las diferencias de ingresos familiares que existen en cada país, dividiendo la renta media de un colectivo poblacional dado (denominada  $Z$ .) por la de los hogares más pobres de este mismo grupo (denominada  $Z_{\min}$ ).

Tabla 1.10  
Diferencias de rentas según el país y las características del hogar  
( $Z./Z_{\min}$ )

	D	B	DK	F	GB	I	NL	E
Situación económica								
Asalariado	1,69	1,91	2,24	1,60	1,67	1,64	1,54	1,85
Empresario	1,96	2,07	1,96	1,68	1,98	1,59	1,62	1,61
Inactivo	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Nivel de educación								
primer nivel	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
segundo nivel	1,38	1,29	1,33	1,39	1,19	1,27	1,31	1,40
tercer nivel	1,62	1,57	1,27	1,26	1,18	1,52	1,58	1,98
cuarto nivel	1,60	1,45	1,03	1,42	1,21	1,82	1,81	2,56
quinto nivel	2,22	1,94	1,55	1,69	1,42	2,26	2,53	3,27
Sexo								
varón	1,61	1,54	1,82	1,46	1,48	1,34	1,62	1,50
mujer	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Nº de preceptores								
unos	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
dos y más	1,36	1,38	1,67	1,43	1,26	1,41	1,31	1,50
Región								
1	1,21	1,18	1,18	1,11	1,00	1,52	1,00	1,30
2	1,54	1,11	1,44	1,16	1,09	1,68	1,08	1,51
3	1,19	1,24	1,38	1,21	1,15	1,43	1,16	1,58
4	1,11	1,38	1,00	1,19	1,06	1,43	1,12	1,52
5	1,16	1,14	1,08	1,07	1,06	1,43	1,24	1,42
6	1,23	1,16	1,16	1,00	1,12	1,28	1,19	1,66
7	1,25	1,01	1,26	1,12	1,11	1,19	1,31	1,39
8	1,22	1,14	1,11	1,05	1,16	1,21	1,25	1,12
9	1,22	1,07	1,09	1,39	1,06	1,10	1,20	1,87
10	1,62	1,00	1,18	-	1,02	1,00	1,27	1,54
11	1,00	1,12	1,12	-	-	-	1,18	1,00
12	-	-	1,26	-	-	-	-	1,30
13	-	-	1,15	-	-	-	-	2,00
14	-	-	-	-	-	-	-	1,32
15	-	-	-	-	-	-	-	1,95
16	-	-	-	-	-	-	-	1,89
17	-	-	-	-	-	-	-	1,49
18	-	-	-	-	-	-	-	1,74

Tabla 1.10 (conclusión)  
Diferencias de rentas según el país y las características del hogar<sup>a</sup>  
(Z./Z<sub>min</sub>)

	D	B	DK	F	GB	I	NL	E
Edad								
< 25 años	1,08	1,59	1,56	1,24	1,34	1,29	1,31	1,51
25-35 años	1,62	1,99	2,25	1,68	1,59	1,63	1,44	1,83
35-45 años	1,75	2,12	2,43	1,99	1,68	1,53	1,56	1,79
45-55 años	1,63	1,94	2,11	1,76	1,60	1,61	1,48	1,83
55-65 años	1,39	1,58	1,67	1,44	1,35	1,41	1,34	1,58
> 65 años	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Nota a: Los países están representados por las siglas siguientes: D=Alemania, B=Bélgica, DK=Dinamarca, F=Francia, GB=Gran Bretaña, I=Italia, NL=Países Bajos, E=España.

Las regiones de los países, en el orden de su presentación en la tabla, son las siguientes:

Alemania: Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz, Baden-Wuerttemberg, Bayern, Berlin, Saarland.  
Bélgica: Antwerpen, Vlaams Brabant, Brussel, Walls Brabant, West-Vlaanderen, Oost-Vlaanderen, Henegouwen, Luik, Limburg, Luxemburg, Namen.

Dinamarca: Kopenhagen y Frederiksberg, Frederiksborg AMT, Roskilde AMT, Vestsjaellands AMT, Storstro/MS AMT, Fyns AMT, SO/Nderjyllands AMT, Ribe AMT, Vejle AMT, Ringko/Bing AMT, Aarhus AMT, Viborg AMT, Nordjyllands AMT.

Francia: Nord-Pas de Calais, Est, Paris Bassin-Est, Paris Bassin-Ouest, Ouest, Sud-Ouest, Rhône-Alpes, Sud-Est, Paris.

Gran-Bretaña: Scotland, Northen, North West, Yorkshire y Humberside, West Midlands, East Midlands, East Anglia, South East, South West, Wales.

Italia: Nord-West, Lombardia, Nord-Est, Emilia Romagna, Centre, Lazio, Abruzzi Molise, Campania, Sud, Sicilia y Sardegna.

Países-Bajos: Groningen, Friesland, Drenthe, Overijssel, Gelderland, Utrecht, Noord-Holand, Zuid-Holland, Zeeland, Noord-Brabant, Limburg.

España: Andalucía, Aragón, Asturias, Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla-León, Castilla-La Mancha, Cataluña, Comunidad Valenciana, Extremadura, Galicia, Madrid, Murcia, Navarra, País Vasco, Rioja (La), Ceuta y Melilla.

El examen de los resultados de dicha tabla muestra, en primer lugar, que en España los asalariados tienen una renta superior a la de los empresarios, lo que difiere de la situación observada en los otros países europeos considerados aquí, si se exceptúan Italia y Dinamarca<sup>35</sup>. Por otra parte, las diferencias de rentas entre las categorías de activos no son tan importantes en España como en Dinamarca, Bélgica, Gran Bretaña o Alemania, aunque superan de manera no desdeñable a las que se observan en Francia, los Países Bajos e Italia.

Por lo que se refiere al nivel de educación del sustentador principal, los datos de la tabla anterior indican que la renta del hogar crece de manera general con aquél<sup>36</sup>. El incremento registrado aquí aparece, sin embargo, mucho más importante en España que en cualquier otro país europeo. En efecto, según nuestras informaciones, se puede estimar

que la diferencia de renta que existe entre los dos niveles extremos de educación es del orden de 3,3 en España, mientras que en los demás países esta relación está comprendida entre 1,4 (en el caso de Gran Bretaña) y 2,3 (en el caso de Italia). Tal desproporción se debe en parte a una oferta de competencia más desequilibrada en España, lo que implica normalmente que los poseedores de un nivel de formación elevado saquen de su inversión en capital humano un rendimiento monetario comparativamente más importante. Las diferencias internacionales registradas en este campo se explican en particular por la presencia en España de un porcentaje bastante importante de personas analfabetas y sin estudios, cuando esta categoría de individuos es prácticamente inexistente en la casi totalidad de los países europeos<sup>37</sup> (tabla 1.11).

Por otra parte, dentro del conjunto de características personales del sustentador principal que consideramos aquí, el nivel de educación aparece como el factor que discrimina más a los hogares en España, y en menor medida en los Países Bajos, en Italia y en Alemania. Tal observación deja suponer que, en el resto de los países, el capital humano no actúa de manera tan determinante en el proceso de formación de las rentas y que éste viene más condicionado por factores no directamente ligados a la inversión educativa de los individuos.

Tabla 1.11  
Repartición de la población según el nivel de educación alcanzado<sup>a</sup>  
(en %)

	D	B	DK	F	GB	I	NL	E
Sin escolaridad	-	-	-	-	-	19,3	-	35,1
Primer grado			nd	nd				
- incompleto			”	”				11,8
- completo			”	”		47,4	47,0	32,7
Accedieron al segundo grado								
- primer ciclo	77,7	79,1	”	”		18,0	36,7	7,6
- segundo ciclo	8,0	13,4	”	”	89,0	11,2	9,1	5,7
Post – secundaria	4,3	7,5	”	”	11,0	4,1	7,2	7,1

Nota a: Los datos de esta tabla están extraídos de Unesco (1989). La cifra señalada por la flecha incluye los niveles de educación anterior. La situación se describe para 1970 en el caso de Alemania, 1971 en el caso de los Países Bajos, 1976 en el caso de Gran Bretaña, 1977 en el caso de Bélgica, 1981 en el caso de España y Alemania. El porcentaje reproducido en la tabla se refiere a la población de más de 25 años en los casos de Alemania, Italia, los Países Bajos y España; en el caso de Bélgica el cálculo se efectúa sobre la población mayor de 14 años y en el de Gran Bretaña sobre la población de 25 a 69 años.

En todos los países, los hogares mantenidos por una mujer tienen una renta familiar inferior a los otros. Las diferencias entre sexos son comparativamente importantes en los Países Bajos, Alemania y Bélgica; España ocupa por su parte una posición intermedia, cercana a la de Francia o a la de Gran Bretaña.

Las familias que cuentan con un solo perceptor perciben, según los países, entre 30 y 70% de las rentas disponibles por los hogares de dos o más perceptores. Según los datos de la tabla 1.10 anterior, las diferencias son más acentuadas en Dinamarca y en España que en los demás casos considerados aquí.

Desde un punto de vista espacial, hay que destacar que los desequilibrios regionales más importantes se encuentran en España y en menor medida en Italia. En el primer país, los hogares que pertenecen a la región más rica, o sea a la Comunidad de Madrid, tienen el doble de renta media que las familias de la región más pobre, es decir Extremadura. En Italia, los hogares que residen en la región más favorecida (los de Lombardía) disponen de una renta 1,7 veces mayor que los que viven en la zona más deprimida (los de Sicilia y Cerdeña). En los otros países, las diferencias regionales son por lo general mucho más atenuadas<sup>38</sup>; en efecto, la relación anterior es por ejemplo de 1,4 en Francia, Bélgica y Dinamarca, de 1,3 en los Países Bajos o de 1,2 en Gran Bretaña.

Si, por último, consideramos la edad del cabeza de familia, los datos concuerdan en mostrar que, por regla general, el perfil edad-rentas de los hogares sigue una ley en forma de J invertida, independientemente del contexto nacional al que nos refiramos<sup>39</sup>. En efecto, los recursos de las familias aumentan de manera continua con la edad del sustentador principal, pero a partir de 45 años la tendencia se invierte de manera brusca, pues los hogares que pertenecen a las generaciones mayores disponen en general de menores medios que los otros. En España, sin embargo, las rentas alcanzan su máximo antes; por otra parte, las diferencias entre las generaciones más pobres y más ricas son bastante inferiores a las que se observan en otros países como Dinamarca y Bélgica, aunque mayores a las que se constatan en los Países Bajos, en Gran Bretaña o en Francia.

Con el fin de medir la parte de las desigualdades totales que proceden de cada una de las características socioeconómicas de los hogares, la tabla 1.12 descompone la variancia del logaritmo de las rentas de cada país según la fórmula detallada anteriormente.

Tabla 1.12  
Descomposición de la variancia del logaritmo de las rentas por país  
(en %)

	D	B	DK	F	GB	I	NL	E
Situación económica								
inter.-grupos	26,64	33,84	34,74	14,72	17,46	15,18	23,08	19,07
intra-grupos	73,36	66,16	65,26	85,28	82,54	84,82	76,92	80,93
total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Nivel de educación								
inter.-grupos	17,03	22,43	87,6	10,43	63,5	21,45	28,57	20,28
intra-grupos	82,97	77,57	91,24	89,57	93,65	78,55	71,43	79,72
total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Sexo								
inter.-grupos	16,59	12,17	21,15	85,9	68,8	49,5	15,93	66,9
intra-grupos	83,41	87,83	78,85	91,41	93,12	95,05	84,07	93,31
total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Nº de preceptores								
inter.-grupos	12,23	13,69	23,87	12,27	7,41	10,56	9,34	11,76
intra-grupos	87,77	86,31	76,13	87,73	92,59	89,44	90,66	88,24
total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Región								
inter.-grupos	1,75	1,90	1,81	3,68	1,59	8,58	1,65	5,27
intra-grupos	98,25	98,10	98,19	96,32	98,41	91,42	98,35	94,73
total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Edad								
inter.-grupos	20,09	26,24	29,31	15,95	11,64	11,55	14,84	14,00
intra-grupos	79,91	73,76	70,69	84,05	88,36	88,45	85,16	86,00
total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Según estos resultados aparece que el nivel de educación del sustentador principal es el factor que contribuye más a las desigualdades de rentas en Italia, en los Países Bajos y en España, mientras que en los otros países la componente capital humano tiene generalmente una influencia secundaria en las explicaciones de las disparidades observadas entre los hogares. Naturalmente, tal conclusión no tiene nada de sorprendente, cuando se recuerda que las diferencias de rentas que existen entre grupos de población de distintos niveles son muy acentuadas en aquel primer grupo de países. Pero más allá de estos hechos, la observación anterior deja suponer que la aplicación de una política de expansión de la educación, en los países que tienen un stock de capital humano endeble, sería capaz de mejorar el reparto de las rentas. No obstante, este resultado no se produciría sin el cumplimiento previo de ciertas condi-

ciones. En primer lugar, el papel reductor de dicha política de expansión no sería efectivo más que si las desigualdades frente a la educación no aumentaran con la aplicación de ésta. En segundo lugar, la política de expansión de la educación podría acompañarse de una disminución del nivel de desigualdad en las rentas, solamente si el exceso de oferta de trabajo cualificado que resultara de aquella política fuera lo suficientemente importante como para que los salarios de los más educados bajaran y se redujeran las diferencias de rentas con los menos educados (ver, Knight y Sabot, 1983).

En lo referente ahora a la situación de empleo del cabeza de familia, los resultados de la tabla anterior indican que ésta es la característica que genera más desigualdades en Alemania, Bélgica, Dinamarca y Gran Bretaña, mientras que en Francia, Italia, los Países Bajos y España este factor viene en segundo lugar, con una contribución a las desigualdades totales comprendida entre 15 y 23%.

El sexo del sustentador principal y el número de perceptores de ingresos tienen una importancia relativa bastante distinta en cada país. En efecto, se puede estimar que en España y en Italia el primero de estos factores explica entre el 5 y el 6% de las desigualdades totales, mientras que esta proporción es por ejemplo del 21% en Dinamarca y aproximadamente del 16% en los Países Bajos y en Alemania. Por lo general, el número de perceptores de ingresos contribuye más a las desigualdades totales. En España y en Italia por ejemplo este factor recoge entre el 11 y el 12% de aquellas, y en Dinamarca esta proporción es del 24%.

Por su parte, las diferencias de rentas por regiones explican un pequeño porcentaje de las desigualdades totales. En efecto, en seis de los ocho países considerados aquí, o sea Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Gran Bretaña y los Países Bajos, la dimensión espacial de los ingresos familiares contribuye, en términos medios, en algo más del 2% a las desigualdades totales de las rentas. En España y en Italia esta proporción es sin embargo mucho mayor, puesto que, según nuestros cálculos, se puede estimar en el 5 y el 9% respectivamente.

Por último, las diferencias de rentas por edad son las que más explican las desigualdades totales en Francia. En Alemania, Bélgica, Dinamarca y Gran Bretaña este factor viene en segunda posición, detrás de la categoría socioeconómica del sustentador principal. En España y en Italia, la edad tiene menos importancia todavía; la contribución de este factor es, en efecto, sensiblemente igual a la que tiene el número de perceptores de ingresos ordinarios.

## **I. 5. La evolución de las desigualdades**

Si nos referimos a los datos brutos de las dos encuestas de Presupuestos Familiares del INE<sup>40</sup> de 1973-74 y 1980-81, aunque tal vez no ofrezcan todas las garantías necesarias para una comparación rigurosa de los hechos en el tiempo, la renta media de los hogares españoles aumentó, en términos reales, un 18,4% entre ambas fechas (tabla 1.13). Sin embargo, mientras que el nivel general de la renta crece entre estas dos fechas, el reparto de los recursos tiende aparentemente a ser menos equitativo. En efecto, el valor del coeficiente de Gini pasa de 0,354 en 1973-74 a 0,372 en 1980-81, es decir que, según este índice, las desigualdades de rentas aumentaron alrededor del 5% a lo largo de esos ocho años<sup>42</sup>.

Tabla 1.13  
Evolución de las desigualdades de rentas <sup>a</sup>

	1973	1980	Tasa de media	Variación anual
Renta media	649045	768489	18,40	2,13
Indice de Gini	0,354	0,372	5,08	0,62

Nota a: Los datos de esta tabla están extraídos de INE (1983). La renta por hogar que mencionamos viene expresada en pesetas de 1980.

Si lo suponemos cierto, este último hecho se puede explicar en parte, como lo hemos visto anteriormente, por el proceso de crecimiento económico que tuvo lugar durante el período que describimos aquí, lo cual pudo acentuar las desigualdades existentes en la sociedad española. Sin embargo, hay varias razones que incitan a no aceptar de manera innegable la conclusión que se desprende de los datos analizados aquí. En efecto, a lo largo de los años pasados, la estructura de la población española cambió sin duda alguna, de modo que los hechos no son exactamente comparables en el tiempo. Por otra parte, la tendencia al aumento de las desigualdades a la que concluimos se apoya en la confrontación de medidas transversales de desigualdad realizadas en distintas épocas, mientras que un análisis de la repartición de la renta de los hogares a lo largo de su ciclo de vida reflejaría probablemente un movimiento contrario hacia un mayor grado de igualdad, en estos años.

En esta última sección, nuestro objetivo no es el interpretar la evolución temporal de las desigualdades en base a la manera de aprehender la renta<sup>42</sup>. Se trata en realidad de analizar los cambios observados en la distribución de la renta, a la luz de algunas de las transformaciones demográficas que se produjeron a lo largo del pasado reciente que contemplamos aquí, con la idea subyacente de que no es tanto el nivel de desigualdad en la sociedad el que varió, como la propia sociedad misma.

Debido a las limitaciones de la información, nos restringimos naturalmente a un número reducido de transmutaciones fácilmente cuantificables, sin tener la pretensión de describir cambios quizás más fundamentales. La tabla 1.14 que viene a continuación indica los aspectos socioeconómicos que consideramos y evalúa, en base a los datos de las dos encuestas de Presupuestos Familiares anteriores, los cambios surgidos en la sociedad<sup>43</sup>.

Tabla 1.14  
Evolución de las características de los hogares <sup>a</sup>  
(en%)

	1973	1981	G(Z)
<b>Tamaño del municipio</b>			
< 10.000 hab	25,43	28,81	0,339
< 2.000 hab.	10,45	12,14	nd
2.000- 10.000 hab.	14,98	16,67	"
10.000-50.000 hab.	20,84	18,20	0,322
> 50.000 hab.	53,73	53,07	nd
50.000-500.000 hab.	nd	41,23	0,300
>500.000 hab.	nd	11,84	0,333
total	100,00	100,00	-
<b>Nº de miembros</b>			
un miembro	7,74	8,11	0,362
dos miembros	20,18	21,47	0,350
tres miembros	19,37	18,40	0,308
cuatro miembros	22,19	22,85	0,293
cinco miembros	14,83	14,86	0,284
más de cinco miembros	15,71	14,31	0,306
total	100,00	100,00	
<b>Nivel de educación</b>			
primer y segundo nivel	84,74	80,03	0,318
tercer nivel	9,59	13,16	0,285
cuarto nivel	2,66	3,59	0,263
quinto nivel	2,75	3,25	0,300
total	100,00	100,00	
<b>Nº de perceptores</b>			
un preceptor	59,41	58,47	0,340
dos perceptores	27,76	30,02	0,295
más de dos perceptores	12,82	11,51	0,257
total	100,00	100,00	

Nota a: La tercera columna de la tabla reproduce el valor del índice de desigualdad de Gini para cada uno de los colectivos poblacionales que consideramos. Por razón de disponibilidad de la información, este índice se refiere al año 1980-81 y no al año 1973-74 como el análisis lo requeriría. Para evitar un círculo vicioso en nuestra argumentación, suponemos que la estructura de este índice sigue estable entre estas dos fechas, lo que no implica naturalmente que su valor no cambie de un año a otro.

Según estas informaciones, la proporción de hogares que residen en municipios pequeños aumentó entre 1973-74 y 1980-81, mientras que el porcentaje que viven en ciudades de 10.000 a 50.000 habitantes bajó, manteniéndose prácticamente estable el de las ciudades de más de 50.000 habitantes. Sin embargo, en la medida en que se observa que las desigualdades de rentas son a la vez mayores en los municipios pequeños y en las ciudades grandes, no se puede afirmar con certeza que estos cambios hayan tenido una influencia determinante sobre la evolución a corto plazo de las desigualdades.

El segundo tipo de transformación socioeconómica al que aludimos aquí se refiere a la composición de los hogares. En este campo, aparece de manera clara que las familias unipersonales y las parejas sin niños<sup>44</sup> son más frecuentes en 1980-81 que en 1973-74. Por otra parte, los hogares de tres miembros disminuyeron ligeramente y las familias numerosas son hoy menos corrientes que al principio del período. Según toda evidencia, el aumento del porcentaje de hogares compuestos por uno o dos miembros, al que asistimos, tuvo por efecto el incrementar las desigualdades existentes en la sociedad<sup>45</sup>; aunque este fenómeno haya estado compensado en parte por la disminución del número de familias numerosas, pues éstas tienen también una distribución de rentas muy desigual.

Además de todo lo señalado, el nivel de educación del sustentador principal varió de manera sensible entre 1973-74 y 1980-81. En particular, disminuyó el porcentaje de cabezas de familias sin estudios o con estudios primarios, y aumentó en proporción, a veces grande, el número de hogares sostenidos por una persona con un título de enseñanza media o superior. Estos cambios contribuyeron, sin duda alguna, a reducir de manera importante las desigualdades entre los hogares; en efecto, los hechos demuestran casi sin equívoco que la repartición de las rentas es tanto más igualitaria cuanto mayor es el nivel de educación de la población.

Por último, se observa que los hogares mantenidos por un solo perceptor son menos frecuentes en 1980-81 que en 1973-74; por el contrario, debido en parte al desarrollo del trabajo femenino mercantil, aumentó de manera no desdeñable la proporción de familias con dos perceptores de ingresos, mientras que se redujo el número de hogares con más de dos. Según nuestros resultados, la disminución del número de familias sostenidas por un solo individuo contribuyó a reducir las desigualdades de rentas, aunque el aumento del número de hogares mantenidos por dos perceptores haya ocasionado probablemente un incremento del nivel de desigualdad existente en la sociedad.

## II. CAPITAL HUMANO Y FORMACION DE SALARIOS

El capital humano puede revestir varias formas. La más común se refiere a los conocimientos adquiridos en el seno de la escuela, pero esta noción incluye también las cualificaciones adquiridas durante la vida activa, las inversiones en salud y las migraciones.

Nuestro análisis está restringido a los dos primeros aspectos de este concepto y a las consecuencias de las inversiones intelectuales sobre las rentas. En base al modelo de Mincer (1974 y 1979), su objetivo es estudiar el proceso de formación de los ingresos del trabajo de la población masculina asalariada<sup>46</sup> para medir, en definitiva, el rendimiento de las inversiones escolares y profesionales en España.

En un primer epígrafe presentamos de manera breve los fundamentos de la teoría del capital humano. La segunda sección analiza, desde un punto de vista empírico, los perfiles edad-renta de los asalariados, mientras que la tercera presenta las estimaciones de los distintos modelos de ganancias.

## **II.1. El marco teórico**

Para la teoría del capital humano (ver por ejemplo Becker, 1975), las capacidades de los individuos son en gran medida adquiridas y no innatas. Se desarrollan mediante la educación formal o no formal dispensada en el seno de la escuela o de la familia, y a través del aprendizaje o de la experiencia profesional adquirida en el mercado de trabajo.

Tales actividades son onerosas para los individuos y sus familias, pues les ocasionan gastos directos de formación y gastos de oportunidad, los cuales se asimilan principalmente a la renta o al salario al que deben renunciar los individuos durante su período de formación.

Desde un punto de vista económico, estas acciones educativas no se pueden justificar sin la percepción de un beneficio compensatorio futuro. Este reviste varios aspectos, pues al estar incorporado en la persona misma, y por consiguiente al no poder dissociarse de quien lo posee, el capital humano influencia naturalmente todas las actividades que puede tener el individuo. En el ámbito no mercantil por ejemplo, la adquisición de nuevos conocimientos puede afectar a la propia tecnología de consumo de la persona, facilitándole en este caso el acceso a una mayor cantidad de bienes y de servicios. En el ámbito mercantil, el aumento del stock de capital humano contribuye a incrementar la productividad del individuo en el mercado laboral, y así le permite obtener una renta monetaria mayor.

Para la teoría del capital humano, el nivel de renta no depende únicamente del nivel de formación escolar alcanzado por el individuo, pues la incorporación a la fuerza de trabajo no pone fin al proceso de adquisición de los conocimientos. En el transcurso de la vida profesional, las decisiones de inversión se toman fundamentalmente en función del coste de oportunidad de la persona, que determina en parte el coste de producción de sus competencias, y del horizonte de utilización de su stock de capital humano, que a su vez influencia el rendimiento de la inversión así realizada (Ben Porath, 1968). En estas condiciones, el ritmo de aprendizaje de cada individuo actúa obviamente sobre su perfil de renta, puesto que los ingresos correspondientes a un instante de su ciclo de vida están determinados por el stock de capital humano que ha acumulado hasta ese mismo momento.

Según esta teoría, la primera década de la vida laboral del individuo corresponde normalmente al período de mayor concentración de sus inversiones en capital humano específico. Sus rentas crecen de manera importante debido al fuerte aumento de sus inversiones profesionales que aparecen así muy rentables. En una segunda fase, la tasa de acumulación del capital humano aumenta a un ritmo menor que en el período anterior. El coste de oportunidad del tiempo pasado en la formación se hace, en efecto, más elevado y las nuevas inversiones profesionales no pueden ser rentabilizadas en un período tan largo, debido al acortamiento progresivo de la vida laboral. En una tercera fase, el aprendizaje cesa totalmente y el perfil de remuneración se estabiliza. Al final de la vida laboral, éste tiende incluso a decrecer, lo que se puede justificar por una disminución del número de horas de trabajo o por un proceso de depreciación del stock de capital humano que refleja, por ejemplo, la obsolescencia de los conocimientos del indivi-

duo<sup>47</sup>.

La función de rentas constituye la contrapartida matemática y econométrica de los perfiles de ganancias que acabamos de presentar. Para formalizarla designemos por  $E_t$  la renta del período  $t$  observada antes de la decisión de inversión en capital humano, que llamamos más adelante renta bruta, y  $C_t$  el montante de las inversiones expresadas en términos monetarios. En estas condiciones la renta neta,  $Y_t$ , se expresa de la manera siguiente:

$$Y_t = E_t - C_t$$

Si  $r_{t-1}$  es la tasa de rendimiento de la inversión en capital humano efectuada en el período  $(t-1)$ , la renta bruta del año  $t$  se expresa entonces por:

$$E_t = E_{t-1} + r_{t-1}C_{t-1}$$

De manera recursiva, tenemos

$$E_t = E_0 + \sum_{j=0}^{t-1} r_j C_j$$

donde  $E_0$  representa la remuneración inicial del individuo.

Si definimos la cantidad invertida en el período  $t$ ,  $C_t$ , como una proporción  $k_t$  de la renta bruta  $E_t$ , o sea:

$$k_t = C_t/E_t$$

la ecuación de rentas se puede escribir de la manera siguiente:

$$E_t = E_0 + \prod_{j=0}^{t-1} (1+r_j k_j)$$

Aproximando  $\ln(1+r_j k_j)$  por  $r_j k_j$ , obtenemos la forma logarítmica siguiente:

$$\ln E_t = \ln E_0 + \sum_{j=0}^{t-1} r_j k_j$$

En esta ecuación general, la remuneración en el período  $t$  depende de la renta que corresponde a las capacidades innatas del individuo, y de las inversiones escolares y profesionales que ha realizado en los períodos anteriores.

En una primera versión, suponemos que el capital humano que posee la persona está adquirido exclusivamente durante el período de formación escolar. En este caso simplificado, las inversiones se concentran en los  $s$  primeros años de su vida. Al final de éstos, emprende una actividad productiva que ejerce a tiempo completo hasta la edad de jubilación,  $T$ ; durante los  $(T-s)$  años de su vida profesional el individuo no invierte en formación específica<sup>48</sup>. En estas condiciones, y si hacemos la hipótesis de que el capital humano adquirido en el seno de la escuela no se deprecia en el transcurso de su utilización, el individuo tiene un perfil de remuneración plano a lo largo de su vida laboral.

En este caso, la renta está generada por la ecuación:

$$\ln E_t = \ln E_0 + \sum_{j=0}^s r_j k_j$$

Si admitimos que los costes de producción de la formación escolar se componen únicamente de costes de oportunidad, entonces el cociente  $k_t$  es igual a uno, y tenemos:

$$\ln E_t = \ln E_0 + \sum_{j=0}^s r_j$$

En esta ecuación,  $r_j$  representa la tasa de rendimiento marginal de la inversión efectuada durante el año escolar  $j$ , y  $\sum r_j$  simboliza el rendimiento total de los años escolares. Si  $r_s$  es la tasa de rendimiento medio del conjunto de las inversiones escolares, esta última cantidad se define también por:

$$\sum_{j=0}^s r_j = r_s s$$

Con esta modificación, la ecuación de rentas se escribe ahora:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s s$$

Este modelo, que se conoce por el nombre de modelo de escolaridad, relaciona en forma lineal el logaritmo de la remuneración de un individuo con su número de años de estudios. La estimación econométrica de esta relación permite evaluar el rendimiento de las inversiones escolares, sabiendo que ésta supone implícitamente que un año de estudios suplementario produce una variación constante de la renta individual.

Si ahora hacemos la hipótesis natural de que el proceso de acumulación de capital humano no termina a la salida del sistema escolar, sino que el individuo sigue adquiriendo conocimientos negociables en el mercado de trabajo a lo largo de su vida activa, la función de rentas se define por:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s s + \sum_{j=m}^{t-1} r_j k_j$$

En esta formulación,  $\sum r_j k_j$  representa la contribución total de las inversiones profesionales a la renta, que puede escribirse de la manera siguiente:

$$\sum_{j=m}^{t-1} r_j k_j = r_p \sum_{j=m}^{t-1} k_j$$

si  $r_p$  designa la tasa de rendimiento medio de las inversiones realizadas durante la vida laboral.

En este caso, la función de ganancias anterior viene dada por:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s s + r_p \sum_{j=m}^{t-1} k_j$$

Según la teoría de las inversiones en capital humano, la proporción de renta invertida durante cada período, es decir  $k_j$ , disminuye a lo largo del ciclo de vida. Siguiendo a Mincer, supongamos que las inversiones profesionales realizadas en un momento  $j$  puedan representarse por una función lineal decreciente con el tiempo pasado en la fuerza de trabajo, del tipo:

$$k_j = k_0 - (k_0/T)j$$

en la cual  $k_0$  es la parte de renta bruta invertida durante el primer período de la vida profesional,  $j$  mide el número de años de vida profesional y  $T$  es la longitud total del período de inversión.

En este caso la renta se expresa por una función parabólica del tiempo dedicado a la vida profesional, es decir que tenemos:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s s + r_p k_0 t - (r_p k_0 / 2T) t^2$$

lo que corresponde a un perfil de remuneración cóncavo.

Con esta especificación, la renta neta se escribe:

$$\ln Y_t = \ln E_0 + r_s s + r_p k_0 t - (r_p k_0 / 2T) t^2 + \ln(1 - k_t)$$

Si para las necesidades de la estimación econométrica de este modelo aproximamos  $\ln(1 - k_t)$  por un desarrollo de Taylor de orden 1, obtenemos entonces:

$$\ln Y_t = (\ln E_0 - k_0) + r_s s + (r_p k_0 + k_0 / T) t - (r_p k_0 / 2T) t^2$$

El ajuste de esta formulación, que se conoce con el nombre de modelo de experiencia, permite estimar de manera directa el rendimiento de la educación escolar. Sin embargo, el rendimiento de las inversiones profesionales no puede ser evaluado independientemente del parámetro  $k_0$ .

## II.2. Análisis empírico de los perfiles de rentas

El análisis de la distribución personal de rentas se limita aquí al caso de los sustentadores principales asalariados<sup>49</sup> que trabajan más de un tercio de la jornada normal. Para dar una idea del orden de magnitud, este colectivo de población representa alrededor del 98% del conjunto de los cabezas de familias que ejercen una actividad por cuenta ajena.

El concepto de rentas retenido incluye los salarios que se derivan de un trabajo por cuenta ajena y, eventualmente, los ingresos que pueden ser obtenidos de una actividad por cuenta propia ejercida de manera secundaria<sup>50</sup>. Según la definición de la encuesta de Presupuestos Familiares, estas rentas han sido observadas a lo largo de un año completo. Además están netas de impuestos y de otros pagos asimilados, tales como las cotizaciones a la Seguridad Social, los desembolsos a las mutualidades de afiliación obligatoria o los pagos en concepto de derechos pasivos.

En base a estas definiciones, la tabla 2.1 reproduce los perfiles edad-rentas de los asalariados en función del nivel de educación alcanzado; por su parte, el gráfico 2.1 visualiza

la evolución de las rentas a lo largo del ciclo de vida de los individuos.

Tabla 2.1  
Ingresos según la edad y el nivel de educación  
(en pesetas)

	Sin Estudios	Estudios Primarios	Bachiller Elemental	Bachiller Superior	Superior Corto	Superior Largo
<20 años	305700	303000	330800	427000	-	-
20-24 años	378200	430200	492500	550400	568600	-
25-29 años	422200	522000	611700	707900	795800	814400
30-34 años	450900	575900	694900	830600	951000	116070
35-39 años	454600	598200	748200	926000	993000	1326700
40-44 años	457100	601800	826500	937700	1023600	1443300
45-49 años	446700	593900	849500	979200	1079700	1505200
50-54 años	427800	580300	830500	971800	1130800	1483400
55-59 años	400500	564400	759200	987600	1162300	1340300
60-64 años	383500	536100	704800	910500	1070200	1162800
>64 años	381600	500200	660700	795000	926300	1102400
Total	435200	577800	731400	876800	1012700	1305700

Los ingresos mencionados en estas estadísticas se han suavizado por el método de las medias móviles, para atenuar algunas fluctuaciones accidentales de las remuneraciones. El concepto de formación escolar retenido aquí se refiere a los estudios terminados de más alto nivel y distingue las etapas siguientes del sistema educativo:

- Sin estudios: menos de cinco años de estudios primarios; en nuestra clasificación comprende también a las personas analfabetas.

- Estudios primarios: al menos cinco años de enseñanza primaria o curso de iniciación profesional (sistema antiguo) o 1ª etapa de EGB (sistema nuevo).

- Bachiller elemental y nivel equivalente: estudios de primer ciclo de la enseñanza secundaria, que incluyen el bachillerato elemental (general, laboral y técnico), la reválida de 4ª, los estudios de auxiliares administrativos, formación profesional industrial, estudios de capacitación agraria, formación profesional náutica-pesquera (sistema antiguo), 2ª etapa de la EGB y formación profesional de primero y segundo grado (sistema nuevo).

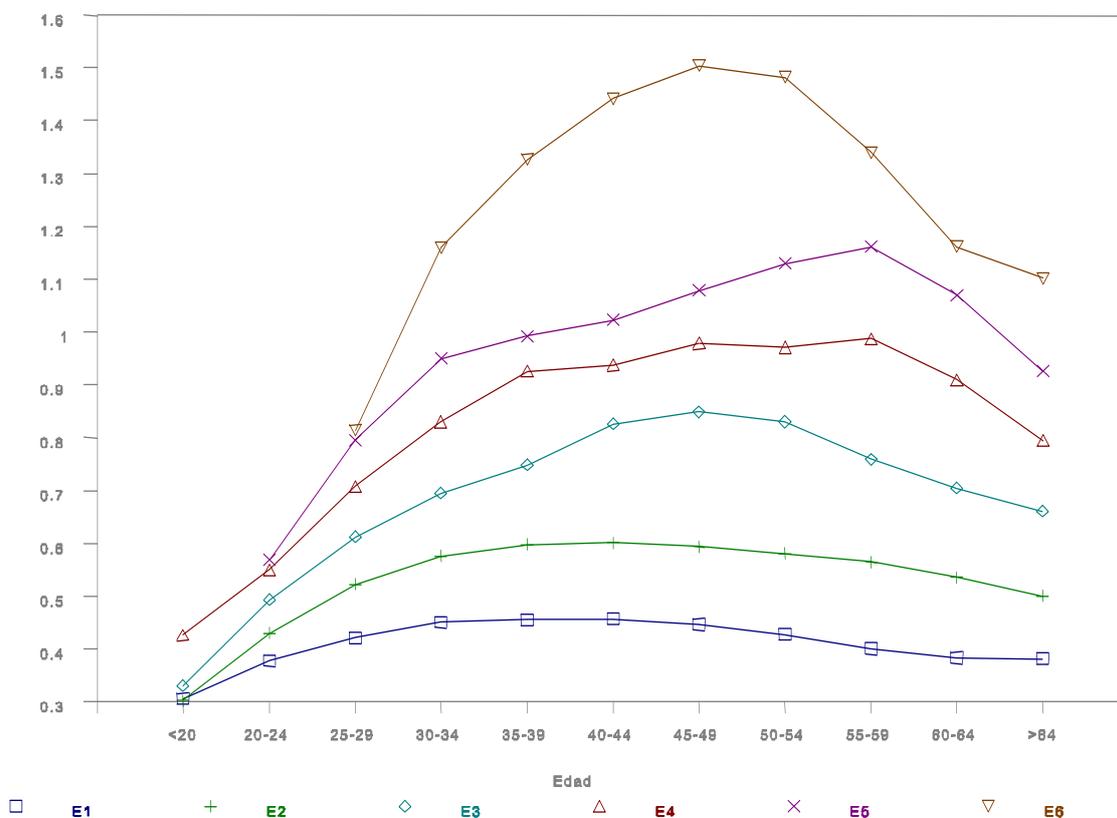
- Bachiller superior y nivel equivalente: estudios de segundo ciclo de la enseñanza secundaria, que incluyen el bachillerato superior (general, laboral y técnico), la reválida de 6ª, los estudios de peritaje mercantil, de ayudante técnico sanitario, el curso de preparación a la enseñanza superior (sistema antiguo), el bachillerato unificado polivalente y el curso de orientación universitaria (sistema nuevo).

- Estudios superiores cortos: estudios de primer ciclo universitario cursados en las Escuelas Universitarias y antiguos estudios de grado medio (estudios de ingeniería técnica, de náutica, de profesorado mercantil, de magisterio...).

- Estudios superiores largos: estudios de segundo y tercer ciclo que ortogan por ejemplo el título de licenciado, de ingeniero o de doctor.

Gráfico 2.1

Perfiles edad-rentas<sup>a</sup>



Nota a: Los símbolos que se utilizan en el gráfico son los siguientes:

- E1=Sin estudios
- E2=Estudios primarios
- E3=Bachiller elemental
- E4=Bachiller superior
- E5=Superior corto
- E6=Superior largo

Los datos de la tabla 2.1 muestran en primer lugar que los cabezas de familia más educados reciben rentas mayores que los demás, en promedio. Esta observación está conforme con las predicciones de la teoría del capital humano, según la cual los conocimientos adquiridos en la escuela aumentan las capacidades productivas de los individuos y les permiten, por consiguiente, obtener rentas más elevadas en el mercado de trabajo.

Para el caso español, las diferencias de remuneración que constatamos de un nivel de formación a otro son, en un primer análisis, bastante importantes. En efecto, los resultados indican, por ejemplo, que un asalariado sin estudios gana el 75% de la renta de un diplomado de enseñanza primaria, el 50% de la remuneración de un titular de bachillerato superior y el 33% del sueldo de un diplomado de enseñanza superior larga. Sin embargo, aparece de manera clara que el suplemento de salario que proporciona una inversión escolar determinada tiende a disminuir, a medida que el nivel de educación aumenta<sup>54</sup>. En efecto, según los resultados de la tabla 2.2 siguiente, un individuo que dispone de un nivel de estudios primarios gana, en término medio, cerca del 33% más que un asalariado sin formación. En el caso de los titulares de un bachillerato elemental

o superior esta proporción es de 27% y 20% respectivamente, mientras que para los diplomados de la enseñanza superior corta es de 15%. Aparentemente, sólo la educación superior larga no sigue esta tendencia, puesto que este tipo de estudios proporciona un suplemento de renta igual a casi el doble del que se constata en el caso de la enseñanza superior corta.

Si analizamos de manera general la evolución de los ingresos en el transcurso del ciclo de vida (tabla 2.1 o gráfico 2.1) aparece que los perfiles de rentas no son planos, como lo supone el modelo de escolaridad. Al contrario, las remuneraciones de los individuos siguen con la edad una trayectoria aparentemente cóncava, tal como lo postula el modelo de experiencia.

Tabla 2.2  
Diferencias de salario por nivel educativo  
(en %)

	$(E_j - E_i) / E_i$
Estudios primarios/Sin estudios	32,77
Bachiller elemental/Estudios primarios	26,58
Bachiller superior/Bachiller elemental	19,87
Superior corto/Bachiller superior	15,50
Superior largo/Superior corto	28,93

En todos los casos presentados aquí se observa, en efecto, que los ingresos aumentan en una primera fase, se estabilizan luego y decrecen al final de la vida activa. Tal evolución implica que la adquisición de conocimientos no cesa a la salida del sistema escolar, sino que continúa a lo largo de la vida profesional, aunque a un ritmo cada vez menor, llegando incluso el stock de capital humano a depreciarse en los últimos años.

Si se detallan ahora los distintos perfiles de rentas, aparece primeramente que las líneas de salarios correspondientes a cada uno de los niveles educativos no se cortan nunca; o dicho de otra manera, la experiencia profesional no permite en promedio compensar el handicap del nivel escolar. En segundo lugar, se constata que las diferencias de rentas de un nivel de educación a otro aumentan de manera muy importante con la edad. Tomando un ejemplo, entre 25 y 28 años hay una diferencia de algo menos de 100.000 pesetas entre el salario de un bachiller elemental y la remuneración de un diplomado de la enseñanza primaria, mientras que entre 45 y 49 años esta distancia se eleva a 250.000 pesetas, es decir que se multiplica por más de 2,5 en veinte años de vida activa.

Por otra parte, se comprueba que en la mayoría de los casos el salario máximo se alcanza bastante tardíamente, puesto que aparece alrededor de 45-49 años<sup>52</sup>. Tal observación implica que las inversiones profesionales se extienden en un largo período. Ahora bien, como los máximos se dan aproximadamente a la misma edad para todos los niveles de formación, y dado que los más educados tienen normalmente una vida profesional más corta que los demás, resulta naturalmente que su período de inversiones extra-escolares es más breve.

Por último hay que señalar que el perfil de remuneración de los individuos que no poseen ningún diploma es relativamente plano. En efecto, de 25 a 44 años el salario medio de este grupo pasa de 420.000 a 450.000 pesetas, es decir que en veinte años de vida activa los menos educados ven aumentar su salario real solamente en un 8%. Resulta lo mismo, aunque en menor medida, para los titulares de un diploma de enseñanza primaria, puesto que en el mismo período de vida activa sus remuneraciones crecen algo más del 15%. Por el contrario, las pendientes de los perfiles de rentas son mucho más elevadas para los individuos que poseen un nivel de formación post-obligatoria. Así de 25 a 44 años, por ejemplo, el salario de un bachiller elemental o superior aumenta en un 33%, y durante el mismo tiempo la remuneración de un diplomado de la enseñanza superior larga crece en más de 75%.

### **II. 3. Estimación de los modelos de formación de rentas**

En base a la información disponible en la encuesta de Presupuestos Familiares de 1980-81, la tabla 2.3 reproduce la estimación, por el método de los mínimos cuadrados ordinarios, de los modelos de escolaridad y de experiencia presentados anteriormente. En estos ajustes la variable dependiente se define por el logaritmo de los salarios anuales de los individuos.

En las versiones I y III de los modelos de ganancias, la componente escolar del stock de capital humano está medida de forma continua, asignando al más alto nivel de instrucción alcanzado por un individuo un número teórico de años de estudios<sup>53</sup>. Al revés, en las versiones II y IV de las ecuaciones de rentas, las inversiones escolares están representadas de manera discreta por cuatro variables dicotómicas, que indican el efecto del diploma obtenido sobre las rentas. En este último caso, el rendimiento de las formaciones primaria, secundaria o superior se aprecia en referencia a la situación de los individuos que no han terminado sus estudios de primer grado o que son analfabetos.

De igual manera, se consideran dos definiciones alternativas de las competencias acumuladas en el mercado de trabajo. En la versión II del modelo de rentas, las inversiones profesionales están representadas por la experiencia profesional del asalariado en conformidad con la formulación teórica de Mincer. Empíricamente, esta variable se obtiene restándole a la edad del individuo su número teórico de años de estudios (menos 6); se trata naturalmente de una experiencia aparente, pues la encuesta de Presupuestos Familiares no permite saber a qué edad entra el individuo en la vida activa. En la versión IV del modelo de ganancias, la componente no escolar del stock de capital humano se aproxima simplemente por la edad del individuo a la fecha de realización de la encuesta<sup>54</sup>.

Tabla 2.3  
Funciones de rentas <sup>a</sup>  
-Modelos de escolaridad y de experiencia-

	m ( $\sigma$ )	I	II	III	IV
Constante	-	12,5024	12,8502	12,0464	11,5816
Años de estudios	7,9554 (2,99)	0,0894 (63,23)	-	0,0929 (61,25)	-
Estudios primarios	0,5116 (0,49)	-	0,3114 (28,82)	-	0,3276 (30,65)
Bachiller elemental	0,1138 (0,32)	-	0,5421 (35,33)	-	0,5821 (37,74)
Bachiller superior	0,0647 (0,25)	-	0,7173 (38,27)	-	0,7610 (40,88)
Superior corto	0,0491 (0,22)	-	0,8537 (40,86)	-	0,8702 (42,27)
Superior largo	0,0501 (0,22)	-	1,0573 (51,37)	-	1,0751 (53,03)
Experiencia	28,7287 (11,66)	-	-	0,0331 (19,34)	-
Experiencia <sup>2</sup>	958,3379 (690,98)	-	-	-0,0005 (-19,06)	-
Edad	42,6841 (10,82)	-	-	-	0,0596 (20,70)
Edad <sup>2</sup>	1934,445 (939,25)	-	-	-	-0,0007 (-20,22)
R <sup>2</sup> corregido		0,2672	0,2882	0,2913	0,3151

Nota a: La primera columna de la tabla da la media (m) y la desviación estándar ( $\sigma$ ) de las variables exógenas retenidas aquí. Las columnas siguientes reproducen los resultados de los ajustes de los modelos de rentas; las cifras entre paréntesis indican los valores de los estadísticos t de Student. En las formulaciones II y IV, la componente escolar del stock de capital humano se expresa por variables dicotómicas que toman el valor 1 cuando el individuo posee el nivel de formación indicado, y el valor 0 en el caso contrario. Por lo tanto, las medias de estas variables representan porcentajes y sus variancias se definen como el producto de las medias de cada una de sus modalidades.

En ambas versiones de la ecuación de rentas que estimamos, las medidas de las inversiones profesionales se introducen en forma cuadrática, con el fin de asegurar la concavidad de los perfiles de rentas.

La observación de los resultados muestra, en primer lugar, que la educación, expresada en términos de años de estudios, explica aproximadamente el 27% de la variancia de las ganancias analizadas en el modelo de escolaridad (versión I). Tal porcentaje es relativamente elevado, pues no hay que olvidar que la estructura de los salarios depende de un número importante de factores personales<sup>55</sup>, que no están reflejados explícitamente por esta simple variable.

Según nuestros cálculos, la tasa de rendimiento medio de la educación es hoy en España del orden de 8,9% . Para dar un punto de comparación, modelos similares al que utilizamos aquí revelan una tasa comprendida entre 7% y 11% en los Estados Unidos (Mincer, 1979), del orden de 8% en Francia (Riboud, 1978) y de aproximadamente 5% en el Reino Unido (Psacharopoulos y Layard, 1979). Sin embargo, la confrontación de nuestros resultados con éstos debe realizarse con cautela, en la medida en que las estimaciones de la tasa de rendimiento de la educación obtenidas en estos países se basan en una definición del concepto de capital humano más precisa que la nuestra. En efecto, las informaciones proporcionadas por la encuesta de Presupuestos Familiares permiten introducir en el modelo de formación de rentas nada más que una aproximación del número de años de estudios<sup>56</sup>. Ahora bien, ésta conduce forzosamente a minimizar el tiempo realmente pasado en la institución escolar, pues no permite contabilizar los cursos repetidos, ni tampoco los años de estudios que no han sido sancionados por un título.

El poder explicativo del modelo de escolaridad aumenta muy poco cuando se define el stock de capital humano en términos de títulos obtenidos (versión II) y no ya en términos de años de estudios. En efecto, el coeficiente de determinación una vez ajustado por el número de grados de libertad pasa solamente de 27% a 29% . Eso se debe naturalmente a la proximidad implícita de las dos medidas de educación utilizadas aquí, que reflejan en ciertos casos los mismos aspectos cualitativos y cuantitativos de las inversiones escolares.

Con el fin de evaluar ahora el rendimiento de los distintos tipos de formaciones, la tabla 2.4 que sigue reproduce las diferencias de rentas imputables a cada nivel de educación. En este caso, las diferencias de remuneraciones están deducidas de los resultados proporcionados por la versión II del modelo de escolaridad y, por lo tanto, se aprecian en relación al caso de un individuo que no posea ningún diploma<sup>57</sup>.

Tabla 2.4  
Diferencias de salarios por nivel educativo (en %)  
-según la versión II del modelo de rentas-

	exp(b <sub>i</sub> -1)
Estudios primarios	36,53
Bachiller elemental	71,96
Bachiller superior	104,89
Superior corto	134,83
Superior largo	187,86

Según estos datos, se puede estimar que el rendimiento de los estudios primarios es del orden de 36%, el del bachillerato elemental de aproximadamente 35% y el del bachillerato superior de 33%. Por lo que se refiere a la enseñanza superior corta y a la enseñanza superior larga, la versión II del modelo de rentas evalúa estos rendimientos en 30% y 53% respectivamente<sup>58</sup>. Con arreglo al conjunto de estas cifras, aparece de manera clara que el beneficio marginal de la formación sigue un ley en forma de J invertida. En efecto, el rendimiento del diploma decrece a medida que el nivel de educación aumenta, pero la tendencia cambia de sentido con la enseñanza superior larga. La modificación del perfil que se observa es además importante, pues se puede estimar que los dos años de estudios suplementarios que son, teóricamente, necesarios para obtener un título de enseñanza superior larga son 1,8 veces más rentables que los cuatro años de estudios que hay que cursar para conseguir un título de enseñanza superior corta<sup>59</sup>.

Si se considera ahora la estimación de las funciones de rentas parabólicas, la observación de los resultados, presentados en la tabla 2.3, muestra que la introducción de la experiencia profesional aparente y de su cuadrado (versión III) hace aumentar en un 3% aproximadamente el poder explicativo del modelo de ganancias<sup>60</sup>.

Según esta nueva expresión de la ecuación de rentas, las inversiones escolares tienen una tasa de rendimiento medio del orden de 9,3%, lo que es ligeramente superior al valor predicho por el modelo de escolaridad. Aunque la diferencia entre una y otra evaluación sea pequeña, ésta es sin embargo estadísticamente significativa y, así, no se puede admitir, al nivel de riesgo usual, que la tasa de rendimiento estimada en el modelo de escolaridad (de experiencia) sea igual a la tasa estimada en el modelo de experiencia (de escolaridad)<sup>61</sup>. La diferencia que se observa en este campo se debe a la correlación que hay entre las dos componentes del stock de capital humano. Tal correlación se explica por el hecho de que a edad igual, los individuos que tienen un nivel de formación elevado tienen generalmente una vida profesional más corta que los demás. El sentido negativo de esta relación implica entonces que, respecto al resultado proporcionado por el modelo de experiencia, el modelo de escolaridad subestima el valor de la tasa de rendimiento medio de las inversiones escolares.

Si consideramos ahora el coeficiente de la variable de experiencia aparente (denominado a continuación b) y el coeficiente del cuadrado de ésta (denominado a continuación c) se observa que ambos tienen el signo previsto por la teoría. Según los resultados obtenidos aquí, la renta alcanza su máximo al cabo de 30 años de vida laboral aproximadamente; en ese momento, el salario del individuo es 1,7 veces más elevado que al inicio de su vida profesional<sup>62</sup>.

De acuerdo con la formulación de la función generadora de rentas, los valores estimados de los parámetros b y c del modelo son iguales a:

$$b = r_p k_0 + k_0/T$$

y

$$c = r_p k_0/2T$$

La evaluación de la tasa de rendimiento medio de las inversiones profesionales equivale a resolver este sistema de dos ecuaciones y tres incógnitas. Sin embargo, al ser éste inde-

terminado no admite solución única. Para un período de inversión dado, la tasa de rendimiento,  $r_p$ , y la proporción de rentas invertidas,  $k_0$ , se expresan por:

$$k_0 = T(b + 2CT)$$

y

$$r_p = b/k_0 - 1/T$$

sabiendo que  $T$  es inferior a 30 años.

En base a los resultados del ajuste del modelo de ganancias (versión III), el gráfico 2.2 que se da a continuación evalúa estos dos parámetros, para distintos valores de la variable  $T^{63}$ .

Gráfico 2.2

Valores de  $r$  y  $k$  según el valor de  $T$

Con el fin de resolver la indeterminación de estos parámetros ajustamos, a partir de los datos agregados de la tabla 2.1 anterior, el modelo:

$$\ln Y_{it} = a_t + r_{st}S_i$$

para distintos niveles de experiencia aparente  $t$ . En esta especificación,  $Y_{it}$  representa el salario medio de un grupo de individuos  $i$  con  $t$  años de vida laboral,  $s_i$  el número de años de estudios de este grupo y  $r_{st}$  el rendimiento medio de las inversiones escolares.

A continuación la tabla 2.5 reproduce el valor del coeficiente de determinación que corresponde a cada regresión realizada aquí. Según la teoría (Mincer, 1974), la duración estimada del período de inversión se identifica con el número de años de experiencia que maximiza el porcentaje de variancia explicada por el modelo.

Tabla 2.5  
Coeficiente de determinación según la experiencia

Experiencia	R <sup>2</sup>
<10 años	0,8123
10-15 años	0,9930
15-20 años	0,9826
20-25 años	0,9623
25-30 años	0,9546
30-40 años	0,8811
>40 años	0,8732

Estos resultados indican que las inversiones profesionales se extienden sobre un período comprendido entre 10 y 15 años. En base a esta información, se puede predecir que la proporción de rentas invertidas en el primer período de la vida activa está probablemente comprendida entre el 23% y el 27%. Teniendo en cuenta este valor, la tasa de rendimiento medio de las inversiones profesionales está comprendida entre el 4% y el 5%, es decir que a priori es inferior a la tasa de rendimiento de las inversiones escolares.

La introducción de la edad del individuo (versión IV) contribuye a aumentar el efecto del diploma, tal como se observaba en el modelo de experiencia. Por otra parte, esta última formulación tiene un poder explicativo superior a las demás. Sin embargo, si la edad ajusta mejor la distribución personal de rentas, no hay que olvidar que esta variable no constituye una buena medida de las inversiones profesionales. Además, para una misma edad, los individuos menos educados tienen una experiencia profesional mayor que los más educados. En consecuencia, las diferencias de rentas, e indirectamente el rendimiento de las inversiones escolares, pueden ser subestimados cuando se toma en cuenta esta variable, en lugar de la de experiencia en el mercado de trabajo, para representar las inversiones profesionales.

Los modelos que han sido ajustados hasta ahora indican que una parte no despreciable de la variancia de los salarios no se explica por las dos componentes del stock de capital humano consideradas aquí. Para aumentar el poder explicativo de los ajustes, una primera alternativa consistiría en mejorar las medidas de las inversiones escolares y profesionales, especificando por ejemplo el número efectivo de años de estudios, las repeticiones de cursos a lo largo de la escolaridad, la antigüedad en el empleo actual o los programas de formación profesional realizados durante la vida activa. Desafortunadamente, no es posible desarrollar tales aspectos a partir de los datos de la encuesta de Presupuestos Familiares. Sin embargo, esta fuente de información permite tomar en cuenta ciertos factores personales que pueden influenciar también, de manera significativa, el proceso de formación de la renta.

En esta perspectiva, la tabla 2.5 siguiente reproduce los ajustes de modelos ampliados de formación de rentas que incluyen, además del montante de las inversiones en capital humano, el sector de actividad del asalariado, su situación de empleo, su estado civil y el tamaño de su municipio de residencia<sup>64</sup>.

Tabla 2.6. Funciones de rentas <sup>a</sup>  
-Modelos con variables socio-económicas-

	m ( $\sigma$ )	V	VI
Constante	-	12,0046	11,5928
Años de estudios	7,9554 (2,99)	0,0742 (48,98)	- -
Estudios primarios	0,5116 (0,49)	- -	0,1972 (18,86)
Bachiller elemental	0,1138 (0,32)	- -	0,4116 (27,48)
Bachiller superior	0,0647 (0,25)	- -	0,5762 (31,90)
Superior corto	0,0509 (0,22)	- -	0,6957 (35,35)
Superior largo	0,1785 (0,38)	- -	0,8754 (44,37)
Experiencia	28,7287 (11,66)	0,0281 (17,21)	- -
Experiencia <sup>2</sup>	958,3379 (690,98)	-0,0004 (-16,78)	- -
Edad	42,6841 (10,82)	- -	0,0532 (14,91)
Edad <sup>2</sup>	1934,4449 (939,25)	- -	-0,0006 (-18,95)
Sector actividad agrícola	0,0888 (0,28)	-0,4094 (-27,44)	-0,4423 (-30,02)
Pluriempleado	0,0308 (0,17)	0,1508 (6,61)	0,1448 (6,47)
Casado	0,9459 (0,23)	0,1615 (9,18)	0,1588 (9,18)
Municipio de 10 a 50.000 hab.	0,1997 (0,40)	0,0873 (7,18)	0,0849 (7,13)
Municipio de 50 a 500.000 hab.	0,3481 (0,48)	0,1715 (15,34)	0,1667 (15,17)
Municipio de más de 500.000 hab.	0,2288 (0,42)	0,2264 (18,14)	0,2076 (16,88)
R <sup>2</sup> corregido	-	0,3829	0,4091

Nota a: La primera columna de la tabla da la media (m) y la desviación estándar ( $\sigma$ ) de las variables exógenas retenidas aquí. Las columnas siguientes reproducen los resultados de los ajustes de los modelos de rentas; las cifras entre paréntesis indican los valores de los estadísticos de Student.

Estos resultados muestran, en primer lugar, que la inclusión de estas variables aumenta de manera no desdeñable el poder explicativo del modelo de renta. En efecto, si se compara por ejemplo la versión V de la ecuación de ganancias con la versión III que le corresponde, se verifica que el coeficiente de determinación corregido pasa de 0,29 a 0,38, lo que representa una reducción del 30% aproximadamente de la variancia residual<sup>65</sup>.

Una vez controlado el modelo por las variables socio-económicas que hemos descrito antes, la tasa de rendimiento medio de la educación disminuye en casi 2% (versiones III y V) y el efecto del diploma baja entre 13% y 20% (versiones IV y VI). Tal subestimación se explica por la correlación positiva que existe entre el nivel de formación del individuo y ciertas de sus características personales, y en particular entre su stock de capital humano y su situación de empleo.

Se constata, por las mismas razones, que los coeficientes de la experiencia profesional y de su cuadrado bajan de manera no despreciable en la versión ampliada del modelo de rentas. Sin embargo, el rendimiento de las inversiones profesionales que podemos deducir de esta última especificación está muy cercano del que proporciona el modelo de experiencia anterior<sup>66</sup>.

Si se consideran ahora las otras variables de los modelos de formación de ganancias, se observa que el hecho de ejercer el trabajador su actividad profesional en el sector agrícola conduce, en todos los casos, a una bajada significativa de las rentas.

El pluriempleo, es decir la acumulación de una actividad por cuenta ajena con otra por cuenta propia ejercida de manera secundaria, se traduce por un alza del 15% aproximadamente de las ganancias de los asalariados. De manera general, parece que la práctica del pluriempleo contribuye más a aumentar que a reducir las desigualdades de rentas en la sociedad española. En efecto, según los resultados obtenidos aquí, se puede estimar que un incremento del 1% de la población asalariada en situación de pluriempleo se traduciría por un aumento del 2% aproximadamente de las desigualdades, medidas por la variancia del logaritmo de las rentas<sup>67</sup>.

Si nos interesamos ahora por el estado civil de los individuos, los resultados de los ajustes precedentes muestran que los asalariados casados ganan significativamente más que los solteros. En efecto, según los datos del cuadro 2.5 se puede estimar que la unión conyugal contribuye, *ceteris paribus*, a aumentar las ganancias en un 17% aproximadamente. La existencia de tal fenómeno se explica tradicionalmente por el hecho de que el matrimonio le permite al hombre ahorrar esfuerzos y energía en la producción de bienes domésticos. La economía así realizada se traduce por una mayor implicación del individuo en el mercado de trabajo, que se concreta por un ritmo de acumulación del capital humano específico más elevado (ver por ejemplo Lassibille, 1986).

Por último, en lo que se refiere a los coeficientes de las variables de localización geográfica hay que resaltar que son siempre significativos y positivos. Por otra parte, una vez controlado el proceso de formación de rentas por el montante de las inversiones escolares y profesionales, aparece de manera evidente que los salarios son tanto más elevados a medida que el tamaño del municipio de residencia es más grande. Para dar un ejemplo, la versión V del modelo de ganancias predice, *ceteris paribus*, que el suplemento de rentas es del orden del 9% en los municipios de 10.000 a 50.000 habitantes, del 19% en las ciudades de 50.000 hasta 500.000 habitantes y del 25% en las capitales de más de 500.000 habitantes<sup>68</sup>. Estos efectos reflejan sin duda diferencias del coste de la vida, pero no hay que excluir tampoco la posibilidad de que puedan expresar diferencias de estructura ocupacional o industrial.

## CONCLUSION

La primera sección ha contemplado la distribución de las rentas a partir de distintos puntos de vistas complementarios.

Los elementos empíricos que hemos presentado han tenido como primera virtud el poner de manifiesto las dificultades que plantean la medición de la desigualdad. En particular, han subrayado los problemas que se ocultan detrás de la definición del concepto de rentas y han mostrado como el estudio de la repartición es sensible a la elección de aquél. Pero nuestro enfoque ha resaltado también los inconvenientes que se derivan de una evaluación de las desigualdades en base a observaciones transversales. En este campo, nuestras estimaciones han revelado que el cálculo que se realiza habitualmente a partir de datos de encuestas transversales viene a sobrevalorar, en unas proporciones no desdeñables, las desigualdades de rentas que se generan a lo largo del ciclo de vida de los hogares.

Más allá de estos aspectos, el análisis efectuado ha permitido también identificar el origen de las desigualdades de rentas, valorando el efecto que ejercen sobre éstas, los distintos elementos que integran los recursos familiares. En este terreno, nuestros cálculos han demostrado en particular que los intereses del capital y los ingresos de la propiedad afectan poco a la distribución de rentas. Esta conclusión, a priori inesperada, se explica por el hecho de que los ingresos del capital que declaran los hogares representan globalmente una proporción muy pequeña de sus rentas totales. Sin embargo, hay que reconocer que el resultado al que hemos llegado infravalora probablemente la realidad, porque no hay que olvidar que el capital físico se constituye generalmente en el transcurso del ciclo de vida de los hogares, y sus intereses no se pueden apreciar por consiguiente a lo largo de un solo año.

Además se ha tratado de evaluar el efecto de ciertos factores socioeconómicos sobre las desigualdades, desde una perspectiva estática y dinámica. Los análisis realizados en este sentido han indicado que los cambios demográficos producidos en España han podido afectar de manera significativa a la evolución reciente de la repartición de la renta, y han revelado también que, al igual que en la mayoría de los países europeos, el factor capital humano constituye un elemento determinante en la explicación de las desigualdades existentes entre los hogares.

La segunda sección profundiza el impacto de este factor en el proceso de formación de las rentas individuales en el marco de la teoría del capital humano.

Los ajustes de diversas ecuaciones de rentas realizados han permitido verificar la pertinencia empírica de esta teoría para el caso de España. En este sentido, nuestras estimaciones han demostrado, a pesar del carácter a veces imperfecto de las variables empleadas aquí, que el montante de las inversiones escolares y profesionales explica cerca de una tercera parte de la dispersión de las rentas individuales.

En lo que se refiere a la tasa de rendimiento medio de la educación formal que se deriva directamente del modelo de ganancias, los distintos ajustes la sitúan alrededor del 8% . Las inversiones profesionales tienen aparentemente un rendimiento menos elevado. En efecto, teniendo en cuenta el tipo de función de inversión utilizada y el modo de determinación del período de inversión empleado aquí, se puede estimar que la tasa de rendimiento medio de la experiencia profesional es del orden del 5% .

Las formulaciones ampliadas de las ecuaciones de ganancias muestran que la inclusión de variables socio-económicas, como por ejemplo el sector de actividad, la situación de empleo del individuo o su estado civil, contribuyen a aumentar, en unas proporciones no despreciables, el poder explicativo de los modelos de rentas. La definición de una medida más precisa de las

inversiones educativas, y en particular la utilización de un número efectivo de años de estudios y de experiencia profesional, acercaría aún más a la realidad las predicciones del modelo. Sin embargo, a pesar de sus limitaciones, los resultados obtenidos aquí demuestran sin ambigüedad que las inversiones en capital humano proporcionan beneficios monetarios que justifican en gran medida las decisiones de los individuos en este campo.

### Notas finales

<sup>1</sup> El término recurso se emplea a lo largo del texto como sinónimo de rentas o de ganancias.

<sup>2</sup> Ver Deaton y Muellbauer (1980), para tener una idea del tipo de función de bienestar social que se oculta detrás de los indicadores objetivos de desigualdad que presentamos.

<sup>3</sup> No hacemos referencia a medidas normativas de desigualdad tales como los índices de Atkinson (Atkinson, 1970) que se basan directamente en funciones de bienestar social.

<sup>4</sup> Esta segunda formulación no es la única alternativa que hay para calcular el índice de Gini.

<sup>5</sup> En efecto, una situación de igualdad perfecta implica que  $Z_i = \mu$ , y por consiguiente que  $G(Z) = 0$ . Una situación de desigualdad total se caracteriza por  $Z_i = N\mu$ ; en este caso, el índice de Gini toma el valor  $1 - 1/N$  y se aproxima a 1 cuando el número de observaciones es grande.

<sup>6</sup> En efecto, debido a la casi lognormalidad de la distribución de rentas se demuestra (van Praag, 1977) que  $T_0(Z) \approx 1/2 \text{ Var}(\ln Z)$ .

<sup>7</sup> El principio de transferencia se cumple cuando la función de bienestar social es cuasi-cóncava (ver por ejemplo Deaton y Muellbauer, 1980), propiedad que no satisface la función que corresponde a la variancia del logaritmo de las rentas.

<sup>8</sup> Como la encuesta se efectuó de Abril de 1980 a Marzo de 1981, las rentas que se describen en ella fueron percibidas durante un año comprendido entre Abril de 1979 hasta Marzo de 1981.

<sup>9</sup> Salvo indicación contraria, las rentas mencionadas a lo largo de este trabajo se expresan siempre en moneda corriente.

<sup>10</sup> Esta rúbrica incluye los ingresos por transferencias ocasionales, por otros motivos y los ingresos monetarios no desglosables.

<sup>11</sup> Se eliminan del análisis los hogares que no declaran rentas monetarias; nuestros resultados se basan así en una muestra de 23.885 familias.

<sup>12</sup> La renta media es de 662.000 pesetas al año (ver tabla 1.1).

<sup>13</sup> Para ser exactos, la razón es de 5,59 en el primer caso, y de 3,01 en el segundo.

<sup>14</sup> La razón es exactamente de 3,57.

<sup>15</sup> Es decir que las dos son voluntarias o no.

<sup>16</sup> Esta valoración es independiente de la medida que se adopte.

<sup>17</sup> Para un exposición detallada de estos fenómenos, ver Ruiz (1982).

<sup>18</sup> El hecho de constatar que las rentas siguen una ley en forma de J invertida se explica por las inversiones en capital humano que realizan los individuos a lo largo de su ciclo de vida, así como por la disminución con la edad de su oferta de trabajo.

<sup>19</sup> Para ello se ordenan las cohortes de hogares según el valor creciente de su renta media, y se calculan los porcentajes acumulados de hogares y de rentas.

<sup>20</sup> Esta deducción equivale a reemplazar la línea de equidistribución por la curva de Lorenz hipotética. Esta substitución se justifica por el hecho de que la línea de equidistribución representa una situación de equidad perfecta que en la práctica no existe, puesto que se constata que las rentas de los hogares difieren según la edad.

<sup>21</sup> El valor de índice de Lorenz-Gini es en efecto de 0,348 (ver tabla 1.3).

<sup>22</sup> Se trata naturalmente del índice de Lorenz-Gini.

<sup>23</sup> Las tasas que utilizamos para actualizar las rentas se eligen de manera arbitraria. Para el valor  $i=0$ , la suma de los flujos actualizados de rentas es igual naturalmente a la suma de los ingresos que se perciben a lo largo del ciclo de vida.

<sup>24</sup> Hay que recordar que medimos el flujo de rentas que proporciona el stock de capital físico acumulado por los hogares hasta la fecha de realización de la encuesta y no el valor de este stock mismo. Por otra parte, las rentas del capital se expresan en términos corrientes, de manera que las cantidades que examinamos aquí pueden asimilarse también a pérdidas, si en realidad la tasa de inflación es mayor que la tasa de interés al cual está sometido el stock de capital.

<sup>25</sup> Recordemos que este concepto incluye los ingresos por transferencias ocasionales, por otros motivos y los ingresos monetarios no desglosables.

<sup>26</sup> Según nuestros cálculos, la distribución de las rentas del capital es entre 10 (coeficiente de variación) y 2 veces (índice de Gini) más desigual que la distribución de las rentas del trabajo. Los ingresos por transferencias son, por su parte, entre 1,3 (variancia del logaritmo) y 2,4 (índice de Theil) más desigual que las rentas del trabajo.

<sup>27</sup> El coeficiente de correlación de Gini tiene propiedades similares al coeficiente de correlación de Pearson o al coeficiente de rango. Varía entre -1 y +1; tomando el valor 1 (-1) cuando la fuente de ingreso es una función creciente (decreciente) de la renta total.

<sup>28</sup> La suma de los efectos marginales relativos es naturalmente igual a 0.

<sup>29</sup> La utilización de un número relativamente pequeño de clases de rentas puede inducir a un sesgo en la descomposición del índice de Gini. Por esta razón, los resultados que presentamos a continuación deben considerarse con cautela. Sin embargo, el sesgo que puede introducir el agrupamiento que usamos en el cálculo no tiene por que afectar de manera substancial a las tendencias que observamos.

<sup>30</sup> Es cierto que la consideración del stock de capital en lugar de las rentas del capital cambiaría la conclusión obtenida aquí.

<sup>31</sup> En efecto, en un trabajo anterior (Lassibille, 1989) desarrollamos, a partir de la misma fuente de datos, un enfoque similar para el caso de Andalucía. Por otra parte, Ruiz Castillo (1987) se fija un objetivo idéntico utilizando, como lo hacemos aquí, los datos nacionales de la encuesta de Presupuestos Familiares. A diferencia de nosotros, este autor valora la situación española en base al concepto de gasto per cápita y no de renta total, lo cual en definitiva no altera de manera significativa las conclusiones de cada uno de los enfoques.

<sup>32</sup> Esta fórmula implica que la muestra esta particionada en k grupos disjuntos.

<sup>33</sup> Debido en parte a la disponibilidad de las informaciones, los niveles educativos utilizados en el caso de España no son siempre equiparables a los de los otros países; la definición precisa de aquellos viene dada en la sección II.

<sup>34</sup> La enumeración de las regiones que componen cada país viene dada en la tabla 1.10 siguiente.

<sup>35</sup> Además, se observa que, en España, según cálculos no reproducidos aquí las desigualdades de rentas son mucho más importantes dentro de la categoría de los empresarios que dentro del grupo de los asalariados. Faltan las informaciones que permiten averiguar si esta observación es generalizable o no a los otros países de Europa.

<sup>36</sup> En algunos casos, como el de Dinamarca o de Francia, esta ley se ajusta a veces peor a las observaciones. Sin embargo, estas desviaciones no ponen en duda la norma que emana de los hechos analizados aquí; aquellas se deben en realidad a las particularidades de los sistemas nacionales de enseñanza que dificultan una definición homogénea de los niveles educativos en cada país.

<sup>37</sup> Con la exclusión sin embargo del caso de Italia.

<sup>38</sup> A excepción sin embargo de Alemania (ver tabla 1.10).

<sup>39</sup> En España y en Italia, esta ley es sin embargo algo menos regular.

<sup>40</sup> Para un análisis de la evolución de las desigualdades de rentas en fechas anteriores a estas dos encuestas, ver Alcaide Inchausti y Alcaide Inchausti (1977). La tendencia que observamos en esta sección no se puede empalmar con la que obtienen estos autores, en la medida en que ellos utilizan datos ajustados de las distintas encuestas de Presupuestos Familiares del INE.

<sup>41</sup> Esta conclusión contrasta con la obtenida por Bosch, Escribano y Sánchez (1989). En efecto, estos autores demuestran, a partir de los datos de las dos últimas encuestas de Presupuestos Familiares, que las desigualdades disminuyeron un 1,3% entre 1973-74 y 1980-81. Ahora bien, tal resultado no viene fundado en el criterio de la renta familiar total como el que utilizamos aquí, sino en el concepto de gasto per cápita.

<sup>42</sup> Este enfoque ha sido tratado, en cierta medida, en el epígrafe segundo.

<sup>43</sup> Suponemos que las encuestas de Presupuestos Familiares son representativas de sus épocas. Además, las características que retenemos son elegidas en función de la disponibilidad de un índice de desigualdad de renta para cada una de ellas. Por último, hay que señalar que los ocho años que consideramos representan sin duda alguna un período de tiempo muy corto para poder apreciar cambios muy significativos en la sociedad, pero este intervalo se ve impuesto por límites de la información.

<sup>44</sup> En realidad se trata del hogar de dos miembros.

<sup>45</sup> Este efecto, constatado a partir de datos transversales, tiene todas las posibilidades de ser transitorio, si el cambio (demográfico) observado aquí no traduce nada más que un retroceso de la edad del casamiento.

<sup>46</sup> El análisis se limita al cabeza de familia, pues la encuesta de Presupuestos Familiares no describe las características personales de los demás perceptores de rentas ordinarias. Los resultados empíricos presentados aquí se refieren a una muestra de 11.000 asalariados aproximadamente.

<sup>47</sup> Debida por ejemplo a la aparición de un progreso técnico.

<sup>48</sup> Su renta bruta es por consiguiente igual a su renta neta.

<sup>49</sup> Aunque sean asalariados, estos sustentadores pueden ejercer una actividad secundaria por cuenta propia.

<sup>50</sup> Según los datos de la encuesta de Presupuestos Familiares de 1980-81, menos del 4% de los sustentadores que se declaran asalariados ejercen una actividad secundaria por cuenta propia.

<sup>51</sup> En este caso, comparamos el sueldo que corresponde a una formación  $i$  (o sea  $E_i$ ) con el que corresponde al nivel educativo inmediatamente superior (o sea  $E_j$ ).

<sup>52</sup> Sin embargo, en el caso de la enseñanza superior corta, el máximo del perfil de rentas se da mucho más tarde.

<sup>53</sup> Concretamente, se asigna 4 años de educación a una persona sin estudios, 8, 9, 10, 13 y 16 años respectivamente en el caso de que el individuo posea un nivel de instrucción primaria, un bachillerato elemental, un bachillerato superior, un diploma de enseñanza universitaria corta o un título de enseñanza superior larga.

<sup>54</sup> A la inversa de la variable anterior, ésta se conoce con exactitud.

<sup>55</sup> Tales como la experiencia profesional, el sector de empleo, la calidad de la educación recibida, el entorno familiar o las características psicológicas del individuo.

<sup>56</sup> Eso se debe al hecho de que la encuesta de Presupuestos Familiares no da información directa respecto al número de años de estudios, ni tampoco indica la edad a la cual el individuo abandonó el sistema escolar.

<sup>57</sup> Al ser el modelo semilogarítmico, el aumento de renta que procura la posesión de un diploma  $i$  no se mide por el coeficiente de regresión  $b_i$ , sino por la expresión  $(\exp b_i - 1)$  (véase Halvorsen y Palmquist, 1980).

<sup>58</sup> Estas evaluaciones se calculan según la fórmula:

$$(\exp b_j - 1) - (\exp b_i - 1)$$

en la cual  $b_i$  y  $b_j$  representan los coeficientes de regresión correspondientes a dos formaciones  $i$  e  $j$  consecutivas (la formación  $i$  es de menor nivel que la formación  $j$ ).

Se verifica que las estimaciones obtenidas por este procedimiento de cálculo sobreestiman las evaluaciones que se pueden deducir comparando de manera simple la estructura de las rentas por nivel de educación (ver tabla 2..2).

<sup>59</sup> Por lo que se refiere a la enseñanza superior corta, el número teórico de años de estudios suplementarios se mide naturalmente respecto al caso del bachiller superior; de igual manera, por lo que concierne a la enseñanza superior larga este número se aprecia respecto al caso de la enseñanza superior corta.

<sup>60</sup> El test de restricciones lineales indica que las dos variables de experiencia ( $t$  y  $t^2$ ) aumentan significativamente el poder explicativo del modelo, al nivel de 1%. En efecto, para el citado test, el valor calculado del estadístico  $F$  es igual a 187,5, lo que es superior al valor teórico de la  $F$  con 2 y 10961 grados de libertad.

<sup>61</sup> En efecto, el valor de la  $t$  de Student para la verificación de dicha hipótesis es de 2,50 en el caso del modelo de escolaridad y de 2,33 en el caso del modelo de experiencia.

<sup>62</sup> El máximo se obtiene resolviendo la ecuación siguiente:

$$d(\ln Y_t)/dt = 0$$

y se expresa por :

$$t_p = - b/2c$$

La diferencia de rentas que calculamos aquí viene dada por:

$$\ln Y_p - \ln Y_0 = t_p(b - ct_p)$$

<sup>63</sup> En este gráfico, cada terna de valores  $(T, k_0, r_p)$  es una solución del sistema de ecuaciones anterior.

<sup>64</sup> El sector de actividad está codificado 1 cuando el individuo ejerce su profesión en el sector agrícola y 0 en el caso contrario.

La variable situación de empleo toma el valor 1 si el individuo recibe a la vez ingresos por trabajo por cuenta ajena y por cuenta propia, y 0 en el caso contrario.

El estado civil está codificado 1 si el individuo está casado y 0 si es soltero o viudo.

El efecto del tamaño de municipio de residencia se aprecia a través de tres variables ficticias que oponen los residentes en ciudades de 10.000 a 50.000 habitantes (excepto los que viven en las capitales de provincia de ese tamaño), de 50.000 a 500.000 habitantes (incluidos los que residen en las capitales de provincia de 10.000 a 50.000 habitantes) y de más de 500.000, a los que viven en municipios de menos de 10.000 habitantes.

<sup>65</sup> Según el test de restricciones lineales esta reducción es significativa, al igual que la que aparece cuando se comparan entre si las formulaciones IV y VI. En efecto, en estos dos casos, el valor calculado de la F es de 1632 y de 1512 respectivamente, lo que es superior al valor teórico de este estadístico al nivel del 1% .

<sup>66</sup> En efecto, el mismo está comprendido entre el 4% y el 5% .

<sup>67</sup> Esta predicción se obtiene considerando la fórmula:

$$Y_i = Y_{i,np}(1+d)^p$$

en la cual  $Y_{i,np}$  representa la renta de un individuo  $i$  que tiene un solo empleo,  $d$  indica la diferencia de rentas estimadas entre un asalariado pluriempleado y uno no pluriempleado, y  $p$  es una variable dicotómica que toma el valor 1 en caso de pluriempleo y 0 en caso contrario.

Suponiendo que  $d$  es pequeño, tenemos la forma logarítmica siguiente:

$$\ln Y_i = \ln Y_{i,np} + dp$$

y podemos escribir:

$$\sigma^2(\ln Y_i) = \sigma^2(\ln Y_{i,np}) + d^2(p-p^2)$$

Así, el efecto de un incremento en la proporción de pluriempleados sobre las desigualdades de rentas se expresa por:

$$\delta\sigma^2(\ln Y_i)/\delta p = d^2(1-2p)$$

<sup>68</sup> Estas diferencias se aprecian respecto al caso de los asalariados que residen en municipios de menos de 10.000 habitantes.

## REFERENCIAS

ALCAIDE INCHAUSTI, A. y ALCAIDE INCHAUSTI, J.(1977). "Distribución personal de la renta en España y en los países de la OCDE", *Hacienda Pública Española*, N° 47.

ATKINSON, A.(1970). "On the measurment of inequality", *Journal of Economic Theory*, N° 2.

BECKER, G.(1975). *Human Capital*, Columbia University Press, New York.

BLINDER, A. S.(1974). *Toward an economic theory of income distribution*. The MIT Press,

Cambridge.

BLINDER, A., S., 1980, "The level and distribution of economic well-being", in *The American economy in transition* (M. Feldstein, editor). The University of Chicago Press, Chicago.

BOSCH, A., ESCRIBANO, C. y SANCHEZ, I.(1989). *Evolución de la desigualdad y la pobreza en España: estudio basado en las encuestas de Presupuestos Familiares 1973-74 y 1980-81*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

BHATTACHARYA, N. y MAHALANOBIS, B.(1967). "Regional disparities in household consumption in India", *American Statistical Association Journal*, Vol. 62.

DANZIGER, S., HAVEMAN, R. y SMOLENSKY, E.(1977). "The measurement and trend of inequality: comment", *The American Economic Review*, N° 3.

DEATON, A. y MUELLBAUER, J.(1980). *Economics and consumer behavior*. Cambridge University Press, Cambridge.

HALVORSEN, R. y PALMQUIST, R.(1980). "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", *American Economic Review*, Vol. 70.

HECKMAN, J., J. y MICHAEL, R., T.(1982). "Earnings and the distribution of income: insights from economic research", in *Behavioral and social science research: a national resource* (Mc. C. Adams, N.J. Smelser y D.J. Treiman, (editores) National Academy of Science Press, Washington.

INE.(1975). *Encuesta de Presupuestos Familiares, Metodología y resultados*. Madrid.

INE.(1983). *Encuesta de Presupuestos Familiares 1980-1981*, tomo I. Madrid.

KAKWANI, N., C.(1977). "Application of Lorenz curves in economic analysis", *Econometrica*, N° 45.

KAKWANI, N., C.(1980). *Income inequality and poverty*. Oxford University Press, New York.

KNIGHT, J. B. Y SABOT, R. H.(1983). "Educational expansion and the Kuznets effect", *American Economic Review*, N° 73.

LASSIBILLE, G.(1986). "L'Influence des Evénements Familiaux dans la Formation des Revenus", *Annales d'Economie et de Statistique*, N° 2.

LASSIBILLE, G. (1989). "Las desigualdades de rentas en la sociedad andaluza", *Revista de Estudios Regionales*, N° 23.

LERMAN, R.,I., Y YITZHAKI, S.(1985). "Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVII, N°1.

LILLARD, L. A.(1977). "Inequality: earnings vs. human wealth", *The American Economic Review*, Vol. 67.

MINCER, J.(1974). *Schooling, Experience and Earnings*.Columbia University Press, New York.

MINCER, J.(1979). "Human Capital and Earnings", in *Economic Dimensions of Education*. National Academy of Education, Washington .

PAGLIN, M.(1975). "The measurement and trend of inequality: a basic revision", *American Economic Review*, Vol. 65.

PRAAG, B.M.S. VAN.(1977)."The perception of welfare inequality", *European Economic Review*, N° 2.

PSACHAROPOULOS, G. Y LAYARD, R.(1979). "Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique", *Review of Economic Studies*, Vol. 46.

RIBOUD, M.(1978). *Accumulation du Capital Humain* . *Economica*, Paris.

RUIZ, G.(1982). *Igualdad humana y realidad económica*. Ediciones Pirámide, Madrid.

RUIZ-CASTILLO, J.(1987). La medición de la pobreza y de la desigualdad en España, *Estudios Económicos*, N° 42, Banco de España.

SEN, A. K.(1973). *On income inequality*. Clarendon Press, Oxford.

SHORROCKS, A., F. (1982)."Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, N°50.

STUART, A.(1954). "The correlation between variates-values and ranks in samples from a continuous distribution", *British Journal of Statistical Psychology*, Vol. 7.

THEIL, H.(1967), *Economics and information theory*, North-Holland, Amsterdam.

UNESCO.(1989) *Anuario Estadístico*, Paris.

WEEREN, H. VAN Y PRAAG, B.M.S. VAN.(1984). "The inequality of actual incomes and earnings capacities between households in Europe", *European Economic Review*, N° 24.

Documento n° 6 de la Serie de libros impresos "Documentos de Econometría Aplicada" (DEA) en 1996. Disponible desde 3-5-2022, en formato electrónico en la Web del Equipo de Econometría de la universidad de Santiago de Compostela (España):  
<https://+www.usc.gal/economet/documentos.htm>