

**DETERMINANTES DE LA RENTA DE LOS
HOGARES DE LA COMUNIDAD VALENCIANA.
UNA APROXIMACION EMPIRICA.**

M^a Luisa Moltó, Carlos Peraita, Manuel Sánchez y Ezequiel Uriel*

WP-EC 91-03

* M.L. Moltó, C. Peraita y M. Sánchez: Universidad de Valencia.

E. Uriel: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y Universidad de Valencia.

**Editor: Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.**
Primera Edición Abril 1991
ISBN: 84-7890-455-7
Depósito Legal: V-1599-1991
Impreso por KEY, S.A., Valencia.
Cardenal Benlloch, 69, 46021-Valencia.
Impreso en España.

**DETERMINANTES DE LA RENTA DE LOS
HOGARES DE LA COMUNIDAD VALENCIANA.
UNA APROXIMACION EMPIRICA.**

M. Luisa Moltó, Carlos Peraita, Manuel Sánchez y Ezequiel Uriel

RESUMEN

El análisis de los determinantes del ingreso salarial individual puede trasladarse a los ingresos totales del hogar dentro del enfoque de la teoría del capital humano. Este trabajo analiza los efectos que sobre el nivel de renta total alcanzado por los hogares en la Comunidad Valenciana ejerce un conjunto de variables relativas a características sociodemográficas y laborales, teniendo en cuenta los diversos componentes de la renta total. Utilizando un modelo *logit ordenado* se estima cuantitativamente la influencia del conjunto de características sobre la probabilidad de encontrarse en cada uno de los distintos tramos de la escala de renta total establecida.

ABSTRACT

The analysis of the determinants of the individual wage income can be transferred to the total domestic income from the point of view of the human capital. This paper analyzes the effects that a group of variables, relative to sociodemographic and labour attributes, exerts on the total income rate reached by the Comunidad Valenciana households, taking into account the different elements of the total income. Using an *ordered logit* model it makes a quantitative estimation of the influence of the characteristics on the chance of being situated in each one of the steps of the established total income scale.

1. INTRODUCCION

Este trabajo analiza los efectos que, sobre el nivel de renta de los hogares, ejercen ciertas características personales y otras variables relativas a la situación laboral, en especial las referidas a los cabezas de familia. La información relativa a la submuestra valenciana de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo (1985) se utiliza para estimar un modelo logit ordenado que permite establecer las distribuciones de probabilidad de la renta para distintos tipos de hogares.

El trabajo se estructura de la forma siguiente. En el apartado 2 se efectúan algunas consideraciones de carácter analítico sobre los determinantes de la renta de los hogares, con especial énfasis en el contexto específico en que se inserta este trabajo. En el apartado 3 se describe el modelo logit ordenado aplicado y se definen las variables explicativas recogidas en las especificaciones planteadas. El análisis de las estimaciones econométricas realizadas para distintos tipos de hogares se recoge en el apartado 4. Por último, el apartado 5 presenta de forma sumaria los resultados obtenidos.

2. CONSIDERACIONES ANALITICAS

En su vertiente estática, habitualmente plasmada en la estimación de "funciones de ingresos" (Mincer, 1974), la teoría del capital humano ha logrado un amplio consenso acerca de la influencia de ciertas características personales sobre el nivel de ingresos de los individuos. Así, se entiende que un mayor nivel educativo o una mayor experiencia laboral se traducen, *ceteris paribus*, en mayores ingresos. Por su parte, la teoría del capital humano en su vertiente dinámica, -determinación de los ingresos de los individuos a lo largo del ciclo vital-, también establece ciertas regularidades en la relación entre la evolución de los ingresos y características tales como el sexo, la edad, el nivel educativo o incluso la cohorte a que pertenece el

individuo. En particular, para un nivel de experiencia dado, se ha constatado, tanto con datos de corte transversal como de panel, que el crecimiento de los ingresos tiende a ser menor para las mujeres, para los trabajadores de más edad, para los trabajadores de menor nivel educativo y para aquellos que pertenecen a cohortes más recientes (Weiss, 1986).

Con todo, no faltan autores que consideran que el nivel de ingresos alcanzado por los individuos depende menos de los factores directamente relacionados con la productividad (educación y experiencia) que de otros que según el enfoque del capital humano no deberían incidir sobre los ingresos. Thurow (1975) sostiene que el sexo, el origen familiar e incluso la suerte, son factores tanto o más importantes que aquellos para determinar la posición de los individuos en el entramado laboral y, por ende, en la escala de ingresos. Por su parte, los seguidores del enfoque dual y de la teoría de la segmentación de los mercados de trabajo (Doeringer y Piore, 1971; Osterman, 1975) sostienen que los determinantes de los ingresos recogidos en la teoría del capital humano sólo operan en el segmento superior del mercado, mientras que en los segmentos inferiores cobran una importancia fundamental los mencionados por Thurow.

Sobre este punto, nuestra posición es esencialmente ecléctica, como evidencia el conjunto de variables explicativas que hemos incorporado a las estimaciones. Dicho conjunto recoge tanto variables de oferta como variables ilustrativas de la situación del individuo en el mercado laboral. Nuestras estimaciones, sin embargo, han omitido la experiencia laboral, cuyos efectos vendrán recogidos previsiblemente en los coeficientes de la edad. Conviene señalar que esa omisión sesga a la baja el coeficiente de la educación, ya que ésta y la experiencia están negativamente correlacionadas, al necesitar menor experiencia, para cualquier edad dada, los individuos con mayor educación.

Este trabajo se integra en un estudio más general sobre la pobreza en la Comunidad Valenciana. Por ello, la unidad objeto de análisis es el hogar y no el individuo, lo que determina dos consecuencias importantes. Al considerar el hogar como un todo, cobran una relevancia especial las interacciones entre los distintos miembros del hogar en sus decisiones de asignación del tiempo, tanto para el trabajo de mercado como para el de no mercado (Becker, 1987). En segundo lugar, el análisis debe ser trasladado desde los determinantes de los

ingresos salariales a los de los ingresos totales del hogar. Estos últimos recogen componentes muy diversos, -salarios, rendimientos de la riqueza acumulada, rentas en especie, rentas derivadas de los sistemas de asistencia públicos y privados, etc.-, cuya importancia relativa varía en función del colectivo considerado y depende significativamente de la estructura por edades de la fuerza de trabajo y de la composición y el tamaño de los hogares.

Dado que nuestro objetivo es, en última instancia, detectar los colectivos en situación de precariedad desde el punto de vista de los ingresos, prestaremos una atención particular a aquellas características que puedan entroncar más directamente con los grupos que la evidencia empírica señala como más proclives a situarse bajo la línea de pobreza, como ocurre con "los hogares de la tercera edad" y las "familias monoparentales".

En las sociedades más desarrolladas la tendencia secular apunta al aumento de la fracción correspondiente a la tercera edad dentro de la población total, con una edad media cada vez más alta y una retirada del mercado de trabajo cada vez más temprana. La situación de este colectivo de tamaño creciente dentro de la escala global de ingresos depende de diversos factores. Así, se ha constatado que la varianza de los ingresos a lo largo del ciclo vital sigue una forma de U, por lo que la desigualdad relativa de ingresos entre las familias de la tercera edad debe ser, *ceteris paribus*, mayor que entre las familias de edades más bajas (Mincer, 1974; Hause, 1980). Además, puesto que las personas de mayor edad con ingresos muy bajos tienen escasas vías (aunque sólo sea por lo limitado de su horizonte temporal) para salir de esa situación, la probabilidad de que la pobreza de la tercera edad devenga un fenómeno permanente es mucho mayor que para los colectivos de menor edad (Hurd, 1990).

Por otra parte, la evidencia apunta tanto a un significativo aumento de los ingresos monetarios corrientes de los hogares de la tercera edad como a un cambio en la fuente de tales ingresos. Los ingresos derivados del trabajo han ido perdiendo importancia, hasta ser casi irrelevantes, mientras que los ingresos derivados de la riqueza acumulada o de los sistemas asistenciales, en particular la Seguridad Social, han aumentado su peso de forma sostenida. El efecto global de esta recomposición de las rentas sobre la desigualdad y la pobreza entre la tercera edad es una cuestión polémica. Mientras que la extensión de las prestaciones de carácter no contributivo es una fuerza

claramente igualadora, al igual que ocurre con las pensiones y demás rentas basadas en cotizaciones previas, la mayor importancia de la riqueza acumulada debe tender a acentuar las desigualdades, toda vez que aquella estará directamente relacionada con las rentas del trabajo obtenidas durante la vida activa. Aunque en nuestro país el fenómeno de la recomposición de rentas entre los hogares de la tercera edad es relativamente reciente, por lo que no existe evidencia sobre su impacto, la casi totalidad de los estudios realizados para otros países han aislado una tasa de pobreza mayor para la población de la tercera edad que para la población más joven. Además, la diferencia entre dichas tasas es mayor si se consideran las rentas brutas que si se trata la renta después de impuestos, lo que parece avalar la eficacia correctora de la fiscalidad para el problema que nos ocupa.

En otro orden de cosas, durante las últimas décadas se han producido cambios importantes en la estructura familiar. En particular, han proliferado las familias monoparentales, que son aquellos hogares en los que el cabeza de familia no está casado ni en unión estable, y los hogares unipersonales. La evidencia empírica disponible atribuye a los hogares monoparentales unas tasas de pobreza muy superiores a la media, en especial cuando el cabeza de familia es una mujer soltera. Esta circunstancia ha llevado a diversos autores a calificar a este proceso como de "feminización de la pobreza" (A.E.R., 1988).

Para las familias monoparentales encabezadas por mujeres, los determinantes básicos de la probabilidad de estar en situaciones de pobreza son la edad de la madre, el número de hijos y sus edades, el tipo de ruptura del matrimonio si lo hubo (con acuerdo de las partes o sin él), los años transcurridos desde la posible ruptura y el nivel educativo de ambos padres. El nivel educativo del padre resulta interesante, ya que la probabilidad de que aquel realice transferencias de renta y el propio nivel de tales transferencias dependerá de su nivel de ingresos que, a su vez, estará positivamente relacionado con su nivel de educación (A.E.R., 1988).

Entre los hogares unipersonales, el problema de la pobreza reviste especial dramatismo entre las mujeres viudas de la tercera edad. Esta situación puede racionalizarse como sigue (Holden, Burkhauser y Feaster, 1988). A medida que transcurren los años, las personas ancianas se empobrecen por tener que financiar un ciclo de vida más largo con un stock dado de riqueza. Si, como apunta la evidencia, las tasas de mortalidad están

negativamente relacionadas con el nivel de ingresos para cada grupo de edad, los varones de los hogares pobres tenderán a fallecer antes que los de los hogares ricos, lo que implicaría que las viudas "heredan" con gran probabilidad la mala situación económica previa de sus familias.

3. METODOLOGIA

En este apartado se describe el modelo econométrico utilizado en la contrastación empírica de la función de ingresos del hogar en la Comunidad Valenciana y, en segundo lugar, se definen las variables incluídas en las distintas especificaciones del modelo econométrico.

Los datos utilizados corresponden a la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo realizada en 1985. Para nuestro objetivo esta encuesta presenta dos inconvenientes: en primer lugar, hace referencia a 1985 y, en segundo lugar, únicamente proporciona información sobre el tramo de renta total en el que se encuentran los hogares pero no sobre su cuantía. Esto último, es decir, el hecho de que la variable dependiente se encuentre de forma ordinal, condiciona fuertemente la especificación econométrica. Como contrapartida, al trabajar con una escala ordinal de rentas totales del hogar para 1985, pueden trasladarse a la actualidad todas las conclusiones derivadas del modelo estimado para esa fecha. Los cambios que sin duda han experimentado las rentas de los hogares valencianos entre 1985 y 1991, serán prácticamente despreciables al utilizar tramos de renta, lo que permite inferir que los resultados de este estudio no diferirían demasiado de los que se obtendrían si la información correspondiese al año 1991. Asimismo, la infravaloración de los ingresos que se observa en las respuestas de las encuestas de este tipo no tiene porqué afectar a los resultados de la investigación, ya que la citada infravaloración afecta presumiblemente por igual a todos los tramos de ingreso monetario del hogar.

La información disponible sobre la variable dependiente cuyo comportamiento se trata de explicar, los ingresos totales del hogar, exige

recurrir a la clase general de modelos de regresión discretos (Veáse Maddala, 1983 y Amemiya, 1981), cuyo caso más sencillo es aquél en que la variable dependiente puede tomar solamente dos valores. En nuestro caso, la variable dependiente es categórica, ya que cada hogar se clasifica en una de las categorías o tramos de ingreso, y además es una variable ordenada, ya que puede establecerse una escala ordinal de ingresos.

3.1. El modelo

El modelo para explicar la variable dependiente categórica ordenada, ingresos del hogar, se puede expresar de la siguiente forma:

$$y_i^* = \beta x_i + u_i \quad , \quad (1)$$

donde las u_i son variables normales independientes con $E(u_i) = 0$ y, aplicando la regla de normalización en el modelo probit simple, $E(u_i^2) = 1$.

En la ecuación (1), y_i^* es la variable dependiente continua que refleja los ingresos totales del hogar y que toma, por tanto, valores cuantitativos, no pudiendo observarse directamente dicha variable. Por su parte, x_i es el vector de características observables de la unidad familiar que explican el comportamiento de los ingresos totales del hogar en forma cuantitativa. Aunque y_i^* no es observable, pueden asignársele valores ordenados (de menor a mayor) de acuerdo con la clasificación de la familia i -ésima en un determinado tramo de ingresos. Es decir,

$$\begin{aligned} y_i &= 0 \quad \text{si} \quad y_i^* \leq MU(0) \\ y_i &= 1 \quad \text{si} \quad MU(0) < y_i^* \leq MU(1) \\ y_i &= 2 \quad \text{si} \quad MU(1) < y_i^* \leq MU(2) \\ y_i &= 3 \quad \text{si} \quad MU(2) < y_i^* \leq MU(3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
y_i &= 4 \quad \text{si } MU(3) < y_i^* \leq MU(4) \\
y_i &= 5 \quad \text{si } MU(4) < y_i^* \leq MU(5) \\
y_i &= 6 \quad \text{si } MU(5) < y_i^* .
\end{aligned}$$

Los coeficientes $MU(j)$ constituyen los límites inferior y superior de cada tramo de ingresos considerado, por lo que en nuestro caso las anteriores desigualdades resultan:

$$\begin{aligned}
y_i &= 0 \quad \text{si } y_i^* \leq 25000 \\
y_i &= 1 \quad \text{si } 25000 < y_i^* \leq 50000 \\
y_i &= 2 \quad \text{si } 50000 < y_i^* \leq 75000 \\
y_i &= 3 \quad \text{si } 75000 < y_i^* \leq 100000 \\
y_i &= 4 \quad \text{si } 100000 < y_i^* \leq 150000 \\
y_i &= 5 \quad \text{si } 150000 < y_i^* \leq 200000 \\
y_i &= 6 \quad \text{si } 200000 < y_i^* .
\end{aligned}$$

Nótese que los valores de la variable dependiente discreta y_i se encuentran asociados a los intervalos dentro de los cuales toma valores la variable aleatoria continua y_i^* , que sólo se puede conocer indirectamente. En otras palabras, dado que la información disponible no hace referencia a la cuantía de ingresos totales del hogar sino al tramo al que corresponde dicha cuantía, la variable cuyo comportamiento se desea explicar no puede observarse directamente sino sólo indirectamente, a través de su pertenencia a un tramo específico de ingresos totales del hogar que es posible identificar mediante su límite inferior $MU(j-1)$ y su límite superior $MU(j)$, para cualquier j . Al incluir la ecuación (1) un término constante, no todos los parámetros del modelo están identificados. Para abordar este problema cabe la posibilidad de utilizar los estimadores mínimo-cuadráticos del vector β y hacer $MU(0) = 25000$, $MU(1) = 50000$, etc. Otra posibilidad es tratar a los coeficientes $MU(j)$

como parámetros libres, en el sentido de que la relación del conjunto de valores observados de la variable y_i con la distancia unidad carece de significado. Optamos aquí por la segunda posibilidad y, aplicando la regla de normalización, se obtiene que $MU(O) = 0$.

A partir del modelo expuesto en la ecuación (1), es posible determinar la probabilidad de que la i -ésima familia se encuentre en cada uno de los tramos de ingresos totales del hogar. Así, la probabilidad de que la i -ésima familia se encuentre en el primer tramo de ingresos considerado anteriormente (menor o igual que $MU(O)$), será

$$\begin{aligned} Prob [y_i = 0] &= Prob [y_i^* \leq MU(O)] = Prob [y_i^* \leq 0] = \\ Prob [\beta x_i + u_i \leq 0] &= Prob [u_i \leq -\beta x_i] = F(-\beta x_i) . \end{aligned} \quad (2)$$

Análogamente, la probabilidad de que la i -ésima familia se encuentre en el tramo de ingresos comprendidos entre $MU(O)$ y $MU(1)$ es

$$\begin{aligned} Prob [y_i = 1] &= Prob [MU(O) < y_i^* \leq MU(1)] = \\ Prob [y_i^* \leq MU(1)] &- Prob [y_i^* \leq MU(O)] . \end{aligned} \quad (3)$$

Por otra parte,

$$\begin{aligned} Prob [y_i^* \leq MU(1)] &= Prob [\beta x_i + u_i \leq MU(1)] = \\ Prob [u_i \leq -\beta x_i + MU(1)] &= F [-\beta x_i + MU(1)] . \end{aligned} \quad (4)$$

Teniendo en cuenta, las expresiones (2), (3) y (4),

$$Prob [MU(O) < y_i^* \leq MU(1)] = F [-\beta x_i + MU(1)] - F(-\beta x_i) . \quad (5)$$

Obsérvese que tanto en (2) como en (4) aparece la función de distribución de la perturbación aleatoria u_i . Generalmente se supone que dicha función de distribución es normal, aunque una distribución logística también describiría adecuadamente, bajo determinados supuestos, el comportamiento de la variable aleatoria. Así pues, para simplificar los cálculos de las probabilidades de pertenencia a cada tramo de ingresos de la escala ordinal, en este trabajo se adopta la hipótesis de la distribución logística, cuya expresión es

$$Prob [u_i \leq -\beta x_i] = F [-\beta x_i] = 1/[1 + \exp(\beta x_i)] , \quad (6)$$

donde u sigue una distribución logística estandarizada; es decir, con $E(u_i) = 0$ y $E(u_i)^2 = 1,81$; que sería equivalente a la distribución $N(0,1)$.

En general, la probabilidad de que la familia i -ésima se encuentre en el j -ésimo tramo de ingresos totales del hogar viene dada por la expresión

$$Prob [y_i = j] = \left[\frac{1}{1 + \exp(\beta x_i - MU(j))} \right] - \left[\frac{1}{1 + \exp(\beta x_i - MU(j-1))} \right] . (7)$$

Aplicando la ecuación (7), es posible determinar cómo afectan las variables independientes recogidas en el vector x_i a las probabilidades de las distintas opciones de la variable respuesta y_i , que en el caso que nos ocupa son las probabilidades de que un hogar esté situado en cada tramo de la escala ordinal de ingresos totales del hogar.

3.2. Variables explicativas

Las variables incluídas en el vector x_i del modelo logit ordenado (1) se detallan a continuación.

Edad del sustentador principal. Esta variable se presenta bajo dos formulaciones distintas: (a) por grupos de edad y (b) en años. En el primer caso, la edad se representa por un conjunto de variables ficticias que toman los valores uno o cero, según que la persona observada (en nuestro caso el

sustentador principal del hogar) se encuentre dentro o fuera del grupo de edad correspondiente. El conjunto de variables ficticias comprende tantas como grupos de edad se establecen en cada especificación econométrica menos uno. Como categoría de referencia para las comparaciones de los coeficientes se ha decidido adoptar el grupo de "edad adulta" (entre 25 y 53 años ó entre 25 y 70 años, según los casos). En todas las especificaciones presentadas se asigna una variable ficticia al grupo de "edad joven" (menores de 25 años), mientras que el grupo de mayores de 70 años aparece bien como un único grupo (el de los mayores de 53 años) bien desagregado en grupos de 5 años, hasta los 80 años de edad. La conveniencia de esta última opción fue sugerida por los resultados obtenidos al tratar la edad de forma continua, pues se observaron variaciones significativas en las rentas de los hogares dentro del grupo de los sustentadores principales de mayor edad. El tratamiento de la variable edad en años, caso (b), permite evaluar si dentro de un determinado grupo de edad (es decir dentro de los grupos de jóvenes, adultos o ancianos) existen diferencias significativas. En particular, de acuerdo con lo expuesto en el segundo apartado, cabe esperar que haya diferencias significativas dentro del grupo de ancianos.

Nivel de estudios del sustentador principal. Se representa mediante un conjunto de variables ficticias correspondientes a los siguientes grupos: (a) menos que estudios primarios, que incluye desde no saber leer hasta menos de seis años de escolarización; (b) entre BUP y COU, comprendiendo esta categoría el segundo ciclo de EGB y la Formación Profesional, y (c) nivel de estudios superiores (universitarios y de grado medio). La categoría de referencia es estudios primarios completos o primer ciclo de EGB.

Estado civil del sustentador principal. Este factor se recoge con un conjunto de variables ficticias correspondientes a las categorías de soltero, divorciado y viudo. La categoría de referencia es la de casado.

Sexo del sustentador principal. Se cuantifica mediante una variable ficticia que toma el valor uno si la persona que encabeza el hogar es mujer y cero si es hombre, siendo pues esta última la categoría de referencia.

Situación laboral del sustentador principal. Se recoge mediante dos aspectos de la situación laboral del cabeza de familia: la relación con la actividad y el desempleo. De esta forma, si se encuentra en situación de

activo la variable ficticia correspondiente tomará el valor uno, siendo cero en la situación de inactividad laboral que constituye la categoría de referencia. A su vez, la situación de parado se cuantifica mediante una variable ficticia con valores uno y cero para las situaciones de parado y no parado, respectivamente. La categoría de referencia es, en este caso, no parado.

Situación con respecto al mercado de trabajo de otros miembros del hogar. Se representa mediante una variable ficticia que toma el valor uno si otros miembros distintos del sustentador principal tienen empleo remunerado y cero en caso contrario. La categoría de referencia la constituyen los hogares en que ningún otro miembro del hogar distinto del sustentador principal tiene empleo remunerado.

Tamaño del hogar. Esta variable se ha incluido en algunas de las especificaciones en forma cuantitativa mediante el número de miembros del hogar incluyendo al sustentador principal.

Puesto que los ingresos del hogar pueden ser tanto salariales como no salariales y la mayor parte de los factores descritos hasta el momento están relacionados únicamente con los ingresos salariales, se explicitan a continuación las variables relativas a las fuentes de ingresos no salariales.

Ingresos no salariales del hogar. Las posibles fuentes de ingresos no salariales consideradas en la encuesta ECVT son las siguientes: (a) *pensiones o prestaciones por desempleo* de algún miembro del hogar; (b) *ayudas económicas de familiares*, amigos o conocidos que no vivan en el hogar; (c) *ahorros* que se van gastando, incluyendo disminuciones patrimoniales; (d) *rentas que no sean del trabajo*, tales como dividendos, productos de alguna finca o casa alquilada, etc.; y, finalmente, (e) *otros ingresos* como becas o ayudas de organismos públicos o privados distintos de la Seguridad Social. Para cada una de tales fuentes se ha utilizado una variable ficticia que toma valor uno si se dispone de ingresos derivados de esa fuente y cero en caso contrario.

Participación del sustentador principal en los beneficios del sistema de prestaciones sociales. La variable ficticia correspondiente toma valor uno si el sustentador principal tiene cartilla propia como titular o está incluido en la de algún familiar y cero en caso contrario. La categoría de referencia la

constituyen los hogares en que el cabeza de familia no percibe prestación social alguna.

4. ANALISIS DE RESULTADOS

En este apartado se analizan las estimaciones obtenidas con algunas especificaciones econométricas elaboradas para contrastar las hipótesis desarrolladas en el segundo apartado. Como ya se ha comentado, en la estimación del modelo se utiliza la muestra de observaciones correspondiente a la Comunidad Valenciana de la *Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo* (1985). Las unidades muestrales de la encuesta son las *familias*, siendo la variable cuyo comportamiento se pretende explicar los *ingresos totales del hogar*.

En el Cuadro 1 aparecen los resultados de la especificación del modelo *logit ordenado* de determinación del ingreso familiar total por tramos (el de menor nivel de ingresos, menos de 25.000 pts., toma el valor cero, mientras que el correspondiente a los ingresos más elevados, más de 200.000 pts., toma el valor seis). Analizando la influencia de la edad del sustentador principal sobre los ingresos totales del hogar, debe destacarse la contribución negativa a la probabilidad de ascender en la escala ordinal de ingresos de aquellos hogares cuyo cabeza de familia tiene menos de 25 y más de 53 años de edad, con respecto a la categoría de referencia (hogares cuyo sustentador principal tiene entre 25 y 53 años). Es precisamente en los hogares con cabezas de familia más jóvenes, los menores de 25 años, donde la contribución de la edad a la probabilidad citada es más negativa.

El efecto de la educación sobre el nivel de ingresos del hogar es positivo, como cabía esperar. Nuestras estimaciones evidencian una influencia significativamente negativa sobre la probabilidad de ascender en la escala ordinal de ingresos de los hogares cuyo sustentador principal tiene un nivel de educación inferior al de estudios primarios, con respecto a la categoría de referencia (en este caso, los hogares cuyo cabeza de familia tiene estudios

CUADRO 1

**ESTIMACION DEL MODELO LOGIT ORDENADO PARA LOS TRAMOS DE RENTA
TOTAL FAMILIAR SEGUN DIVERSAS CARACTERISTICAS PERSONALES**

Var. Dependiente: Renta Familiar Total (por tramos)

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error Std.</i>	<i>T-ratio</i>
Constante	0.79723	0.3108	2.565
<i>Edad</i>			
menor de 25	-1.02742	0.3022	-3.399
entre 54 y 65	-0.46087	0.1306	-3.529
mayor de 65	-0.54735	0.1614	-3.391
<i>Nivel de Estudios</i>			
menos de Primaria	-0.75343	0.1322	-5.698
entre BUP y COU	0.94235	0.1553	6.069
Superiores	2.49862	0.1914	13.053
<i>Estado Civil</i>			
Soltero/a	-0.51721	0.1820	-2.842
Divorciado/a	-0.46256	0.3587	-1.290
Viudo/a	-0.54370	0.1583	-3.434
<i>Sexo</i>			
	-0.70668	0.1463	-4.831
<i>Situación Laboral</i>			
Activo/a	0.89308	0.1362	6.559
Parado/a	-1.89552	0.2311	-8.201
<i>Otras Características</i>			
No. miembros hogar	0.287E-01	0.93E-02	3.085
Cotiz. Seg. Social	1.21070	0.2581	4.691
Otros miemb. trabajan	1.14301	0.1055	10.839
Pen. desempleo	0.56095	0.1135	4.942
Ayudas familia	-0.60220	0.1877	-3.209
Otras rentas	0.39976	0.1659	2.410
MU(1)	2.57640	0.85E-01	30.004
MU(2)	4.34128	0.1169	37.152
MU(3)	5.72525	0.1523	37.586
MU(4)	7.20332	0.2124	33.921
MU(5)	8.24957	0.3216	26.209
<i>Log. de verosimilitud</i>	-2296.5		
<i>Chi-cuadrado (18)</i>	1168.7		
<i>Nivel de Significación</i>	0.321E-13		
<i>Número de observaciones</i>	1929		

primarios). Destaca el elevado valor positivo que toma el coeficiente de regresión para la categoría de estudios superiores.

En lo referente al estado civil, cabe señalar la aportación negativa a la probabilidad de ascender en la escala ordinal de ingresos de aquellos hogares cuyo sustentador principal no está casado, con respecto a los casados, que son ahora la categoría de referencia. Más aún, los coeficientes de regresión estimados para las categorías de los solteros y viudos son del mismo orden de magnitud que los asociados a la categoría formada por los hogares cuyo cabeza de familia es mayor de 65 años de edad.

En caso de que el sustentador principal del hogar sea la mujer, la probabilidad de ascender en la escala ordinal de ingresos del hogar es menor que en aquellas situaciones en las que es el hombre el cabeza de familia. La anterior contribución negativa a dicha probabilidad es, en valor absoluto, mayor que la correspondiente a las categorías de edad más elevada (54-65 y mayores de 65 años) y los hogares encabezados por individuos no casados (solteros y viudos).

Resumiendo, se observa que una edad avanzada y el no estar casado tienen un efecto muy similar, en signo y en magnitud, sobre la probabilidad de que los hogares encabezados por personas con estas características asciendan a un tramo superior de ingresos. En otras palabras, los hogares monoparentales de mayor edad encabezados por mujeres contribuyen de forma inequívocamente negativa a la probabilidad de ascender en la escala ordinal de los ingresos totales del hogar, razón por la que estos hogares tienen una elevada probabilidad de encontrarse en situaciones de precariedad económica.

A medida que aumenta el número de componentes del hogar, la probabilidad de ascenso en la escala de ingresos se incrementa de forma significativa, siendo en los hogares formados por cuatro o cinco miembros donde dicha probabilidad es más elevada. Esta afirmación se basa en resultados obtenidos con determinadas especificaciones distintas, si bien complementarias, de las que se presentan en este trabajo. Si además del sustentador principal algún otro miembro del hogar participa en el mercado laboral, la probabilidad de ascender a lo largo de la escala de ingresos aumenta considerablemente.

Como cabía esperar, el hecho de que el sustentador principal forme parte de la población activa aumenta la probabilidad de ascenso en la escala de ingresos del hogar con respecto a la categoría de referencia, los inactivos. Cuando el sustentador principal se encuentra en situación de desempleo, la probabilidad de ascenso en la escala de ingresos desciende significativamente. Adviértase que el impacto negativo de las situaciones de desempleo es mayor que el positivo ligado a las situaciones de actividad laboral; es decir, la influencia negativa del desempleo es más fuerte que la de la inactividad.

Analizando la situación del sustentador principal del hogar en relación con la Seguridad Social y otro tipo de mutualidades de carácter obligatorio del sector público, se aprecia que la contribución a la probabilidad de ascenso en la escala de ingresos de los hogares cuyo cabeza de familia es beneficiario de la Seguridad Social (tiene cartilla propia o está incluido en la de algún familiar) es positiva, y relativamente elevada en comparación con los factores analizados anteriormente.

Respecto a la contribución de los ingresos no salariales y ayudas monetarias a la probabilidad de ascenso en la escala de ingresos del hogar, cabe destacar la influencia positiva de las pensiones y prestaciones por desempleo de cualquier miembro de la familia, así como de las rentas del capital (mobiliario e inmobiliario). La influencia de las ayudas económicas de familiares, amigos o conocidos que no viven en el hogar es negativa.

La literatura disponible evidencia que la probabilidad de que un individuo se encuentre en situación de precariedad económica aumenta con la edad, de manera que en la denominada "tercera edad" es cuando la probabilidad es más elevada. Intentando verificar esta hipótesis, así como las relacionadas con ella elaboradas en el segundo apartado de este trabajo, se realiza a continuación un análisis comparativo por grupos de edad de las características individuales, relacionadas con el sustentador principal del hogar, relativas a las fuentes de ingresos y, por último, de la relación del hogar con el sistema de prestaciones sociales existente, que ya han sido utilizadas en el Cuadro 1 y que determinan la probabilidad de que una familia se encuentre en los diversos tramos de ingresos totales del hogar.

Para ello, la muestra total de hogares se ha dividido en tres submuestras: *Submuestra A*, formada por los hogares cuyo sustentador principal

es menor de 25 años de edad, a los que en adelante denominaremos "hogares jóvenes"; *Submuestra B*, formada por los hogares cuyo sustentador principal tiene entre 25 y 65 años de edad, que designamos como "hogares adultos" y, por último; *Submuestra C*, formada por los hogares encabezados por una persona mayor de 65 años, a los que denominamos "hogares ancianos". Esta partición de la muestra total de hogares se ha realizado teniendo como referencia la evolución de la capacidad de obtención de ingresos salariales de las familias a lo largo del ciclo de vida, en el marco de la teoría del capital humano, junto con la evolución de otro tipo de ingresos no salariales, generalmente fruto de prestaciones del sistema de protección social y de la provisión privada. Hay que considerar que este último tipo de ingresos cobra una importancia cada vez mayor a medida que avanza la edad de los componentes del hogar, especialmente a partir del momento de su retiro definitivo del mercado laboral.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de las especificaciones del modelo *logit ordenado* de determinación del ingreso familiar total, según el conjunto de características anteriormente apuntadas para cada uno de los tres grupos de edad en que se ha dividido la muestra total de hogares. En primer lugar, cabe destacar que la variable edad del sustentador principal (medida en años en las tres estimaciones que se presentan) solamente aparece como estadísticamente significativa en el grupo de hogares ancianos; es decir, dentro de los hogares jóvenes y adultos, cuando aumenta la edad del sustentador principal, la probabilidad de ascender en la escala ordinal de ingresos no se modifica de forma significativa.

Se produce una situación similar a la anterior en relación con el nivel de estudios alcanzado por el cabeza de familia. Mientras que en los hogares jóvenes el aumento de la educación no tiene una contribución significativa a la probabilidad de ascenso en la escala ordinal de ingresos del hogar, tanto en los hogares adultos como en los ancianos, la influencia del nivel de estudios es claramente significativa. El hecho de no haber alcanzado siquiera el nivel de estudios primarios contribuye muy negativamente a la probabilidad de ascenso en la escala ordinal de ingresos (su magnitud es similar en las dos situaciones). Sin embargo, esta contribución es positiva y muy elevada en el caso de los estudios superiores para ambos tipos de hogares.

CUADRO 2

ESTIMACION DEL MODELO LOGIT ORDENADO PARA LOS TRAMOS DE RENTA TOTAL FAMILIAR SEGUN DIVERSAS CARACTERISTICAS PERSONALES SEGUN GRANDES GRUPOS DE EDAD

Var. Dependiente: Renta Familiar Total (por tramos)

<i>Variable</i>	<i>Coef.</i>	<i>T-rat.</i>	<i>Coef.</i>	<i>T-rat.</i>	<i>Coef.</i>	<i>T-rat.</i>
<i>Grupos de edad:</i>	<i>Menores de 25</i>		<i>Entre 25 y 65</i>		<i>Mayores de 65</i>	
Constante	2.494	0.39	1.930	5.73	6.090	5.77
<i>Edad (en años)</i>	-0.061	-0.22	-0.006	-0.99	-0.054	-3.91
<i>Nivel de Estudios</i>						
menos de Primaria	-0.683	-0.75	-1.137	-8.50	-1.307	-5.33
Superiores	-1.644	-0.00	2.163	11.00	1.659	4.67
<i>Sexo</i>	-1.742	-1.44	-0.714	-4.69	-1.542	-9.43
<i>Activo/a</i>	1.217	0.89	1.019	6.43		
<i>Otros m. trabj.</i>	1.399	1.42	1.241	10.45	0.810	3.40
<i>Ingr. No Salar.</i>						
Pen. desempleo	-0.587	-0.58	0.227	1.53	0.643	3.88
Gasto ahorros	-1.796	-2.02	-0.076	-0.50	0.716	3.24
Rentas no sal.	0.981	0.41	0.165	0.79	0.613	2.09
Otros ingresos	-0.709	-0.34	-0.073	-0.25	1.050	1.77
MU(1)	2.306	3.57	2.236	22.15	2.872	19.10
MU(2)	4.259	4.23	3.877	30.17	4.602	17.24
MU(3)	4.899	4.22	5.155	32.16	6.696	13.76
MU(4)	6.130	2.55	6.603	29.90	8.345	7.75
MU(5)			7.766	24.13		
<i>Log. de veros.</i>	-51.173		-1645.4		-647.43	
<i>Chi-cuadrado</i>	14.991		526.6		250.46	
<i>Gr. de libertad</i>	10		10		9	
<i>Nivel de Signif.</i>	0.132		0.00		0.00	
<i>Número de observ.</i>	41		1208		680	

Entre los hogares encabezados por un joven, el hecho de que el sustentador principal sea una mujer no supone una contribución estadísticamente significativa a la probabilidad de ascender en la escala

ordinal de ingresos del hogar. Si además de mujer, el sustentador principal no es joven, sino que se encuadra en el grupo de adultos o ancianos, la relación entre el sexo femenino y la probabilidad de ascender por la escala ordinal de ingresos es significativa y negativa, siendo más elevada todavía en el caso de los hogares ancianos. En otras palabras, mientras que cuando se es joven el sexo no es una variable estadísticamente relevante en relación con el nivel de ingresos, cuando se alcanza la tercera edad, el hecho de ser mujer afecta de forma muy negativa y significativa al nivel de ingresos totales del hogar.

Analizando el efecto de la actividad laboral, cuando el sustentador principal de un hogar joven es activo, no existe una contribución estadísticamente significativa a la probabilidad de ascenso en la escala ordinal de ingresos, mientras que para los hogares adultos la citada contribución es significativamente positiva. Parece, pues, como si los jóvenes en peor posición relativa en la escala de ingresos no mejoraran su situación económica al participar en el mercado laboral y que, de manera análoga, si el hogar joven se encuentra en los tramos superiores de la escala de ingresos, la inactividad del cabeza de familia no contribuye a que el hogar descienda por la escala de ingresos. Sin embargo, el hecho de no participar en el mercado laboral ejerce una contribución negativa decisiva sobre la precaria situación económica de los hogares adultos. El que otros miembros del hogar distintos del cabeza de familia, sean laboralmente activos ejerce una contribución significativamente positiva sobre la probabilidad de ascender en la escala ordinal de ingresos para los hogares adultos y ancianos, aunque esta relación no es significativa en los hogares jóvenes.

La existencia de otras fuentes de ingresos distintas de las salariales sólo ejerce una contribución positiva y significativa a la probabilidad de ascender a lo largo de la escala ordinal de ingresos totales del hogar para los encabezados por mayores de 65 años de edad. Cabe señalar, sin embargo, que los resultados obtenidos con la submuestra A de hogares jóvenes deberían matizarse, en relación a su representatividad, dado el pequeño tamaño muestral (41 observaciones).

Como se ha subrayado anteriormente, un grupo de alto riesgo en relación a las situaciones de pobreza es el formado por los hogares ancianos. Por este motivo se ha llevado a cabo una especificación alternativa del modelo considerado en el Cuadro 1 para estudiar las notables variaciones que

CUADRO 3

ESTIMACION DEL MODELO LOGIT ORDENADO PARA LOS TRAMOS DE RENTA TOTAL FAMILIAR SEGUN DIVERSAS CARACTERISTICAS PERSONALES

Var. Dependiente: Renta Familiar Total (por tramos)

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error Std.</i>	<i>T-ratio</i>
Constante	2.02978	0.1613	12.585
<i>Edad</i>			
menor de 25	-0.92149	0.2889	-3.190
entre 70 y 74	-0.36592	0.1560	-2.346
entre 75 y 79	-0.52595	0.1848	-2.846
entre 80 y 84	-0.69412	0.2252	-3.083
mayor de 84	-1.03358	0.3432	-3.011
<i>Nivel de Estudios</i>			
menos de Primaria	-0.70650	0.1292	-5.469
entre BUP y COU	0.92783	0.1545	6.006
Superiores	2.39711	0.1926	12.449
<i>Estado Civil</i>			
Soltero/a	-0.71119	0.1749	-4.066
Divorciado/a	-0.73265	0.3429	-2.137
Viudo/a	-0.66864	0.1539	-4.346
<i>Sexo</i>	-0.60010	0.1408	-4.262
<i>Situación Laboral</i>			
Activo/a	0.85645	0.1175	7.286
Parado/a	-1.65699	0.2165	-7.652
No. miembros hogar	0.501E-01	0.85E-02	5.874
MU(1)	2.42880	0.80E-01	29.997
MU(2)	4.09539	0.1097	37.323
MU(3)	5.41099	0.1450	37.312
MU(4)	6.82079	0.2044	33.373
MU(5)	8.01777	0.3116	25.727
<i>Log. de verosimilitud</i>	-2379.6		
<i>Chi-cuadrado (15)</i>	1002.5		
<i>Nivel de Significación</i>	0.321E-13		
<i>Número de observaciones</i>	1929		

experimentan los ingresos totales de los hogares a medida que aumenta la edad del sustentador principal. El Cuadro 3 desagrega el tramo de edades superiores a los 69 años en cuatro tramos, cuya definición concreta se recoge bajo el epígrafe *edad* en el citado cuadro. En este caso, el colectivo de referencia son los hogares cuyo sustentador principal tiene una edad comprendida entre los 25 y 69 años.

Los coeficientes de regresión estimados correspondientes a los diferentes tramos de edad a partir de los 70 años aumentan, en valor absoluto, y de forma progresiva a medida que lo hace la edad del cabeza de familia. Por tanto, a partir de los 70 años la edad contribuye cada vez más negativamente al ascenso en la escala ordinal de ingresos del hogar, siempre con respecto a la categoría de referencia. Adviértase que la contribución del resto de variables recogidas en el Cuadro 3 no modifica sustancialmente los resultados obtenidos en la estimación presentada en el Cuadro 1; por tanto, dichas estimaciones pueden considerarse robustas.

Hasta ahora nuestro análisis se ha centrado en el estudio de la contribución de cada una de las variables independientes incluidas en las diversas especificaciones del modelo a la probabilidad de ascender en la escala ordinal de ingresos totales del hogar. Sin embargo, cabría hacer alguna precisión sobre lo expuesto en las páginas precedentes. El coeficiente estimado para cada una de las variables del modelo (1) indica su contribución en promedio a la distribución de probabilidad de los ingresos totales del hogar. Utilizando la expresión (7) se pueden obtener los valores de cada una de las probabilidades de que una familia con unas determinadas características tenga unos ingresos totales del hogar comprendidos en cada tramo de ingresos totales del hogar. Es decir, se puede obtener la distribución de probabilidad de los ingresos totales del hogar en función de sus propias características.

En los Cuadros 4 y 5 aparecen las probabilidades de pertenecer a cada uno de los tramos de ingresos totales del hogar para familias cuyo sustentador principal tiene un determinado perfil. Estos dos cuadros ayudan a conocer cómo influyen, de forma conjunta, el nivel educativo, la edad y el sexo del sustentador principal del hogar en la distribución de probabilidad de los ingresos totales del hogar. Específicamente, para calcular la probabilidad de que los ingresos totales del hogar se encuentren en cada tramo; por ejemplo, en el segundo tramo, es decir, el tramo comprendido entre 25.000 y 50.000

pesetas de ingresos totales del hogar. Para ello se han tenido en cuenta simultáneamente: (a) el nivel de educación, para el que se han considerado dos niveles lo suficientemente distantes entre sí que permitan realizar la comparación: los estudios primarios y los estudios superiores; (b) la edad, definida por tramos según distintas etapas del ciclo vital (menores de 24 años, de 25 a 69 años, de 70 a 74 años, de 75 a 79 años, de 80 a 84 años y, finalmente, mayores de 84 años) y, por último, (c) el sexo, considerando mujeres y hombres, respectivamente.

CUADRO 4

DISTRIBUCION DE LA PROBABILIDAD DE LOS INGRESOS TOTALES DEL HOGAR (en porcentajes). Sustentador principal: HOMBRE							
Ingresos Totales del Hogar (por tramos, en miles de pts.)							
	0-25	25-50	50-75	75-100	100-150	150-200	>200
<i>Nivel de Estudios: PRIMARIOS</i>							
<i>Grupos de Edad:</i>							
(a) < 25	11.3	47.7	29.4	8.2	2.5	0.6	0.2
(b) 25-69	4.8	31.6	38.8	16.7	6.0	1.4	0.6
(c) 70-74	14.6	51.4	25.1	6.3	1.9	0.4	0.2
(c) 75-79	16.7	52.8	22.8	5.4	1.6	0.3	0.2
(c) 80-84	19.2	53.7	20.5	4.7	1.4	0.3	0.1
(c) > 84	25.0	54.1	16.1	3.4	1.0	0.2	0.0
<i>Nivel de Estudios: SUPERIORES</i>							
<i>Grupos de Edad:</i>							
(a) < 25	1.1	10.4	29.3	31.1	19.3	5.8	2.8
(b) 25-69	0.5	4.5	16.7	29.1	30.1	12.5	6.7
(c) 70-74	1.5	13.5	33.3	29.4	15.7	4.5	2.1
(c) 75-79	1.8	15.4	35.2	28.0	14.0	3.8	1.8
(c) 80-84	2.1	17.6	36.8	26.3	12.3	3.3	1.5
(c) > 84	2.9	22.7	38.9	22.6	9.3	2.4	1.0

Nota: salvo errores de redondeo, la suma de cada *fila* debe ser 100.

(a) activo no parado, hogar de 2 miembros, casado.

(b) activo ocupado, hogar de 2 miembros, casado.

(c) inactivo, hogar de 2 miembros, casado.

CUADRO 5

DISTRIBUCION DE LA PROBABILIDAD DE LOS INGRESOS TOTALES
DEL HOGAR (en porcentajes). Sustentador principal: MUJER

Ingresos Totales del Hogar (por tramos, en miles de pts.)

	0-25	25-50	50-75	75-100	100-150	150-200	>200
<i>Nivel de Estudios: PRIMARIOS</i>							
<i>Grupos de Edad:</i>							
(a) < 25	32.0	52.2	12.3	2.5	0.7	0.2	0.0
(b) 25-69	15.9	52.3	23.7	5.8	1.7	0.4	0.2
(c) 70-74	39.0	48.8	9.5	1.8	0.5	0.1	0.0
(c) 75-79	42.9	46.6	8.3	1.6	0.4	0.1	0.0
(c) 80-84	47.1	43.9	7.1	1.3	0.4	0.0	0.0
(c) > 84	55.5	37.9	5.3	0.9	0.3	0.0	0.0
<i>Nivel de Estudios: SUPERIORES</i>							
<i>Grupos de Edad:</i>							
(a) < 25	4.1	28.6	39.3	18.5	7.0	1.7	0.8
(b) 25-69	1.7	14.6	34.4	28.6	14.7	4.1	1.8
(c) 70-74	5.5	34.3	38.0	15.1	5.2	1.2	0.5
(c) 75-79	6.4	37.3	36.7	13.4	4.5	1.1	0.5
(c) 80-84	7.5	40.4	35.1	11.8	3.9	0.9	0.4
(c) > 84	10.2	46.1	30.9	9.0	2.8	0.6	0.3

Nota: salvo errores de redondeo, la suma de cada *fila* debe ser 100.

(a) activa no parada, hogar de 2 miembros, soltera.

(b) activa ocupada, hogar de 1 miembro, viuda.

(c) inactiva, hogar de 1 miembro, viuda.

Los resultados más relevantes son los siguientes. Se observa que el nivel de estudios alcanzado y el grupo de edad al que pertenece el sustentador principal, permaneciendo todo lo demás constante, provoca un cambio significativo en la distribución de la probabilidad de estar situado en los distintos tramos de los ingresos totales del hogar. Esta influencia se puede verificar por separado para los hombres y las mujeres, con la finalidad de aislar el efecto del nivel educativo y del envejecimiento de otros posibles efectos como, por ejemplo, los atribuibles a la discriminación institucional acumulada por las mujeres a lo largo de su vida laboral que obstaculiza la

capitalización de una cantidad equivalente de recursos a los hombres con un perfil análogo, una vez alcanzada la edad de jubilación. Particularmente, en algunos casos, fenómenos tales como la insuficiencia del periodo de cotización y un bajo nivel de remuneración salarial durante el periodo de participación laboral condicionan incluso el derecho a la percepción misma y/o el nivel de la correspondiente pensión contributiva. Por ejemplo, para el grupo de edades comprendidas entre 70 y 75 años se observa que la máxima probabilidad (33,3%) corresponde al tercer tramo (50-75.000 pts.) para los cabezas de familia varones con estudios superiores, mientras que el 45,1% de probabilidad restante se distribuye entre los dos tramos superiores (75-100.000 y 100-150.000 pts.). Sin embargo, entre los sustentadores principales con estudios primarios, la máxima probabilidad (51,4%) se encuentra en el segundo tramo (25-50.000 pesetas), distribuyéndose el 40% de probabilidad restante entre los tramos inmediatos por encima y por debajo del mismo.

Analicemos, por último, lo que sucede a medida que aumenta la edad una vez alcanzados los 70 años. La distribución de probabilidad no se altera apreciablemente para los sustentadores principales varones con estudios primarios cuando se contemplan grupos de edad cada vez más elevada. Se aprecia únicamente un leve crecimiento de la máxima probabilidad, pero siempre correspondiendo al mismo tramo de ingresos totales del hogar. Sin embargo, en las mujeres viudas cabeza de familia con nivel de estudios primarios o superiores se aprecia, a diferencia del caso anterior, un ligero desplazamiento de la distribución de probabilidad hacia los tramos de ingresos inferiores; es decir, un desplazamiento hacia la parte más baja de la escala ordinal de ingresos totales del hogar, en el caso de los estudios primarios, y hacia el segundo tramo de ingresos, en el caso de los estudios superiores.

5. CONCLUSIONES

El análisis realizado apunta que la educación del sustentador principal del hogar ejerce un efecto muy significativo sobre el nivel de ingresos totales de la familia, de forma que a medida que aumenta el nivel de educación también lo hace la probabilidad de encontrarse en los niveles superiores de la escala ordinal de ingresos. Otra característica personal que resulta altamente significativa es el sexo del sustentador principal del hogar. El hecho de ser mujer ejerce una influencia negativa sobre la situación del hogar al que pertenece en la escala ordinal de ingresos, aunque el impacto negativo se reduce considerablemente cuando el sustentador principal se encuentra en situación de desempleo. Las diferencias en razón del sexo se agudizan con la actividad laboral, lo que permite presumir la existencia de discriminación en el mercado laboral según el sexo. El aumento de la edad del sustentador principal influye negativamente sobre la probabilidad de encontrarse en los tramos superiores de la escala ordinal de ingresos. Este efecto negativo es progresivamente más fuerte y significativo a partir de los 65 años de edad.

El papel que juegan los diversos ingresos no salariales no parece ser especialmente significativo, al menos cuando el sustentador principal está en edad laboral. Sin embargo, a partir de la jubilación (más de 65 años de edad) todas las fuentes de ingresos no salariales consideradas tienen un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de ascenso en la escala ordinal de ingresos totales del hogar. Parece como si este tipo de ingresos viniese a cubrir la brecha que deja en el perfil de ingresos totales del hogar la concavidad que, en el modelo del capital humano, muestra la función de ingresos salariales en relación a la experiencia laboral medida en años, debido al efecto depreciación.

Finalmente, al comparar la contribución de cada uno de los factores por separado a la probabilidad de ascenso en la escala ordinal de ingresos totales del hogar con su contribución de forma interrelacionada, se pone de relieve la necesidad de analizar conjuntamente la influencia de los factores que llevan a las familias a situaciones de precariedad económica (educación, sexo y edad del sustentador principal). Dicha interrelación de factores se muestra especialmente relevante en las familias que responden a perfiles con características estrechamente relacionadas con situaciones acuciantes de precariedad económica.

REFERENCIAS

- Amemiya, T. (1981), "Qualitative Response Models: A Survey." Journal of Economic Literature 19, págs. 483-536.
- American Economic Review (1988), "The Feminization of Poverty", págs. 81-95. Incluye los trabajos "Child Support Payments: Evidence from Repeated Cross Sections", por A. Beller y J. Graham; "Getting into Poverty Without a Husband, and Getting Out, With or Without", por T. Kniesner, M. McElroy y S. Wilcox; "Poverty Among Women and Children: What Accounts for the Change?", por L. Bassi.
- Becker, G. S. (1987), Tratado sobre la familia. Alianza Editorial, Madrid.
- Doeringer, P. B. y Piore, M. (1971), Internal Labor Markets and Manpower Analysis. Lexington Books, Massachusetts.
- Hause, J. (1980), "The Fine Structure of Earnings and On-the-job Training Hypothesis." Econometrica 38, págs. 1013-1030.
- Holden, K.; R. Burkhauser, R. y Feaster, D. (1988), "The Timing of Falls into Poverty after Retirement and Widowhood." Demography 25, págs. 405-415.
- Hurd M. D. (1990), "Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving." Journal of Economic Literature, págs. 565-637.
- Kotlikoff, L. J. (1989), "On the Contribution of Economics to the Evaluation and Formation of Social Insurance Policy." American Economic Review 77, págs. 184-190.
- Maddala, G. S. (1983), Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Econometric Society Monographs No. 3. Cambridge University Press.
- Mincer, J. (1974), Schooling, Experience and Earnings. NBER, Columbia University Press.

Osterman, P. (1975), "An Empirical Study of Labor Market Segmentation."
Industrial and Labor Relations Review 28, págs. 203-235.

Thurow, L. (1975), Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U. S. Economy. Basic Books, New York.

Weiss, Y. (1986), "The Determination of Life Cycle Earnings: A Survey", en
Ashenfelter, O. y Layard, K., Handbook of Labor Economics, Vol. I.
North-Holland.

DOCUMENTOS PUBLICADOS

- WP-EC 90-01 "Los determinantes de la evolución de la productividad en España"
M. Mas, F. Pérez. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-02 "Mecanización y sustitución de factores productivos en la Agricultura Valenciana"
A. Picazo, E. Reig. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-03 "Productivity in the service sector"
H. Fest. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-04 "Aplicación de los modelos de elección discreta al análisis de la adopción de innovaciones tecnológicas. El caso del sector azulejero"
E.J. Miravete. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-05 "Rentabilidad y eficiencia del mercado de acciones español"
A. Peiró. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-06 "La coordinación de políticas fiscales en el marco de una unión económica y monetaria"
J.E. Boscá, V. Orts. Diciembre 1990.
- WP-EC 91-01 "Medición de la segregación ocupacional en España: 1964-1988"
M. Sánchez. Mayo 1991.
- WP-EC 91-02 "Capital Adequacy in the New Europe"
E.P.M. Gardener. Mayo 1991.
- WP-EC 91-03 "Determinantes de la renta de los hogares de la Comunidad Valenciana. Una aproximación empírica."
M.L. Molto, C. Peraita, M. Sánchez, E. Uriel. Mayo 1991.