

HOGARES DE BAJA RENTA EN ESPAÑA: CARACTERIZACIÓN Y DETERMINANTES*

LUIS AYALA

JUAN IGNACIO PALACIO

Universidad de Castilla-La Mancha

El presente trabajo tiene como principales objetivos la medición del alcance de las situaciones de baja renta en España y la identificación de sus factores determinantes. Como línea de pobreza se utiliza el promedio de los baremos establecidos en los programas autonómicos de rentas mínimas y como fuente estadística la *Encuesta de Presupuestos Familiares*. Los resultados obtenidos muestran la existencia de importantes modificaciones en el tiempo tanto del volumen como de las características socioeconómicas de estos hogares. La realización de regresiones logísticas confirma la mayor capacidad explicativa de las variables referidas al tipo y al tamaño del hogar, el papel determinante que juegan la educación y el empleo, así como la relevancia del lugar de residencia. En el ámbito macroeconómico, destaca la importancia del crecimiento económico agregado para reducir el problema estudiado, especialmente cuando se acompaña de políticas redistributivas más intensas y de reducciones de determinadas manifestaciones del desempleo, como el que afecta a los sustentadores principales de los hogares.

Palabras clave: renta mínima, pobreza, distribución de la renta.

Clasificación JEL: I32, D31.

Pocos temas del análisis distributivo suscitan tanto interés como los cambios en la posición económica de los hogares situados en el extremo inferior de la distribución de la renta. La constatación de que las diversas olas de crecimiento no han bastado para erradicar un porcentaje todavía importante de las situaciones de insuficiencia de rentas supone un límite claro en los logros de los países industrializados en materia de bienestar social. Tal realidad obliga a revisar con cierta continuidad el alcance del problema y, sobre todo, a discernir cuáles son las posibles líneas de intervención pública más eficaces para su corrección. Esta tarea resulta especialmente acuciante en un contexto en que la reestructuración de las políticas de mantenimiento de rentas ha dado lugar al esta-

(*) Agradecemos a Alberto Vaquero y a dos evaluadores anónimos sus valiosos comentarios y sugerencias. Una versión anterior de este trabajo se presentó en el *I Encuentro de Economía Aplicada* celebrado en Barcelona en junio de 1998, beneficiándonos de los comentarios de los participantes.

blecimiento de criterios mucho más selectivos en la fijación de las condiciones de acceso a los programas destinados a la población con menores ingresos. Una creciente restricción financiera y el deseo de rebajar los problemas de asignación imperfecta del gasto han inclinado los programas hacia una mayor concentración en las situaciones de mayor carencia de recursos. Por tal motivo resulta cada vez más urgente tratar de identificar con la mayor precisión posible el segmento de población cuyo nivel de ingresos queda por debajo del considerado como mínimo por la sociedad.

Aparte de la necesidad de cuantificar correctamente el volumen de hogares con rentas insuficientes, así como los cambios que pueden producirse en su patrón, resulta también obligado el conocimiento detallado de los principales factores que intervienen en la aparición de situaciones de pobreza. En este sentido, la identificación de las principales variables explicativas de las fluctuaciones en el número de hogares con bajos ingresos y de los cambios en su patrón, puede servir de base para la realización de proyecciones de las posibles tendencias. Además de contribuir a ajustar con mayor exactitud la asignación presupuestaria de los diversos programas, la investigación de las fuerzas determinantes de los cambios puede añadir elementos dinámicos a un tipo de análisis tradicionalmente muy dominado por la perspectiva estática.

Bajo estas premisas, el presente trabajo aborda, tomando como referencia la realidad española, la medición y el estudio de los determinantes de la situación de los grupos de baja renta. Frente al procedimiento habitual de fijar como línea de pobreza un porcentaje de la renta o el gasto medio de la distribución de la renta, se aporta un umbral alternativo que consiste en promediar los baremos establecidos en los programas autonómicos de rentas mínimas. Además de derivarse directamente de la interpretación que en la práctica hacen los decisores públicos sobre el alcance de la insuficiencia de ingresos, la utilización de los umbrales implícitos en los programas autonómicos de rentas mínimas puede servir como posible referencia ante una hipotética armonización o convergencia de los actuales sistemas, completamente descentralizados, en forma de una prestación nacional¹.

Tras esta tarea de identificación se pretende contrastar cuáles son las principales fuerzas determinantes de los cambios en el volumen de hogares con bajos ingresos. Para ambos objetivos, identificación y caracterización de este tipo de hogares y determinación de los factores explicativos de sus cambios, se explota la riqueza informativa de las dos últimas *Encuestas de Presupuestos Familiares* elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística. Concretamente, en un primer apartado se revisan algunos de los problemas metodológicos básicos en la definición del umbral de ingresos bajos, a la vez que se analizan las posibilidades y los límites de dicha fuente. En el segundo apartado se examina la extensión del problema de los bajos ingresos en España, así como las modificaciones en el tiempo tanto de su cuantía como de su composición. Los siguientes apartados se dedican

(1) La armonización, total o parcial, de los sistemas autonómicos de rentas mínimas es la solución a la que apuntan todos los trabajos que han examinado desde perspectivas muy diversas las disparidades que impone la actual descentralización territorial de estos programas en la cobertura de las situaciones de pobreza [Aguilar *et al.* (1995), Estévez (1998) y Ayala (2000)].

al estudio de las variables determinantes de los cambios en el número de hogares con bajos ingresos en el período comprendido entre la publicación de las dos últimas Encuestas de Presupuestos Familiares. Como posibles elementos explicativos se han seleccionado las características dominantes de estos hogares, el efecto del crecimiento económico agregado y la influencia de algunos desequilibrios macroeconómicos básicos, como el desempleo en sus distintas dimensiones. El trabajo se cierra con las principales conclusiones.

1. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS Y DATOS

1.1. *La definición del umbral de “baja renta”*

Para evaluar la extensión de las situaciones de bajos ingresos en España es necesario delimitar un umbral representativo de la insuficiencia de la renta disponible de cada hogar. La definición de ese hipotético listón remite al tradicional debate sobre la línea óptima de pobreza. Buena parte de dicha discusión ha pivotado sobre la dicotomía pobreza absoluta/relativa y, en última instancia, en la discusión sobre en qué punto de la distribución de la renta se ubica la frontera que separa a los hogares pobres del resto. A lo largo de las dos últimas décadas ha primado una visión relativa del problema. El procedimiento habitual ha sido fijar el umbral de pobreza en el 50% del gasto o la renta media, ajustado por alguna medida que tuviera en cuenta las diferentes necesidades de hogares con tamaños distintos. Esta ha sido la premisa de las principales aportaciones al estudio de la pobreza en España².

La generalización de las mediciones relativas, respaldada por una parte amplia de la comunidad científica y casi la totalidad de organismos internacionales, como la Comisión Europea, la OIT o el Banco Mundial, ha estado acompañada, sin embargo, por una creciente revisión crítica de sus posibilidades y límites. Entre las críticas más comunes destaca la que señala el reduccionismo al que conduce la interpretación de un fenómeno multidimensional a través de una única variable, así como la arbitrariedad que supone la elección de un determinado porcentaje de la media. Los defensores de la visión relativa han tratado de suavizar tales críticas, destacando las insuficiencias de los enfoques alternativos.

Ante esas limitaciones, un criterio alternativo, desarrollado en algunos países de la Unión Europea, es la utilización de las prestaciones sociales mínimas como umbral de pobreza. La validez de tal procedimiento reside, sobre todo, en el apoyo en estudios de campo, el contraste con microdatos de las encuestas y la participación habitual de los expertos en su determinación. En algunos países, con el Reino Unido como ejemplo más representativo, se ha tomado como referencia la cuantía establecida en su programa nacional de rentas mínimas. En el caso español, la ausencia de un sistema nacional de estas características –aunque con diversas prestaciones no contributivas– ha dificultado hasta ahora la realización de un ejercicio similar. Desde comienzos de los años noventa, tal problema se ha reducido, sin embargo, dado que casi la totalidad de las CCAA han puesto en mar-

(2) Véanse, como referencias más significativas, los trabajos de Ruiz-Castillo (1987), Ruiz-Huerta y Martínez (1994), Martín-Guzmán *et al.* (1996) y EDIS *et al.* (1998).

cha programas regionales de rentas mínimas. El promedio de las cuantías fijadas en los respectivos sistemas puede servir, por tanto, como referencia para el cálculo de un umbral nacional que permita evaluar la extensión del problema de los bajos ingresos.

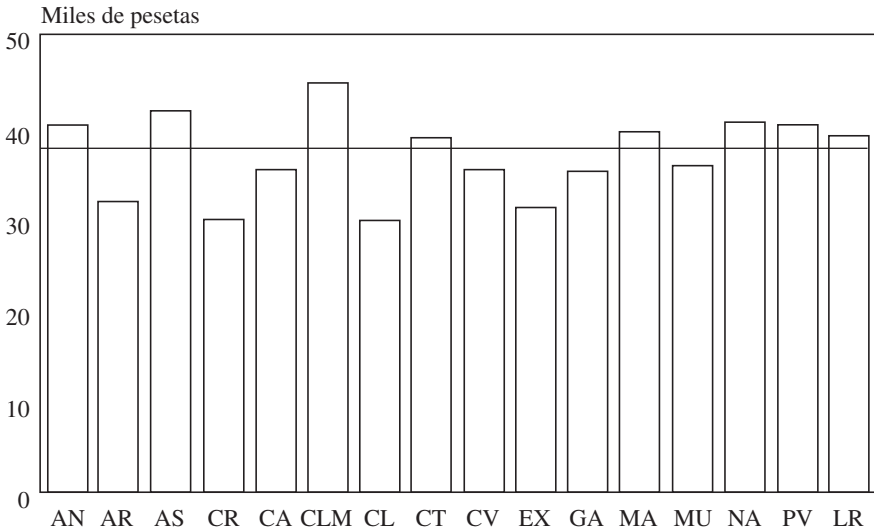
Una de las ventajas de este procedimiento es que los baremos de los programas autonómicos pueden considerarse como manifestación de las preferencias reveladas de los ciudadanos de cada región. De este modo, incorporan, implícitamente, los juicios de la población en la definición de los umbrales, en línea con algunas propuestas alternativas sobre la medición de la pobreza [Van Praag *et al.* (1981), Veit-Wilson (1987), Walker (1987) y Kapteyn *et al.* (1988)]. La práctica equivalencia entre el porcentaje de población resultante de aplicar como línea de pobreza la media de los baremos y el derivado de la utilización del 25% de la renta media disponible, nos acerca, además, a una forma de pobreza más concreta -pobreza severa- que la habitual consideración del 50% de la media³. Los trabajos más recientes realizados con la Encuesta de Presupuestos Familiares y el Panel de Hogares de la Unión Europea revelan una relación mucho más clara entre un nivel de renta inferior al 25% de la media y la acumulación de privaciones en el equipamiento básico de los hogares españoles, que la que se desprende de la utilización de umbrales más elevados, como el 50% de la media [Martínez (1995) y Martínez y Ruiz-Huerta (1997)].

La utilización de los baremos autonómicos presenta, sin embargo, algunos inconvenientes [Deleeck (1991)]. Presupone, de hecho, lo que precisamente hace falta probar: que el nivel previsto por la ley se corresponde con la realidad social. Adicionalmente, como señala Atkinson (1995), las cuantías establecidas por cada gobierno territorial, más que responder a las preferencias de los ciudadanos, pueden ser resultado de un difícil equilibrio entre objetivos de naturaleza muy distinta, como ofrecer una cobertura adecuada, contener el crecimiento del gasto o evitar posibles desincentivos laborales.

Se toman como referencia los baremos correspondientes a 1996. La elección se justifica por ser el primer año de funcionamiento normal de los programas en la práctica totalidad de las CCAA, con la excepción de Baleares y Ceuta y Melilla, y porque es la referencia temporal más cercana a la fecha de publicación de la última Encuesta de Presupuestos Familiares (ver apéndice). Los datos se han obtenido a través de una encuesta específica dirigida a los responsables de los programas de rentas mínimas en cada Comunidad Autónoma. Para establecer los valores medios, se ha optado por una media aritmética simple. La cuantía media para los hogares unipersonales equivalía a 35.166 pesetas al mes, presentando algunas Comunidades Autónomas algunas diferencias significativas respecto a ese valor medio (gráfico 1).

(3) No obstante, existe una notable ambigüedad en la normativa de cada Comunidad Autónoma respecto al tipo de pobreza que se pretende combatir. La conclusión a la que se llega al revisar las respectivas legislaciones es que el objetivo es más reducir la pobreza severa que otras manifestaciones más moderadas de ésta, como la que resulta de disfrutar de un nivel de ingresos inferior al 50% de la media.

Gráfico 1: BAREMOS DE LOS HOGARES UNIPERSONALES EN LOS PROGRAMAS AUTONÓMICOS DE RENTAS MÍNIMAS. AÑO 1996



(*) La relación de CCAA y los datos en que se basa este gráfico aparecen en el apéndice.

Fuente: encuesta a las CCAA.

1.2. La escala de equivalencia

Respecto a la escala de equivalencia más conveniente para corregir las diferencias en la dimensión y las características de los hogares se ha optado por considerar, como en el caso del umbral, el promedio de las escalas de equivalencia implícitas en los programas autonómicos. Así, la renta de cada hogar x se ha corregido dividiéndola por:

$$E_x = 1 + A_x \sum_{i=1}^n \frac{\delta_i}{n} + M_x \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p \frac{\theta_{ij}}{nM_p}$$

donde $i = 1, \dots, n$ (i = Comunidad Autónoma), $j = 1, \dots, p$ (j = número de miembros del hogar no adultos), E el número de adultos equivalentes del hogar, A el número de adultos en cada hogar distintos del sustentador principal, M el número de menores en cada hogar, δ la ponderación que recibe en cada región i cada adulto distinto del sustentador principal y θ_{ij} la ponderación que recibe en cada región cada menor adicional hasta un número máximo (M_p) a partir del cual los complemen-

tos que se otorgan al hogar son nulos⁴. Una vez estimada la renta equivalente se asigna una participación igual a todos los miembros del hogar.

Una de las virtudes de este tipo de escalas es que identifica mejor las valoraciones sociales de las necesidades de hogares de diferente tamaño y composición. Algunos autores, sin embargo, han criticado la coherencia conceptual de las escalas derivadas de las rentas mínimas. La ambigüedad presente en su determinación es un obstáculo para aceptar que sean verdaderamente el resultado de las preferencias reveladas [Coulter *et al.* (1992a)]. Más importante que todo ello es conocer en qué medida pueden derivarse de su uso resultados muy distintos de los que resultan de la aplicación de otras escalas.

Buhmann *et al.* (1988) evaluaron 32 escalas de equivalencia distintas, comparando su elasticidad respecto al tamaño del hogar. El rango posible de variación era el comprendido entre 0 o ausencia de ponderaciones, que implica que las necesidades del hogar son independientes de su tamaño, y 1, que implica la ausencia total de economías de escala. Sus resultados ofrecían una elasticidad de 0,55 para los programas asistenciales de una selección de países de la OCDE⁵. Por otro lado, Coulter *et al.* (1992b) estimaron la sensibilidad de la pobreza a los cambios en la escala de equivalencia utilizada. Las tasas más altas correspondían a las escalas con elasticidades extremas (nulas y unitarias). Si se comparan ambos resultados, las escalas implícitas en los programas de rentas mínimas de la OCDE serían, en cierto sentido, más neutrales que otros sistemas de ponderaciones.

1.3. Datos

La fuente escogida para llevar a cabo la estimación del volumen de hogares con bajos ingresos es la Encuesta de Presupuestos Familiares (*EPF*). La amplitud de su muestra, con más de 20.000 hogares, y la amplia gama de variables socioeconómicas que incluye, son distintas ventajas que, añadidas a la posibilidad de establecer comparaciones temporales, hacen que sea la mejor referencia para el estudio de las rentas de los hogares españoles. Otras fuentes con datos individuales de ingresos, como los registros fiscales, no cubren la población que constituye el objeto central de este trabajo, debido a la existencia de un mínimo exento, considerablemente superior al baremo resultante de promediar las rentas mínimas. Existen, además, otros factores, como el problema del fraude fiscal, los cambios en la normativa o la variación en el grado de cumplimiento de las obligaciones tributarias que someten a estos datos a fluctuaciones que no guardan relación alguna con la pobreza y desigualdad. La Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, que podría constituir una buena alternativa por su disponibilidad trimestral desde 1985, resulta mucho más limitada para la estimación de patrones de hogares, de-

(4) La mayoría de los programas autonómicos establecen complementos adicionales para un tope máximo de ocho menores de edad.

(5) Siguiendo la propuesta de Jenkins y Cowell (1994) de estimar directamente por MCO la elasticidad de las escalas de equivalencia con los microdatos de la distribución de ingresos, hemos calculado la elasticidad de la escala implícita en los programas de rentas mínimas con los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990/91. El resultado obtenido es un parámetro de 0,26 para la escala de las rentas mínimas y otro de 0,79 para la escala de la OCDE.

bido a su reducido tamaño muestral⁶. El Panel de Hogares de la Unión Europea no presenta tales problemas, con una muestra que duplica la de las Encuestas Continuas. La existencia de información únicamente para dos años –1994 y 1995– en el momento de realización de este trabajo no permite, sin embargo, realizar comparaciones en el tiempo.

Las insuficiencias de las fuentes alternativas y las propias ventajas de la Encuesta de Presupuestos Familiares llevan, por tanto, a tomar como base las dos últimas encuestas (1980/81 y 1990/91). Como variable de referencia se considera la renta neta disponible⁷ –resultado de deducir las cantidades satisfechas en concepto de impuestos, cotizaciones a la Seguridad Social y otros pagos asimilados– de cada hogar incluido en la muestra.

Las ventajas de la EPF no pueden hacer olvidar, sin embargo, algunos de sus límites más conocidos, como los problemas de recogida de información –elevada falta de respuesta⁸ y amplitud del intervalo temporal transcurrido entre la publicación de las dos últimas encuestas– o la presencia de problemas específicos para la medición de la pobreza y la desigualdad. En relación a esta última cuestión, destaca que los datos de la encuesta referidos a los programas autonómicos de rentas mínimas no son consistentes. El análisis detallado de los hogares que declaran cobrar el “salario social” revela la existencia de grandes discrepancias con las regulaciones autonómicas que existían en el momento de realización de la encuesta. Así, aparecen perceptores en regiones como Murcia, Galicia, Castilla-La Mancha, Canarias, Aragón y Baleares, que en aquel momento no habían iniciado el desarrollo de sus programas. Esto sólo podría explicarse por la confusión con otras prestaciones a la hora de anotar las respuestas. La EPF no incluye, además, una serie de grupos cuyas características propiciarían su clasificación como hogares con bajos ingresos, como los transeúntes o los hogares colectivos⁹, y, sobre todo, presenta un serio problema de subestimación de las rentas declaradas, como demuestran las estimaciones de Sanz (1996), que revelan que la renta neta disponible homogeneizada de los hogares de la EPF equivale sólo al 72% de la que ofrece la Contabilidad Nacional.

Este último problema no parece de fácil solución, sin que pueda decirse que haya habido notables mejoras en los métodos de corrección del sesgo. No resultan útiles para el caso concreto de los grupos con menores ingresos los procedimientos de imputación de las rentas medias de cada decila utilizados en algunos trabajos [Alcaide y Alcaide (1983)]. Tampoco otra práctica habitual, como es la selección

(6) En 1997 se produjo un cambio importante en la muestra de la Encuesta Continua, pasando de tres mil a ocho mil hogares.

(7) La EPF no tiene en cuenta las devoluciones del IRPF.

(8) El problema surge al no distribuirse la falta de respuesta de manera aleatoria, lo que provoca sesgos en los estimadores calculados a partir de la muestra real, que pueden modificar el patrón socioeconómico que se pretenda realizar con los datos de ingresos.

(9) No hay estimaciones del número de personas “sin techo” que había en España en el momento de recogida de los datos de la última EPF. Existen, sin embargo, algunos estudios que han abordado esta tarea desde una perspectiva territorial, que sirven para calibrar la posible extensión del problema para el conjunto del país. Cabrera (1998), por ejemplo, eleva a 3.161 las personas de nacionalidad española que viven como transeúntes en la Comunidad de Madrid.

de la cifra más alta entre los ingresos y los gastos de cada hogar, es aconsejable, ya que no respeta las preferencias sociales por una mayor o menor propensión al consumo. Mientras que no se conozca cómo se distribuye la subestimación en los distintos tramos de renta, tarea complicada en cualquier encuesta de ingresos, ninguna técnica podrá suplir las deficiencias originales de la información.

La información de la Encuesta de Presupuestos Familiares más reciente se recogió en el período comprendido entre abril de 1990 y marzo de 1991. Esto supone un desfase temporal importante respecto a 1996, año utilizado para calcular el umbral. Para salvar este problema, se han deflactado los distintos baremos con el IPC, ya que en la mayoría de las regiones las cantidades se actualizan anualmente según la evolución de los precios¹⁰. El mismo procedimiento se ha utilizado para obtener el umbral correspondiente a 1980.

2. LA EXTENSIÓN DEL PROBLEMA DE LOS BAJOS INGRESOS EN ESPAÑA

Los datos de la EPF revelan que al comienzo de los años noventa algo más de 350.000 hogares españoles –un 3,1% del total– tenían ingresos inferiores a los baremos establecidos en los programas autonómicos de rentas mínimas (cuadro 1). Si se tiene en cuenta el número de personas que vivían en estos hogares, la cifra asciende a casi 940.000 ciudadanos. Tales resultados son similares a los obtenidos por otros trabajos que toman como referencia la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990/91 y umbrales de pobreza severa, aunque son algo superiores a los resultantes del uso de otras fuentes¹¹. Se trata también de un porcentaje no muy distinto del de otros países europeos. La aplicación del umbral del 25% de la media a las Encuestas de Presupuestos Familiares contenidas en la base de datos del *Luxembourg Income Study* revela, de hecho, que la incidencia en España de la pobreza severa es mucho más parecida a la de otros países de la Unión Europea que otras formas más moderadas de ésta, como la que resulta de aplicar el umbral del 50% de la renta media [Ayala (1994)].

Cuando se contemplan los cambios registrados entre las dos últimas EPFs disponibles destaca, sobre todo, la magnitud de la reducción en el número de hogares con estas características. Tanto los indicadores absolutos –número de hogares o personas con rentas inferiores al umbral definido– como los relativos –porcentajes respecto a la población total– se redujeron en el período considerado a valores inferiores a la mitad de los iniciales. La tendencia a la baja, que concuerda con los resultados de los trabajos citados, fue menor en las personas que en los hogares. Una divergencia, que deja entrever posibles cambios en la incidencia del problema por tipos de hogar.

(10) La utilización de los precios al consumo no es una opción exenta de problemas. Una solución alternativa podría haber sido la construcción de un índice específico de precios para los grupos de menor renta, ya fuera concediendo más peso a las ponderaciones de aquellos consumos considerados básicos o directamente observando las pautas de gasto de los grupos con menores ingresos. El problema de la primera opción es la dificultad para determinar cuáles son las necesidades básicas. En el segundo caso, los límites surgen de cómo definir la población pobre cuyas pautas de consumo se quieren observar.

(11) El estudio de EDIS *et al.* (1998) cifra en un 2,8% el porcentaje de hogares que a mediados de los años noventa presentaban ingresos inferiores al 25% de la media.

Cuadro 1: LA INCIDENCIA DEL PROBLEMA DE LOS BAJOS INGRESOS EN ESPAÑA

	1980/81		1990/91	
	Personas	Hogares	Personas	Hogares
Con bajos ingresos	1.953.852	689.633	938.939	350.225
Total	36.112.234	9.752.152	38.491.198	11.297.715
<i>% sobre el total</i>	<i>5,4%</i>	<i>7,1%</i>	<i>2,4%</i>	<i>3,1%</i>

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares.

Las características socioeconómicas de los grupos de baja renta han experimentado, de hecho, importantes cambios. Destaca, sobre todo, la alteración que se ha producido en la distribución por edades (cuadro 2). Mientras que el aumento de la efectividad de los programas de mantenimiento de rentas ha hecho que mejorara sensiblemente la situación de los hogares con sustentadores mayores de 65 años, más en los varones que en las mujeres, en los hogares con cabezas de familia jóvenes la reducción del problema ha sido considerablemente menor.

Especialmente negativa ha sido la evolución de los hogares encabezados por mujeres jóvenes. Los problemas para acceder al mercado de trabajo y la limitada cobertura que la protección social ofrece a las madres jóvenes con hijos a su cargo han hecho que éste sea el único grupo demográfico que vio crecer su tasa específica a lo largo del período considerado, aunque el peso relativo de los hogares monoparentales todavía sigue siendo muy reducido. Según el tamaño del hogar, cabe resaltar que el problema sigue muy polarizado en los hogares extremos, aunque la evolución de estos grupos ha sido muy distinta. La pronunciada caída de los porcentajes correspondientes a los hogares más pequeños, que hay que relacionar con la citada extensión de la red de protección social, no ha estado acompañada por un movimiento similar en el caso de las familias numerosas.

Cuando la atención se fija en el nivel de estudios de los sustentadores principales, el cambio principal radica en la asimetría presente en la evolución de los porcentajes referidos a los estratos extremos. El hecho de que buena parte de los hogares con niveles educativos más bajos presenten una edad media elevada, ha propiciado –debido de nuevo al papel vital de las prestaciones monetarias– que se haya reducido considerablemente su distancia respecto a la media, aunque todavía tengan tasas muy altas. No ha sido así en los titulados. Aunque la relevancia cuantitativa del problema es todavía muy limitada, el crecimiento de las tasas denota cierto desvanecimiento del papel de la educación como garantía inequívoca para evitar el riesgo de pobreza. En cuanto a la relación con la actividad laboral de los cabezas de familia, sobresalen las dificultades de los parados para reducir los altos porcentajes que ya mostraban a comienzos de los años ochenta. De hecho, la incidencia relativa del problema de los bajos ingresos se duplicó en este colectivo a lo largo del período considerado.

Cuadro 2: PERFIL SOCIOECONÓMICO DE LOS HOGARES CON INGRESOS INFERIORES A LA RENTA MÍNIMA
(SEGÚN LAS CARACTERÍSTICAS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL)

	1980/81				1990/91			
	N _i	D _i	HPB _i	IR _i	N _i	D _i	HPB _i	IR _i
Varón < 30 años	7,2	3,9	3,9	0,5	5,3	4,7	2,8	0,9
Varón 30-44 años	28,0	12,6	3,2	0,5	25,7	15,1	1,8	0,6
Varón 45-64 años	37,3	30,7	5,8	0,8	34,5	31,9	2,9	0,9
Varón > 64 años	13,7	16,1	8,3	1,2	16,9	9,3	1,7	0,5
Mujer < 30 años	1,1	0,8	5,2	0,7	0,9	1,9	6,7	2,2
Mujer 30-44 años	1,8	1,5	5,9	0,8	2,8	4,1	4,5	1,4
Mujer 45-64 años	5,0	10,9	15,4	2,2	5,8	14	7,5	2,4
Mujer > 64 años	6,0	23,5	27,8	3,9	8,1	19	7,3	2,3
Varones	86,2	63,4	5,2	0,7	82,4	61,0	2,3	0,7
Mujeres	13,8	36,6	18,8	2,7	17,6	39,0	6,9	2,2
< 30 años	8,2	4,7	4,0	0,6	6,1	6,6	3,3	1,1
30-44 años	29,8	14,1	3,4	0,5	28,5	19,2	2,1	0,7
45-64 años	42,3	41,5	6,9	1,0	40,3	45,9	3,5	1,1
> 64 años	19,7	39,7	14,2	2,0	25,1	28,3	3,5	1,1
1 persona	7,8	31,7	28,8	4,1	10,0	35,9	11,1	3,6
2 personas	21,2	24,5	8,2	1,2	22,3	22,7	3,2	1,0
3 personas	18,5	13,1	5,0	0,7	20,8	12,7	1,9	0,6
4 personas	23,5	11,5	3,5	0,5	25	12,8	1,6	0,5
5 personas	14,9	8,7	4,1	0,6	13,2	7,6	1,8	0,6
6 personas	7,8	5,7	5,2	0,7	5,4	3,6	2,1	0,7

Cuadro 2: PERFIL SOCIOECONÓMICO DE LOS HOGARES CON INGRESOS INFERIORES A LA RENTA MÍNIMA
(SEGÚN LAS CARACTERÍSTICAS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL) (CONTINUACIÓN)

	1980/81				1990/91			
	N _i	D _i	HPB _i	IR _i	N _i	D _i	HPB _i	IR _i
7 personas	3,6	2,0	3,9	0,6	2,2	2,2	3,1	1,0
8 personas	1,5	1,4	6,4	0,9	0,7	1,4	6,4	2,1
> 8 personas	1,2	1,4	8,0	1,1	0,5	1,1	7,3	2,3
Analfabetos	32,7	66,0	14,3	2,0	25,9	50,9	6,1	2,0
Primarios	54,3	32,6	4,2	0,6	54,6	41,1	2,3	0,8
BUP/COU/FP2	6,3	1,1	1,2	0,2	10,4	4,6	1,4	0,4
Diplomados	3,3	0,2	0,4	0,0	4,6	1,4	0,9	0,3
E. Superiores	3,4	0,1	0,2	0,0	4,6	1,9	1,3	0,4
Ocupados	68,6	38,1	3,9	0,6	59,0	29,8	1,6	0,5
Parados	4,9	8,7	12,7	1,8	5,0	17,5	10,7	3,5
Pensionistas	24,0	43,9	12,9	1,8	33,6	34,2	3,2	1,0
Otros inactivos	2,6	9,3	25,9	3,7	2,4	18,6	19,4	7,8
< 10000 habitantes	30,8	53,9	12,4	1,8	26,2	37,6	4,5	1,4
10.001-50.000 habitantes	20,3	20,3	7,1	1,0	22,5	23,3	3,2	1,0
50.001-500.000 habitantes	29,5	18,1	4,3	0,6	31,8	11,5	1,1	0,4
> 500.000 habitantes	19,4	7,7	2,8	0,4	19,5	10,4	1,7	0,5
Total	100,0	100,0	7,1	1,0	100,0	100,0	3,1	1,0

N_i = % del total de hogares; D_i = % del total de hogares con ingresos inferiores a la renta mínima; HPB_i = % de hogares con ingresos inferiores a la renta mínima; IR_i = D_i/N_i

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares.

Cuadro 3: DISTRIBUCIÓN TERRITORIAL DE LOS HOGARES CON INGRESOS INFERIORES A LA RENTA MÍNIMA

	1980/81				1990/91			
	N_i	D_i	HPB_i	IR_i	N_i	D_i	HPB_i	IR_i
Andalucía	16,1	24,4	10,7	1,5	16,6	27,2	5,1	1,6
Aragón	3,5	4,0	8,0	1,1	3,4	2,6	2,4	0,8
Asturias	3,2	3,0	6,7	0,9	3,0	1,3	1,3	0,4
Baleares	2,1	1,4	4,8	0,7	1,9	1,7	2,8	0,9
Canarias	3,3	3,6	7,9	1,1	3,5	7,9	7,1	2,3
Cantabria	1,4	0,8	4,2	0,6	1,3	1,2	2,8	0,9
Castilla-León	7,3	9,7	9,3	1,3	7,1	8,4	3,7	1,2
Castilla-La Mancha	4,6	7,4	11,4	1,6	4,5	4,1	2,8	0,9
Cataluña	16,0	6,5	2,9	0,4	16,0	7,7	1,5	0,5
Comunidad Valenciana	9,9	6,6	4,7	0,7	10,1	7,7	2,4	0,8
Extremadura	2,9	6,3	15,3	2,2	2,9	6,4	6,8	2,2
Galicia	7,3	13,8	13,4	1,9	6,9	9,1	4,1	1,3
Madrid	12,3	5,9	3,4	0,5	12,6	5,2	1,3	0,4
Murcia	2,4	3,2	9,5	1,3	2,5	3,3	4,1	1,3
Navarra	1,3	0,7	4,0	0,5	1,3	0,6	1,5	0,5
País Vasco	5,4	2,5	3,2	0,5	5,4	4,5	2,6	0,8
La Rioja	0,7	0,3	2,8	0,4	0,7	0,2	1,0	0,3
Ceuta y Melilla	0,3	0,3	6,4	1,0	0,3	0,8	8,2	2,6
< 10.000 habitantes	30,8	53,9	12,4	1,8	26,2	37,6	4,5	1,4
10.001-50.000 habitantes	20,3	20,3	7,1	1,0	22,5	23,3	3,2	1,0
50.001-500.000 habitantes	29,5	18,1	4,3	0,6	31,8	11,5	1,1	0,4
> 500.000 habitantes	19,4	7,7	2,8	0,4	19,5	10,4	1,7	0,5
Total	100,0	100,0	7,1	1,0	100,0	100,0	3,1	1,0

N_i = % del total de hogares; D_i = % del total de hogares con ingresos inferiores a la renta mínima; HPB_i = % de hogares con ingresos inferiores a la renta mínima; $IR_i = D_i/N_i$

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares.

Respecto a los cambios en la distribución territorial, cabe señalar que los porcentajes se redujeron en todas las CCAA. Sin embargo, la concentración territorial de los hogares con bajos ingresos aumentó. En 1990/91 la mitad de dichos hogares se concentra en cuatro regiones: Andalucía, Canarias, Castilla y León y Extremadura. Como han revelado otros trabajos (EDIS *et al.*, 1998), cabe hablar de cierta consolidación de un núcleo básico de pobreza severa en la columna fronteriza con Portugal, gran parte del territorio canario y las provincias del sudeste andaluz. Significativo es también el cambio registrado según el tamaño del municipio de residencia. Las situaciones de bajos ingresos se han reducido notablemente en los pequeños núcleos rurales, en consonancia con el aumento de la cobertura de su población por parte del sistema de protección social. En las grandes ciudades, sin embargo, la caída ha sido más moderada, al aparecer nuevos factores de vulnerabilidad económica, como el deterioro de la situación de las familias monoparentales.

Una última cuestión relevante en el análisis de los grupos de baja renta es la comprobación de su grado de heterogeneidad. Conocer si se trata de hogares con características muy similares o si es posible diferenciar grupos muy distintos, constituye un requisito imprescindible para un adecuado diseño de las medidas de inserción socioeconómica que acompañan a la prestación monetaria en la mayoría de los programas autonómicos de rentas mínimas. El predominio de hogares con características y fuentes de insuficiencia de los ingresos muy similares, por ejemplo, exige menores innovaciones que si existiera una amplia variedad de situaciones, ya que obligaría a diversificar mucho más las acciones desarrolladas.

Entre las distintas técnicas estadísticas destinadas a la identificación de los posibles segmentos de hogares con ingresos inferiores a la renta mínima sobresale, por su facilidad de cálculo y riqueza interpretativa, el análisis cluster. Dentro de sus diversos métodos de aplicación, son los no jerárquicos los que se adaptan mejor al objetivo propuesto¹². Su finalidad es realizar una sola partición de los individuos de la muestra en un número concreto de grupos delimitado *a priori*, asignando las distintas observaciones a cada grupo mediante algún proceso que optimice el criterio de selección. Para ello es necesario resolver tres cuestiones básicas: qué variables permiten la identificación de los grupos, qué medida de proximidad a los valores medios es la mejor y cuál es el criterio más adecuado para ubicar a los hogares en cada grupo.

Para esta estimación hemos optado por utilizar la distancia euclídea como medida de proximidad entre los valores de cada observación y el centro de su grupo respectivo, al ser opción más frecuente en este tipo de análisis¹³. Las deci-

(12) Una exposición sencilla de los distintos métodos se encuentra en Aldenderfer y Blashfield (1984).

(13) Se adopta la definición habitual de la distancia euclídea como:

$$D_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^p (x_{ik} - x_{jk})^2}$$

donde D_{ij} es la distancia entre los casos i y j , y x_{ij} es el valor de la variable k -ésima para el caso i -ésimo.

siones relativas al resto de cuestiones planteadas están condicionadas por la restringida disponibilidad de datos, ya que la EPF cuenta con un número reducido de variables numéricas. Después de desarrollar distintos procedimientos para establecer correlaciones parciales que permitieran identificar las variables más representativas, se ha optado por la consideración de cinco variables: el nivel de estudios del sustentador principal, el número de miembros del hogar, el ingreso por adulto equivalente y dos variables dicotómicas, referidas a que el sustentador principal se encuentre o no en paro y a que su edad supere o no los 65 años. Para evitar distorsiones en la valoración de la proximidad a los centros se han tipificado los valores de estas variables, restando sus valores medios y dividiendo por la desviación típica.

Los resultados permiten diferenciar cuatro grupos de hogares con bajos ingresos (cuadro 4). Las diferencias en las distribuciones de frecuencias en los distintos grupos refrendan la intuición apuntada de una problemática poco homogénea, que da lugar a una compleja miscelánea de situaciones de insuficiencia de rentas. Un primer grupo estaría integrado por familias con tamaño similar a la media nacional, con sustentador principal generalmente varón y cuyo problema básico es su situación de desempleo. El segundo grupo es el más numeroso y se caracteriza por tratarse, como rasgo dominante, de hogares cuyo sustentador principal es mujer, en edades de prejubilación o jubilación, con niveles educativos muy bajos y residentes en pequeñas zonas rurales.

El tercer grupo presenta como rasgo distintivo que los bajos ingresos no proceden de la inactividad o del desempleo, sino de los problemas para que la ocupación de los sustentadores principales garantice una renta suficiente. Se trata de cabezas de familia relativamente jóvenes y de hogares de tamaño elevado. El último grupo se compone fundamentalmente de personas mayores, residentes en grandes zonas urbanas y cuyo principal problema nace de la inadecuada atención que reciben del sistema de protección social, ya sea por la falta de cobertura o por la insuficiencia de las prestaciones que reciben.

3. FACTORES DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE TENER BAJOS INGRESOS

Entre los posibles factores que pueden incidir en la evolución del número de hogares de bajos ingresos destacan los cambios en las propias características socioeconómicas de estos hogares. Resulta relevante analizar la probabilidad relativa de que un hogar con una determinada característica tenga bajos ingresos. Se supone que las cualidades de los hogares que presentan mayores probabilidades de tener bajos ingresos serán las que en el futuro originen en mayor medida la insuficiencia de sus rentas. Al examinar, por tanto, las características dominantes de los hogares con rentas inferiores al umbral de renta mínima, se busca, por tanto, delimitar con mayor exactitud los factores microeconómicos que propician una mayor vulnerabilidad de la población a la pobreza.

Una de las técnicas disponibles es el análisis multivariante. Su aplicación, sin embargo, a la Encuesta de Presupuestos Familiares, en la que gran parte de las variables son de carácter cualitativo, presenta numerosas dificultades. Esto ha inclinado a distintos autores a tratar de determinar el riesgo de pobreza de cada hogar

**Cuadro 4: TIPOLOGÍA DE HOGARES CON BAJOS INGRESOS (ANÁLISIS CLUSTER)
(SEGÚN LAS CARACTERÍSTICAS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL)**

	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	HPB
V < 30	11,1	1,2	10,5	2,3	5,3
V 30-44	37,6	1,6	30,5	5,6	15,5
V 45-64	38,0	23,1	46,0	20,7	30,6
V > 64	0,9	14,8	0,4	16,7	9,4
M < 30	3,9	1,2	0,9	3,6	2,1
M 30-44	5,2	0,7	6,3	6,1	3,9
M 45-64	3,3	24,5	5,4	13,5	14,0
M > 64	0,0	32,9	0	31,5	19,1
Varones	87,6	40,7	87,4	45,3	61,1
Mujeres	12,4	59,3	12,6	54,7	38,9
Pareja sin niños	14,7	13,4	0,0	15,3	10,9
Pareja con niños	42,3	0,0	48,4	6,0	20,0
Adulto sin niños	15,3	30,4	0,0	15,7	17,6
Adulto con niños	0,8	2,3	1,6	4,9	2,4
Adulto/pareja > 65	0,9	40,1	0,0	42,9	24,5
Otros sin niños	7,1	13,8	18,9	12,8	13,6
Otros con niños	19,0	0,0	31,1	2,4	11,1
1 miembro	15,3	61,1	0,0	47,4	36,0
2 miembros	17,0	35,0	0,8	35,7	24,0
3 miembros	13,4	2,6	26,1	12,9	12,1
4 miembros	24,8	1,3	37,5	3,3	14,3
5 miembros	12,2	0,0	21,5	0,7	7,3
6 miembros	7,2	0,0	8,5	0,0	3,2
7 miembros	3,7	0,0	4,4	0,0	1,7
8 miembros	5,1	0,0	0,2	0,0	0,9
> 8 miembros	1,2	0,0	1,0	0,0	0,4
Sin estudios	38,6	69,2	38,9	39,4	50,5
Primarios	55,5	29,7	53,6	37,1	41,4
BUP/COU/FP2	3,4	0,5	6,5	12,0	4,8
Diplomados	0,0	0,6	1,1	4,3	1,4
Superiores	2,6	0,0	0,0	7,1	1,9

HPB: hogares con ingresos inferiores al umbral de renta mínima.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91.

**Cuadro 4: TIPOLOGÍA DE HOGARES CON BAJOS INGRESOS (ANÁLISIS CLUSTER)
(SEGÚN LAS CARACTERÍSTICAS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL) (CONTINUACIÓN)**

	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	HPB
Ocupados	0,0	20,5	69,4	28,1	29,9
Parados	100,0	0,0	0,0	0,0	17,6
Pensionistas	0,0	19,8	23,3	45,5	34,0
Rentistas	0,0	2,1	0,2	31,0	1,5
Otros	0,0	27,6	7,1	23,3	17,1
< 10.000 habitantes	31,0	57,9	41,3	0,0	37,2
10.001-50.000	20,7	31,1	30,8	1,3	23,0
50.001-100.000	14,4	11,0	12,9	10,4	11,9
100.001-500.000	21,5	0,0	13,0	51,0	17,5
> 500.000	12,4	0,0	2,0	37,2	10,4
Número de hogares	61.532	134.087	81.781	73.137	350.537
Porcentaje	17,6%	38,1%	23,3%	20,9%	100,0%

HPB: hogares con ingresos inferiores al umbral de renta mínima.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91.

mediante modelos de regresión lineal múltiple [Bosch *et al.* (1989) y Martín-Guzmán *et al.* (1996)]. En este trabajo se opta por una vía alternativa que permite determinar los cambios en la probabilidad de que un hogar tenga bajos ingresos según se modifica la combinación de sus principales características socioeconómicas. Algunas de esas técnicas ya han sido aplicadas en España a diferentes bases de datos de ingresos con un fin similar al propuesto¹⁴.

Se parte de una variable dependiente de carácter dicotómico, que puede adoptar los siguientes valores¹⁵:

$$H_i = 1 \text{ si } y_i < y^*$$

$$H_i = 0 \text{ si } y_i \geq y^*$$

donde y_i es la renta equivalente de cada hogar con la escala de equivalencia definida anteriormente, y^* es el umbral de renta mínima para cada tipo de hogar y H_i una variable dicotómica que toma el valor 1 o 0 según el hogar presente o no ingresos por debajo del promedio de los baremos establecidos en los programas autonómicos.

(14) Cantó (1997) aplica procedimientos de regresión logística a los datos de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares* para observar la probabilidad de que un hogar sea pobre.

(15) Existe una abundante literatura sobre los modelos de regresión logística. Las dos principales referencias que se utilizan en este trabajo son Maddala (1983) y Novales (1990).

A partir de esta relación es posible plantear que la probabilidad de tener o no ingresos por debajo de este listón puede explicarse por las distintas características socioeconómicas de cada hogar:

$$H_i = x_i' \beta + u_i$$

donde β representa el vector de coeficientes correspondientes a las distintas características X de cada hogar i .

De esta manera, la probabilidad de tener un nivel de ingresos por adulto equivalente inferior al umbral definido por las rentas mínimas dependerá de las hipótesis que se hagan sobre u_i . Si asumimos que la forma más conveniente de modelizar la relación expresada es la correspondiente a una función de distribución logística, que se desarrolla como $P(F) = e^F / (1 + e^F)$, esa probabilidad se puede expresar como:

$$P(H_i = 1) = P(y_i < y^*) = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}}$$

mientras que la probabilidad de que la renta equivalente del hogar sea superior a la línea determinada por las rentas mínimas es la complementaria de la anterior:

$$P(H_i = 0) = P(y_i \geq y^*) = 1 - \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}} = \frac{1}{1 + e^{x_i' \beta}}$$

Para la estimación de este modelo es necesario buscar aquellos coeficientes β que hacen que la probabilidad de obtener un valor concreto de la variable dependiente sea la mayor posible. Los coeficientes que se obtengan pueden interpretarse como el posible cambio en el hecho de tener o no ingresos bajos ante cambios en cualquiera de las categorías de las variables seleccionadas, bajo el supuesto de que permanecen constantes los valores del resto de las variables. La función de verosimilitud que se deriva de las condiciones anteriores sería:

$$L = \prod_{H_i=1} F(x_i' \beta) \prod_{H_i=0} [1 - F(x_i' \beta)] = \frac{e^{\left[\sum_{i=1}^n H_i (x_i' \beta) \right]}}{\prod_{i=1}^n (1 + e^{x_i' \beta})}$$

Adaptando este desarrollo formal a los datos ofrecidos por la Encuesta de Presupuestos Familiares, hemos considerado como variables explicativas la edad y el sexo del sustentador principal, el tipo de hogar, su tamaño, el nivel de estudios del sustentador principal, la relación con la actividad, el tamaño del municipio y la Comunidad Autónoma. Como categorías de referencia se han escogido aquellas en las que los porcentajes de hogares con bajos ingresos presentaban los valores más elevados. Para evitar posibles inconsistencias en la interpretación de los resultados, relacionadas con la inclusión de variables correlacionadas como el

tamaño y el tipo de hogar o la dimensión del municipio y la Comunidad Autónoma, se presentan cuatro estimaciones distintas, derivadas de las distintas posibilidades de combinación de estas cuatro variables.

El cuadro 5 resume los principales resultados de las regresiones realizadas. Los contrastes para valorar la bondad del ajuste del modelo –indicadores chi-cuadráticos de significación estadística, estadístico t para los coeficientes individuales y grado de correspondencia entre las observaciones reales y las pronosticadas por el modelo– son en general satisfactorios, si bien los problemas de desagregación de la muestra exigen las necesarias cautelas en la interpretación de los resultados¹⁶. Los coeficientes obtenidos se expresan en el cuadro como probabilidades relativas o relación entre la probabilidad de cada categoría específica y la del hogar de referencia.

En las variables demográficas, se observan diferencias sustantivas entre las distintas categorías, con una probabilidad relativa de los varones notablemente menor que la de las mujeres, acompañada de cierta reducción con el paso a una edad superior a 65 años. La disminución del riesgo con la edad se debe a factores institucionales, como es el hecho de pasar a reunir los criterios de elegibilidad necesarios para acceder al sistema público de pensiones. No obstante, el sexo y la edad presentan valores de los estadísticos por debajo de los niveles de significación necesarios, lo que obliga a reorientar la atención hacia otras variables. En relación con la dimensión del hogar destaca que la categoría de referencia –hogares unipersonales– más que duplica la probabilidad del resto de tener un nivel de renta por debajo del umbral de ingresos considerado. Respecto al tipo de hogar, sobresalen, además de la elevada probabilidad de las personas solas, los valores correspondientes a los hogares monoparentales, considerablemente superiores a los del resto de categorías, reflejo de la relación entre los procesos de ruptura familiar y la probabilidad de estar en situación de inseguridad económica.

En el ámbito formativo y laboral, las probabilidades de la variable referida al nivel de estudios del sustentador principal muestran que existe una relación muy clara entre la insuficiencia de ingresos y el nivel educativo. El riesgo de poseer un bajo nivel de renta se concentra de un modo muy acusado en los niveles educativos más bajos. Menos homogéneo es el cuadro extraíble de la observación de los resultados relacionados con la situación laboral del cabeza de familia. No obstante, manteniéndose constantes el resto de características del hogar, la probabilidad

(16) Los problemas de representatividad de la muestra impiden la inclusión en el modelo de posibles interacciones que podrían enriquecer los resultados obtenidos. Tal es el caso, por ejemplo, del cruce del tipo de hogar con algunas características del sustentador principal, como sería el caso de los hogares monoparentales encabezados por mujeres jóvenes. Los datos de los principales países de la OCDE indican que el riesgo de pobreza es mayor en estos hogares. Sin embargo, la EPF sólo incluye 31 hogares monoparentales cuyo sustentador principal es una mujer con menos de 30 años y 70 hogares en los que esta edad se sitúa entre 30 y 45 años (menos del 0,5% de la muestra total). De las 32 interacciones posibles –una vez excluidas las redundantes– entre el tipo de hogar y el grupo de edad y sexo del sustentador principal, únicamente dos –otros hogares sin niños con sustentador principal varón entre 45 y 65 años y hogares con niños con sustentador principal varón mayor de 65 años– presentaron estadísticos significativos. No sucedió lo mismo con los hogares monoparentales encabezados por mujeres menores de 45 años, con coeficientes estadísticamente no significativos.

Cuadro 5: PROBABILIDAD RELATIVA DE QUE UN HOGAR TENGA BAJOS INGRESOS
(SEGÚN LAS CARACTERÍSTICAS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL*)

	Pr**	t	Pr	t	Pr	t	Pr	t
Varones < 30	0,89	-0,48	1,47	1,66	0,86	-0,63	1,45	1,59
Varones 30-44	0,58	-2,56	1,13	0,65	0,54	-2,89	1,06	0,34
Varones 45-64	0,85	-0,97	0,92	-0,59	0,79	-1,46	0,83	-1,21
Varones > 64	0,25	-5,08	0,25	-7,36	0,22	-5,62	0,23	-7,90
Mujeres < 30	1,60	1,37	2,15	2,31	1,61	1,40	2,19	2,40
Mujeres 30-44	1,00	-0,01	1,68	2,12	0,99	-0,03	1,72	2,21
Mujeres > 64	0,87	-0,54	0,38	-6,13	0,79	-0,94	0,37	-6,42
Pareja sin niños	0,29	-6,66			0,29	-6,59		
Pareja con niños	0,31	-6,27			0,36	-5,57		
Persona sola c.n.	0,53	-1,99			0,62	-1,52		
Pareja/persona > 65	0,33	-4,30			0,36	-4,00		
Otros hogares s.n.	0,09	-13,80			0,10	-13,40		
Otros hogares c.n.	0,14	-11,24			0,16	-10,62		
2 personas			0,32	-9,02			0,32	-8,93
3 personas			0,15	-12,39			0,16	-12,03
4 personas			0,16	-11,98			0,18	-11,36
5 personas			0,13	-11,14			0,15	-10,51
6 personas			0,12	-8,62			0,14	-8,05
7 personas			0,17	-5,94			0,20	-5,44
8 personas			0,12	-4,03			0,14	-3,64

(*) Las características del hogar de referencia son las siguientes: sustentador principal femenino con una edad entre 45 y 64 años, persona sola, sin niños, analfabeta o sin estudios, parada, residencia en un municipio con menos de 10.000 habitantes y pertenencia a la Comunidad Autónoma de Extremadura.

(**) Pr: probabilidad de cada categoría *i* / probabilidad del hogar de referencia.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91.

**Cuadro 5: PROBABILIDAD RELATIVA DE QUE UN HOGAR TENGA BAJOS INGRESOS
(SEGÚN LAS CARACTERÍSTICAS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL*) (CONTINUACIÓN)**

	Pr**	t	Pr	t	Pr	t	Pr	t
Primarios	0,50	-7,11	0,51	-6,91	0,49	-7,54	0,50	-7,34
BUP/COU/FP2	0,17	-7,29	0,16	-7,46	0,17	-7,18	0,17	-7,35
Diplomados	0,18	-5,13	0,17	-5,25	0,18	-5,04	0,17	-5,17
Superiores	0,20	-4,56	0,18	-4,82	0,21	-4,36	0,19	-4,66
Ocupados	0,19	-12,99	0,19	-13,32	0,17	-14,06	0,17	-14,38
Pensionistas	0,31	-7,70	0,28	-8,40	0,29	-8,14	0,27	-8,82
Rentistas	2,76	2,49	2,39	2,19	2,51	2,33	2,11	1,91
Otros inactivos	2,34	4,98	2,05	4,28	2,25	4,81	2,00	4,17
10.001-50.000					0,77	-2,43	0,79	-2,16
50.001-100.000					0,95	-0,36	0,96	-0,28
100.001-500.000					0,68	-3,31	0,70	-3,15
> 500.000					0,58	-2,97	0,57	-3,11
Andalucía	0,85	-0,92	0,83	-1,08				
Aragón	0,45	-2,90	0,43	-3,09				
Asturias	0,33	-2,47	0,33	-2,50				
Baleares	0,59	-1,59	0,57	-1,70				
Canarias	1,29	1,16	1,32	1,25				

(*) Las características del hogar de referencia son las siguientes: sustentador principal femenino con una edad entre 45 y 64 años, persona sola, sin niños, analfabeta o sin estudios, parada, residencia en un municipio con menos de 10.000 habitantes y pertenencia a la Comunidad Autónoma de Extremadura.

(**) Pr: probabilidad de cada categoría *i* / probabilidad del hogar de referencia.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91.

Cuadro 5: PROBABILIDAD RELATIVA DE QUE UN HOGAR TENGA BAJOS INGRESOS
(SEGÚN LAS CARACTERÍSTICAS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL*) (CONTINUACIÓN)

	Pr**	t	Pr	t	Pr	t	Pr	t
Cantabria	0,80	-0,59	0,75	-0,74				
Castilla-León	0,72	-1,67	0,69	-1,92				
Castilla-La Mancha	0,44	-3,64	0,41	-3,90				
Cataluña	0,42	-3,42	0,41	-3,60				
C. Valenciana	0,47	-3,34	0,46	-3,52				
Galicia	0,63	-2,15	0,63	-2,20				
Madrid	0,35	-2,90	0,33	-3,08				
Murcia	0,61	-1,75	0,63	-1,65				
Navarra	0,34	-2,02	0,33	-2,08				
País Vasco	0,67	-1,67	0,63	-1,94				
La Rioja	0,23	-2,66	0,23	-2,74				
Ceuta y Melilla	1,82	1,84	1,94	2,07				
Tamaño muestral	21.155		21.155		21.155		21.155	
-2 Log Verosimilitud	4.946		4.984		5.005		5.052	
χ^2	1.216		1.178		1.157		1.110	

(*) Las características del hogar de referencia son las siguientes: sustentador principal femenino con una edad entre 45 y 64 años, persona sola, sin niños, analfabeta o sin estudios, parada, residencia en un municipio con menos de 10.000 habitantes y pertenencia a la Comunidad Autónoma de Extremadura.

(**) Pr: probabilidad de cada categoría *i* / probabilidad del hogar de referencia.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91.

de que un parado tenga ingresos por debajo de la renta mínima es mucho mayor que la de aquellos con un empleo. Destacan también los altos valores de los rentistas y de otros inactivos, que se explicarían, en parte, por la acusada subestimación de las rentas de la propiedad que caracteriza a la EPF y que resultan fundamentales en los ingresos de estos colectivos. En el grupo de rentistas la muestra es, además, muy reducida –sólo 50 hogares–, con una de las tasas de falta de respuesta más altas (superior al 40%). En el resto de inactivos, existe un claro predominio de los niveles educativos más bajos y un número elevado de mujeres con una edad superior a 65 años, factores ambos que, como se ha señalado, podrían explicar los elevados coeficientes obtenidos.

Respecto al ámbito territorial, se observan mayores diferencias en la distribución de probabilidades de las Comunidades Autónomas que en la que resulta de adoptar como unidad espacial de referencia el tamaño del municipio en el que se reside. La reducida dispersión de los valores en los distintos estratos municipales contrasta con la que presentan las distintas regiones españolas. Un resultado que, aparte de señalar el mayor poder predictivo del espacio regional frente al local –aunque con los límites que imponen los bajos niveles de significación estadística de algunas Comunidades– invita a considerar la residencia en un nutrido conjunto de regiones como sinónimo de una mayor dificultad para evitar el problema de la insuficiencia de ingresos.

Las regresiones logísticas realizadas confirman, por tanto, el cuadro de factores explicativos vinculados a las características de los hogares, que intuitivamente se desprendería del anterior análisis de la distribución de frecuencias. Aportan una valoración más precisa de los posibles cambios en el volumen de hogares con bajos ingresos según se modifican las distintas categorías socioeconómicas analizadas, como una posible alteración de los niveles educativos medios o variaciones de la tasa de paro. Esto permite, además, un soporte empírico más sólido para la realización de proyecciones de la demanda potencial de los programas dirigidos a la población con menores recursos económicos.

4. INCIDENCIA DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO EN LA EVOLUCIÓN DE LOS HOGARES CON BAJOS INGRESOS

La identificación de las características dominantes de los hogares ubicados en la cola de la distribución de la renta adquiere su principal valor cuando se cruzan con los grandes procesos macroeconómicos y sociales que determinan las distintas situaciones de vulnerabilidad económica. Centrar el examen de los procesos determinantes de las situaciones de bajos ingresos únicamente en la singularidad de sus perfiles socioeconómicos restringiría el análisis a un “estudio de los pobres aislado de la pobreza”. La utilidad del conjunto de probabilidades calculadas en la sección anterior reside fundamentalmente en que proporcionan un sólido sustento para la evaluación del posible impacto que pueden tener a escala microeconómica los grandes cambios macroeconómicos.

Entre las explicaciones más usuales para explicar la reducción observada de las situaciones de insuficiencia de ingresos, destacan las que ponen el acento en el crecimiento registrado por la renta media, especialmente durante el segundo quin-

queno de los años ochenta, así como aquellas que enfatizan el papel aliviador de la pobreza que ha tenido el desarrollo de una tupida red de prestaciones sociales. No resulta fácil precisar cuál de estos dos procesos ha sido el dominante. Si bien la reducción de las formas más extremas de pobreza que suscita la prolongación del crecimiento agregado de la economía es una evidencia contrastada para numerosos países, no existe un bagaje teórico y empírico suficientemente sólido que permita aislar las fuerzas económicas y sociales que determinan tal relación. Son numerosas las singularidades de la estructura social y económica que mediatizan cualquier intento de establecer un tipo de relación lineal entre ambas variables. Dilucidar, por tanto, si la reducción del número de hogares con ingresos por debajo del umbral de rentas mínima obedece a la recuperación del ritmo de crecimiento a lo largo del período considerado o al papel que ha podido jugar la extensión del gasto social es un problema de difícil solución.

Disponemos, sin embargo, de los elementos necesarios para ofrecer una aproximación al problema. Se parte del supuesto simplificador de que la pobreza severa –interpretada aquí como la posesión de un nivel de ingresos inferior al umbral de renta mínima– depende principalmente del juego de dos fuerzas a priori independientes: el crecimiento económico y la igualdad en la distribución de la renta¹⁷. En términos formales, los cambios en el indicador de pobreza (P) van a depender de la evolución de una serie de k parámetros (m_i):

$$dP = \sum_{i=1}^k (\partial P / \partial m_i) dm_i$$

Si reducimos estos parámetros al crecimiento de la renta media, por un lado, y de la desigualdad, por otro, agrupando al resto de posibles factores en una variable residual, resulta posible descomponer los cambios de la tasa de pobreza de la siguiente forma:

$$dP = (\partial P / \partial \mu) d\mu + (\partial P / \partial I) dI + (\partial P / \partial r) dr$$

donde P es el indicador de pobreza escogido, μ representa la renta media, I es un indicador de desigualdad y r el resto de posibles factores determinantes de la variación de la tasa de pobreza.

La evaluación del componente reductor de la pobreza derivado del crecimiento económico (P_c) puede realizarse observando el cambio en el indicador bajo el supuesto de que se mantuviera constante la desigualdad [$P_c = (\partial P / \partial \mu) d\mu$]. El segundo componente en la variación de la pobreza procede del efecto que produce el aumento de la desigualdad (P_d), bajo el supuesto ahora de que la renta media no hubiera variado durante el período escogido [$P_d = (\partial P / \partial I) dI$]. La variación de la pobreza a lo largo de un período determinado equivale a:

(17) La descomposición formal de las variaciones de la pobreza en un doble componente de crecimiento económico y desigualdad ha sido abordada a través de distintas vías por numerosos autores. Ver, por ejemplo, Gottschalk y Danziger (1985), Danziger y Gottschalk (1986), Ravallion y Huppi (1991), Datt y Ravallion (1992), Kakwani (1993a y 1993b) y Ganuza, Taylor y Morley (1998).

$$P_1 - P_0 = P_c + P_d$$

Ante la ausencia de series temporales suficientemente extensas y representativas para el caso español, una vía alternativa para aplicar esta descomposición del cambio en el volumen de hogares con bajos ingresos puede ser la construcción de distribuciones simuladas de renta [Danziger y Gottschalk (1986)]. Dada la disponibilidad de información sobre la distribución de ingresos en dos momentos distintos, 1980/81 y 1990/91, se puede plantear la situación hipotética de que entre tales fechas cada hogar hubiera experimentado un crecimiento de su renta igual al de la media de la población. Siendo nulo el cambio en la desigualdad, la diferencia entre la tasa de pobreza de la distribución simulada y la resultante de la distribución de 1980/81 permite valorar la posible incidencia del crecimiento económico. El efecto del cambio en la desigualdad puede evaluarse comparando la tasa de pobreza de la distribución de 1990/91 con la de la distribución simulada. Si la distribución real es menos igualitaria que la simulada el crecimiento de la desigualdad habría provocado un aumento de la tasa de pobreza. Tendríamos, por tanto, tres distribuciones distintas:

$$\begin{aligned} Y_0 &= f_0(y^0_1, y^0_2, y^0_3, \dots, y^0_n) \\ Y_1 &= f_1(y^1_1, y^1_2, y^1_3, \dots, y^1_n) \\ Y_s &= f_s(\lambda y^0_1, \lambda y^0_2, \lambda y^0_3, \dots, \lambda y^0_n) \end{aligned}$$

donde Y_0 , Y_1 , Y_s , representan respectivamente, la distribución de la renta en 1980/81, en 1990/91 y la resultante de multiplicar las rentas de cada hogar en 1980/81 por el crecimiento de la renta media (λ) entre ese año y 1990/91. Con un umbral de renta mínima z_i asociado a cada distribución, tendríamos tres estimaciones diferentes de la pobreza:

$$\begin{aligned} P_0 &= H(Y_{i0}, z_0) = Q_0/N_0 \\ P_1 &= H(Y_{i1}, z_1) = Q_1/N_1 \\ P_s &= H(\lambda Y_{is}, z_1) = Q_s/N_0 \end{aligned}$$

donde Q_k ($k = 0,1,s$) es igual al número de hogares por debajo del umbral de renta mínima en cada distribución, mientras que N_k ($k = 0,1$) es igual a su población total. De esta forma, es posible obtener las anteriores identidades P_c y P_d :

$$\begin{aligned} P_c &= P_s - P_0 \\ P_d &= P_1 - P_s \end{aligned}$$

que permiten calcular la deseada desagregación del distinto efecto del crecimiento y la desigualdad sobre el volumen de hogares con bajos ingresos:

$$P_1 - P_0 = (P_s - P_0) + (P_1 - P_s)$$

A partir de los datos de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1980/81 y 1990/91, es posible calcular tanto los cambios en la renta media como los cam-

bios en la desigualdad y relacionar ambos con la evolución de la pobreza (cuadro 6). Para reducir el riesgo de arbitrariedad en la elección de indicadores de desigualdad, se incluye una amplia batería de los utilizados con mayor frecuencia¹⁸. La reducción de la concentración de la renta a lo largo de la década es incuestionable, al repetirse sistemáticamente el signo negativo en la evolución de todos los indicadores considerados. Destaca también el notable crecimiento de la renta media, interpretada en el cuadro como renta por adulto equivalente.

Cuadro 6: CAMBIOS EN EL VOLUMEN DE HOGARES CON BAJOS INGRESOS DEBIDOS AL AUMENTO DE LA RENTA MEDIA Y A LA REDUCCIÓN DE LA DESIGUALDAD

	1980/81	1990/91
<i>1. Indicadores de desigualdad</i>		
Gini	0,329	0,305
Theil (c = 1)	0,197	0,167
Theil (c = 0)	0,191	0,162
Atkinson (0,5)	0,091	0,078
Atkinson (1)	0,174	0,150
Atkinson (1,5)	0,256	0,221
Atkinson (2)	0,348	0,311
<i>2. Indicadores de variación de la renta media</i>		
Renta por adulto equivalente (escala de la OCDE)	239.045	699.145
<i>3. Tasas de pobreza</i>		
Porcentaje de hogares por debajo del umbral en la distribución real	7,07	3,10
Porcentaje de hogares por debajo del umbral en la distribución simulada	–	4,24
<i>4. Descomposición de los cambios en la tasa de pobreza (ingresos inferiores al umbral de renta mínima)</i>		
Incremento en puntos porcentuales de la pobreza	–	-3,97
Cambio debido al crecimiento de la renta media	–	-2,83
Cambio debido al crecimiento de la desigualdad	–	-1,14

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1980/81 y 1990/91.

(18) El índice de Gini se define como $G = [1/(2n^2\mu)] \sum_i^n \sum_j^n |y_i - y_j|$, donde y_i representa la renta correspondiente a cada hogar $i = 1...n$, y_j la renta del siguiente hogar, y μ la renta media de la población. Los índices propuestos por Theil se definen como $T(1) = (1/n) \sum_i^n (y_i - \mu) \log(y_i/\mu)$ cuando el parámetro c es igual a 1 y $T(0) = (1/n) \sum \log(\mu/y_i)$ para $c = 0$. Los índices de Atkinson se diferencian del resto por partir de una función de bienestar implícita en su formulación, permitiendo establecer el grado de aversión a la desigualdad, expresado a través del parámetro e : $A(e) = 1 - [(1/n) \sum_i^n (y_i/\mu)^{1-e}]^{1/(1-e)}$ para $e \geq 0$ y $e \neq 1$, y $A(e) = 1 - \exp[-(1/n) \sum_i^n \text{Ln}(y_i/\mu)^e]$ para $e = 1$.

De la observación de los resultados se desprende que la reducción registrada en el volumen de hogares con ingresos inferiores al umbral de renta mínima presenta como principal determinante la mejora de la actividad económica. No obstante, responde también al estímulo que ha supuesto la reducción de la dispersión en el reparto de las rentas entre los hogares. Así, cerca del 30% de la reducción de las situaciones de bajos ingresos se debe a los cambios en la desigualdad, lo que acentúa la importancia del diseño y la ejecución de políticas redistributivas. El ejercicio realizado no aclara, sin embargo, qué tipo de medidas correctoras de la desigualdad deben acompañar al crecimiento económico para conseguir reducir la pobreza o si cualquier variante de éste produce el mismo efecto. En esta última línea, parece necesario completar el análisis con el examen de la posible influencia sobre la pobreza de las principales variables que definen el ciclo económico, particularmente la tasa de desempleo.

5. EL EFECTO DEL DESEMPLEO SOBRE LOS HOGARES CON BAJOS INGRESOS

Entre las variables que definen las distintas fases del ciclo económico, el desempleo se erige como principal elemento a tener en cuenta en el caso español, debido a su magnitud, su persistencia y su probable influencia sobre el flujo regular de ingresos de los hogares. No obstante, el acceso a otros flujos de renta, ya sean de procedencia familiar o la red de protección social pública, la posesión de distintas capacidades o, incluso, la movilidad laboral individual, son factores que impiden establecer una relación directa entre ambos fenómenos. Así parece confirmarlo la asimetría registrada entre el comportamiento del paro y la evolución del número de hogares con bajos ingresos a lo largo del período para el que existe información disponible. Mientras que la tasa de paro aumentó entre el segundo trimestre de 1980 y el mismo período de 1990 a una tasa anual del 4,6% –según la Encuesta de Población Activa–, el porcentaje de hogares con ingresos inferiores al umbral de renta mínima descendió a una tasa anual cercana al 13%. Esta diferencia entre comportamiento del paro y evolución de la pobreza, lejos de constituir un rasgo singular de la experiencia española encaja con las evidencias disponibles para otros países. Como han demostrado distintos autores [Smeeding (1997)], en los principales países de la OCDE la pobreza muestra un vínculo mucho más fuerte con la extensión del empleo de bajos salarios que con la generalización de las situaciones de desempleo.

A pesar de ello, merece la pena contrastar con mayor precisión la relación entre el desempleo y la pobreza. El interés creciente de los economistas por verificar las relaciones entre la pobreza y el comportamiento de variables como el desempleo y la inflación ha generado un sólido cuerpo de análisis de estas relaciones. Buena parte de su desarrollo ha estado inspirado por el deseo de contrastar si es el desempleo la variable que presenta una mayor correlación con la pobreza o, si por el contrario, tal papel hay que atribuírselo a la inflación. Casi todos los modelos desarrollados se inspiran en la aportación seminal de Blinder y Esaki¹⁹

(19) Siendo Q_{it} un indicador de pobreza o desigualdad en el año i , U la tasa de desempleo, π la tasa de inflación medida a través del deflactor del PIB y T una variable representativa de la secuencia temporal, la especificación formal de la relación sería: $Q_{it} = \alpha_i + \beta_i U(t) + \gamma_i \pi(t) + \delta_i T(t) + \varepsilon_i(t)$.

(1978), que aportaron la orientación pionera para el análisis de estas relaciones mediante una especificación lineal de la desigualdad como función del comportamiento de los precios y el paro.

Para el caso español, Pena Traperero y otros (1996) aplicaron la especificación básica del modelo de Blinder y Esaki a los datos trimestrales de las Encuestas Continuas. Sus resultados revelan una influencia del desempleo sobre la desigualdad muy limitada y ambigua. La reducida muestra de la Encuesta Continua empujó a otros autores a desarrollar análisis de sección cruzada con las tasas de pobreza territoriales que resultan de la explotación de la EPF. Martín Reyes *et al* (1989) cruzaron las tasas de pobreza provinciales resultantes de la EPF 1980/81 con distintas variables socioeconómicas. Su principal resultado fue la dificultad para establecer una relación inmediata entre desempleo y pobreza, con un efecto mucho más negativo sobre ésta de una tasa de actividad baja. Estimaciones posteriores con la EPF de 1990/91 [García Lizana y Martín Reyes (1994)] confirmaron los resultados previos, si bien con un coeficiente algo mayor, aunque todavía reducido, de la tasa de paro y algo menor de la tasa de actividad. En Ayala (1998) se realiza un análisis similar, diferenciando como variable dependiente las tasas de pobreza moderada y severa de las distintas provincias que resultan de explotar la base de datos utilizada para el Informe sobre *Las condiciones de vida de la población pobre en España* de EDIS *et al.* (1998). Los resultados confirman la dificultad para establecer una relación clara entre pobreza y desempleo, si bien este vínculo aparece más firme a mediados de los noventa que al comienzo de la década y mucho más claro en las formas más extremas de pobreza que en otras manifestaciones más moderadas de ésta.

Así, los estudios realizados para el caso español parecen apuntar a una relación más bien tenue entre el desempleo y la pobreza. Diversos autores han señalado que tanto la singular distribución familiar del paro como una red de protección a los desempleados más generosa que la de otros países han servido para que en el período considerado quedaran amortiguados sus efectos más drásticos sobre las situaciones de inseguridad económica²⁰. La Encuesta de Población Activa revela que la tasa de paro de los sustentadores principales registraba un nivel inferior al 8% a comienzos de los años noventa, concentrándose casi dos tercios de los parados en hogares en los que existía algún ocupado. Sólo en un número reducido de hogares el desempleo afectaba a todos los miembros activos. Paralelamente, la tasa de cobertura de los desempleados creció a lo largo del período considerado, con un salto entre 1981 y 1991 de más de diez puntos. La conjunción de estas fuerzas dio lugar, como señalan Toharia *et al.* (1998), a que las diferencias económicas de los parados con el resto de la población, aunque visibles, no fueran especialmente grandes.

Todos estos resultados invitan a integrar el doble filtro derivado de la distribución familiar del paro y de la protección pública en el modelo lineal tradicional de análisis de la relación entre paro y pobreza. Para una relación del tipo $R_i = a + \beta_i U_i + u_i$, donde R es el porcentaje de hogares en cada Comunidad Autónoma i

(20) Ver, entre otros, los trabajos de Cantó (1997), Toharia *et al.* (1998) y Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1998).

con ingresos inferiores al umbral de renta mínima y U un indicador de desempleo, podemos introducir distintas dimensiones del desempleo que tengan en cuenta los dos elementos descritos. Una definición alternativa de la tasa convencional de desempleo es la tasa de paro de los sustentadores principales (U^{SP}), que sirve como *proxy* de la distribución familiar del paro. Adicionalmente, podemos introducir un indicador de la falta de protección de los desempleados que tenga en cuenta la diferente tasa de cobertura bruta (c) que hay en cada Comunidad Autónoma, que se calcula como combinación de la tasa convencional de paro y el porcentaje de parados que no reciben ni el seguro ni el subsidio de desempleo [$U(1-c)$].

Cuadro 7: RELACIÓN ENTRE PARO Y PORCENTAJE DE HOGARES CON BAJOS INGRESOS POR CCAA

	U	U^{SP}	U (1-c)
Constante	-1,222 (-1,612)	-0,289 (-0,597)	-0,424 (-0,669)
β	0,233 (4,928)	0,382 (6,006)	0,310 (4,698)
R ² corregido	0,60	0,69	0,57
F	24,29	36,07	22,07
Durbin-Watson	2,65	2,63	2,38
N	17	17	17

Nota: estadísticos t entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia a partir de Encuesta de Presupuestos Familiares y Encuesta de Población Activa.

La explotación de los datos de la Encuesta de Población Activa sobre la distribución del desempleo entre los distintos miembros del hogar, y de los registros del INEM sobre la cobertura de los desempleados, permite cruzar las distintas variables del desempleo con las tasas de baja renta en cada Comunidad Autónoma que se deducen de la Encuesta de Presupuestos Familiares. La estimación por MCO del conjunto de regresiones univariantes especificadas confirma algunas de las relaciones anticipadas por la hipótesis del doble filtro (cuadro 7). Los indicadores de ajuste de la regresión son aceptables, en la medida en que se trata de regresiones univariantes, aunque deben interpretarse con las lógicas cautelas que impone la posibilidad de que los coeficientes estimados estén recogiendo otros efectos indirectos. La tasa de paro de los sustentadores principales resulta la más representativa del conjunto de variables seleccionadas, con un coeficiente sensiblemente superior al de la tasa convencional de desempleo y con indicadores también mejores de la bondad del ajuste de su relación con el porcentaje de hogares con bajos ingresos. La variable construida para estimar el efecto de los cambios en el desempleo sin protección específica también presenta un coeficiente superior al de la tasa convencional de paro.

Un conjunto similar de relaciones queda también de manifiesto cuando se añaden otras variables explicativas pertenecientes al propio ámbito laboral, además de algunos agregados macroeconómicos regionales, junto a otros indicadores alternativos de desigualdad y pobreza (cuadro 8). El indicador referido al porcentaje de hogares con ingresos inferiores al umbral de renta mínima es más sensible a las fluctuaciones de las diversas tasas de desempleo especificadas que al resto de variables consideradas. Existe una correspondencia también clara con el nivel de renta disponible por habitante en cada Comunidad y con la productividad por ocupado, aunque en cualquier caso menor que con las respectivas tasas de paro. Destaca también el signo negativo –previsible– entre la tasa de actividad y la extensión del problema de los bajos ingresos en las distintas regiones, aunque con escasa significación estadística, junto a la correlación con la eventualidad de la relación laboral.

Llama la atención tanto que del conjunto de indicadores de pobreza y desigualdad seleccionados sea precisamente el porcentaje de hogares con ingresos inferiores al umbral de renta mínima el que presente un vínculo más fuerte con la tasa de desempleo, como el hecho de que las variables representativas de las distintas dimensiones del paro ofrezcan, por lo general, los coeficientes más elevados en casi todos los indicadores de pobreza y desigualdad escogidos. En los diversos índices de Atkinson estimados, a medida que aumenta el parámetro indicativo de la aversión a la desigualdad –y con ello la sensibilidad a los cambios en los hogares ubicados en la cola de la distribución– los coeficientes de las variables relacionadas con el paro se acercan más a los de los hogares con bajos ingresos. En cualquier caso, se repite el resultado de una mayor sensibilidad a la tasa de paro de los sustentadores principales.

El hecho de que los coeficientes correspondientes a la tasa de paro de los sustentadores principales sean sistemáticamente más elevados y presenten una mayor significación estadística que los de la tasa convencional de desempleo permite reafirmar su mayor influencia sobre los cambios en la extensión de la pobreza. Parece confirmarse, por tanto, que la distribución familiar del paro, más que la protección pública de los desempleados, se erige como un factor clave en la verificación de un estrecho lazo entre el limitado acceso al empleo y el problema de los bajos ingresos en España.

De este modo, se puede anticipar que eventuales cambios al alza de la tasa de paro de los cabezas de familia o el aumento de los hogares con todos los activos en desempleo deben traducirse presumiblemente en un incremento del número de hogares con rentas insuficientes. Desde esta perspectiva, cabe contemplar con cierta preocupación los cambios registrados a lo largo de los años noventa. Según los datos de la Encuesta de Población Activa, el porcentaje de hogares con todos los activos en paro se amplió considerablemente entre 1990 y 1997²¹. Por otro lado, la tasa de desempleo de los sustentadores principales se vio mucho más afectada por el episodio recesivo del primer trienio de la década que en otras épo-

(21) Según la EPA, el porcentaje de hogares con todos sus activos en paro pasa del 11,2 de 1990 al 16% de 1997 en los hogares con un solo activo, del 3,6 al 5% en los hogares con dos activos, del 2,0 al 3,8% en los hogares con tres activos y del 1,6 al 2,9% en los hogares con cuatro activos.

Cuadro 8: CUADRO DE CORRELACIONES ENTRE DIVERSOS INDICADORES DE POBREZA Y DESIGUALDAD Y DIFERENTES VARIABLES MACROECONÓMICAS POR CCAA

	HPB	PR	Gini	Th (1)	Th (0)	At(0,5)	At(1)	At(1,5)	At(2)
1. RFD per capita	-0,65**	-0,78**	-0,26	-0,11	-0,29	0,03	-0,35	-0,33	-0,49*
2. Productividad aparente	-0,52*	-0,79**	-0,09	0,09	-0,11	0,03	-0,15	-0,15	-0,34
3. Porcentaje de ocupados agrarios	0,34	0,72**	0,04	-0,08	0,05	-0,13	0,15	0,13	0,29
4. Porcentaje de empleo temporal	0,61**	0,56*	0,32	0,02	0,34	0,28	0,23	0,27	0,23
5. Tasa de paro	0,79**	0,62**	0,39	0,20	0,45	0,22	0,40	0,42	0,63**
6. Tasa de paro del cabeza familia	0,84**	0,73**	0,48*	0,29	0,53*	0,35	0,42	0,45	0,55*
7. Tasa de paro sin protección	0,77**	0,70**	0,38	0,21	0,44	0,18	0,42	0,44	0,72**
8. Tasa de actividad	-0,25	-0,28	-0,20	-0,21	-0,21	-0,15	-0,18	-0,15	-0,22
9. Tasa de actividad femenina	-0,23	-0,48	-0,10	-0,11	-0,13	0,09	-0,22	-0,20	-0,30

Nota: (**) Significativo al nivel 0,01; (*) Significativo al nivel 0,05.

HPB = % de hogares con ingresos inferiores al umbral de renta mínima; PR = % de hogares con ingresos por adulto equivalente inferiores al 50% de la media; Th = Índice de Theil; At = Índice de Atkinson

Fuente: elaboración propia a partir de Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 (INE), Encuesta de Población Activa (INE) y Renta Nacional de España (BBV).

cas de crisis. Aunque desde 1995 se han ido moderando, los valores alcanzados a mediados de los noventa superaban los existentes a comienzos de la década.

Si a esto se añade que el momento de máximo rebrote del desempleo coincidió con una fuerte caída de la tasa de cobertura de las prestaciones para los desempleados, que perdió sólo en cinco años más de veinte puntos desde su máximo histórico del 85% a comienzos de 1993, es posible concebir, como ya han avanzado algunos trabajos [Cantó (1997) y Martínez, Ruiz-Huerta y Ayala (1998)], que los cambios en la realidad laboral hayan favorecido un incremento de la pobreza en la primera mitad de los noventa. De la misma forma, los cambios en la distribución familiar del paro y la mayor extensión del problema del desempleo en algunos activos hasta entonces relativamente poco afectados, como los cabezas de familia, obligan a pensar en una relación entre la evolución del desempleo y la pobreza más perceptible a mediados de los años noventa que durante la década anterior.

6. CONCLUSIONES

El análisis de los grupos de baja renta ha cobrado un especial interés en los últimos años, debido tanto a la creciente necesidad de contar con nuevos indicadores de pobreza y desigualdad como a los cambios en las políticas de protección social, de signo cada vez más restrictivo. Una de las principales novedades que aporta este trabajo es la utilización de los baremos medios de los programas públicos de rentas mínimas como criterio alternativo a los procedimientos tradicionales de medición de la pobreza.

De la explotación realizada de los datos de las últimas Encuestas de Presupuestos Familiares se deduce que, aunque el problema de los bajos ingresos todavía afecta a una parte relativamente importante de la población –un 3,1% de los hogares, que equivale a casi un millón de personas–, la tendencia es a la baja. Sin embargo, la reducción de la pobreza en el período considerado no se produjo de manera homogénea entre los distintos grupos de la población, confirmando las conclusiones anticipadas por otros estudios que definen umbrales de pobreza más altos. Se observa una creciente feminización del problema, la mejora en los grupos de mayor edad y el empeoramiento relativo de los jóvenes, el creciente riesgo de las mujeres con hijos a su cargo, una leve pérdida de importancia del factor educativo y el aumento de la concentración territorial de la pobreza. El análisis cluster ha permitido constatar, además, que se trata de una población muy plural, lo que alerta contra los programas generalistas de lucha contra la pobreza.

Este perfil de los hogares con bajos ingresos es el resultado de un conjunto de cambios de muy distinto signo, sin que hasta el momento se cuente con una identificación precisa de cada uno de los factores determinantes. En este sentido, el trabajo aporta la novedad de un análisis que integra las perspectivas micro y macroeconómica para ofrecer alguna respuesta a los cambios descritos. Al primer ámbito pertenece el análisis de las combinaciones de las características socioeconómicas que determinan una mayor probabilidad de que los ingresos de cada hogar no superen los umbrales fijados. La regresión logística realizada confirma el mayor poder explicativo de las variables referidas al tipo y al tamaño del hogar frente a la edad y el sexo de sus sustentadores principales, el papel determinante que juegan la educación y el empleo, así como la relevancia del lugar de residencia.

En cualquier caso, el efecto final de esas características depende, como se ha demostrado, de distintos procesos que desbordan el ámbito microeconómico y entre los que ocupa un lugar destacado el crecimiento económico agregado. El modelo estimado para evaluar la influencia del doble componente de la desigualdad y el crecimiento económico en la reducción de las situaciones de bajos ingresos indica que más de dos terceras partes de esa caída se deben al segundo factor; pero también que la capacidad de arrastre de las rentas de los hogares que tiene el crecimiento económico aumenta considerablemente cuando se acompaña de instrumentos correctores de la desigualdad.

En otras palabras, no todas las formas de crecimiento tienen un mismo efecto sobre el volumen de hogares con bajos ingresos. Por ello, se ha examinado también el grado en que algunas variables asociadas al cambio cíclico, como el desempleo, influyen sobre estas situaciones. Los resultados demuestran que el efecto del desempleo, aunque significativo, es menos intenso que lo que *a priori* podría intuirse, debido a la existencia de importantes paliativos, como la red familiar de protección o la cobertura pública de los parados. De hecho, de las estimaciones realizadas se deduce que la tasa de paro de los cabezas de familia tiene un mayor efecto sobre la pobreza que la tasa de desempleo global. El aumento de la tasa de paro de los sustentadores principales en la primera mitad de los años noventa acentúa la relación entre el desempleo y la insuficiencia de las rentas de los hogares.

Estos resultados alertan sobre los posibles efectos que pueden producir en el número y en los perfiles de los hogares con bajos ingresos las modificaciones registradas a lo largo de los años noventa en el ritmo de crecimiento económico y en el panorama laboral. A su vez, han de servir como referencia para un adecuado diseño de las políticas públicas de mantenimiento de rentas.

A.1. BAREMOS DE LOS PROGRAMAS AUTONÓMICOS DE RENTAS MÍNIMAS. AÑO 1996

	1 persona	2 personas	3 personas	4 personas	5 personas	6 personas
Andalucía	40.200	45.400	50.600	55.800	61.000	66.360
Aragón	33.000	42.900	49.500	56.100	59.430	62.730
Asturias	41.510	48.411	55.312	62.213	69.114	76.015
Canarias	30.000	35.000	40.000	40.000	40.000	40.000
Cantabria	35.500	43.500	49.500	54.500	59.500	64.500
Castilla-La Mancha	45.500	50.500	55.500	60.500	65.500	70.500
Castilla-León	30.000	30.000	30.000	30.000	30.000	30.000
Cataluña	39.000	45.000	50.000	55.000	59.000	63.000
C.Valenciana	41.510	44.748	46.748	48.248	49.748	49.748
Extremadura	31.500	34.500	36.500	37.500	38.500	39.500
Galicia	35.580	41.790	46.790	50.570	50.570	50.570
Madrid	39.635	49.515	55.705	60.700	65.525	70.525
Murcia	36.000	42.000	49.000	55.000	61.000	67.000
Navarra	40.800	47.000	53.200	59.400	65.600	65.600
País Vasco	40.500	52.650	60.750	68.850	76.950	81.000
La Rioja	39.200	44.700	48.900	53.100	54.600	56.100
Media	37.465	43.601	48.625	52.968	56.627	59.572

Fuente: encuesta a las CCAA.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguilar, M., M. Gaviria y M. Laparra (1995): *La caña y el pez*, Madrid, Fundación FOES-SA.
- Alcaide, A. y J. Alcaide (1983): "Distribución personal de la renta española en 1980", *Hacienda Pública Española*, n.º 85, págs. 485-509.
- Aldenderfer, M.S. y R.K. Blashfield (1984): *Cluster Analysis*, Londres, Sage Publications.
- Atkinson, A.B. (1993): "The Institution of an Official Poverty Line and Economic Policy", STICERD, Welfare State Programme, WSP/98, London School of Economics.
- Atkinson, A.B. (1995): *Incomes and the Welfare State*, Cambridge University Press.
- Ayala, L. (1994): "Los sistemas generales de rentas mínimas en Europa. Logros, límites y alternativas", *Documentación Social*, n.º 96, págs. 223-275.
- Ayala, L. (1998): "Cambio laboral y pobreza". En EDIS et al.: *Las condiciones de vida de la población pobre en España*. Madrid, Fundación FOESSA.
- Ayala, L. (2000): *Las rentas mínimas en la reestructuración de los Estados de Bienestar*. Madrid, Consejo Económico y Social.
- Ayala, L., R. Martínez y J. Ruiz-Huerta (1996): "La distribución de la renta en España desde una perspectiva internacional", en AA.VV: *La distribución de los recursos*, Madrid, Fundación Argenteria-Visor.
- Ayala, L., J. Ruiz-Huerta y R. Martínez (1998): "El mercado de trabajo y la distribución personal de la renta en España en los años noventa", *Ekonomiaz*, n.º 40, págs. 105-133.
- Blank, R. (1991): "Why Were Poverty Rates so High in the 1980s?", *NBER Working Papers Series*, n.º 3878.
- Blinder, A.S. y H.Y. Esaki (1978): "Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 40, n.º 4, págs. 604-609.
- Bosch, A., C. Escribano y I. Sánchez (1989): *Evolución de la pobreza y la desigualdad en España: Estudio basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares 1973-74 y 1980-81*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus y T. Smeeding (1988): "Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database", *Review of Income and Wealth*, n.º 34, págs. 115-42.
- Cabrera, P. (1998): *Huéspedes del aire: sociología de las personas sin hogar en Madrid*. Madrid, Universidad Pontificia de Comillas.
- Cantó, O. (1997): *Desempleo y pobreza en la España de los noventa*. Documentos de Trabajo de la Fundación FIES, n.º 136/1997
- Coulter, F.A., F.A. Cowell y S.P. Jenkins (1992a): "Differences in needs and assessment of income distributions", *Bulletin of Economic Research*, vol. 44, n.º 2, págs. 77-124.
- Coulter, F.A., F.A. Cowell y S.P. Jenkins (1992b): "Equivalence scale relativities and the extent of inequality and poverty", *The Economic Journal*, n.º 102, págs. 1.067-1.082.
- Danziger, S. y P. Gottschalk (1986): "Do Rising Tides Lift All Boats? The Impact of Secular and Cyclical Changes on Poverty", *American Economic Review*, vol. 76, n.º 2, págs. 405-410.
- Datt, G. y M. Ravallion (1993): "Growth and redistribution components of changes in poverty measures", *Journal of Development Economics*, vol. 38, n.º 2, págs. 275-295.
- Deleeck, H. (1991): "Sistemas de indicadores de pobreza y de eficacia de la Seguridad Social", en Betolaza, J.I.: *Nuevas necesidades. Nuevas prestaciones*. Barcelona, Asociación de economía de la Salud.

- EDIS, L. Ayala, F. Esteve, A. García Lizana, R. Muñoz de Bustillo, V. Renes y G. Rodríguez Cabrero (1998): *Las condiciones de vida de la población pobre en España*. Madrid, Fundación FOESSA.
- Estévez González, C. (1998): *Las rentas mínimas autonómicas*, Madrid, Consejo Económico y Social.
- Ganuzza, E., L. Taylor y S. Morley (dir.) (1998): *Política macroeconómica y pobreza en América Latina y el Caribe*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, Madrid, Mundi-Prensa.
- García Lizana, A. y G. Martín Reyes (1994): “La pobreza y su distribución territorial”, en Juárez, M. (ed.): *V Informe Sociológico sobre la Situación Social en España*, Madrid, Fundación FOESSA.
- Gottschalk, P. y S. Danziger (1985): “A Framework for Evaluating the Effects of Economic Growth and Transfers on Poverty”, *American Economic Review*, vol. 75, n.º 1, págs. 153-161.
- Jenkins, S. y F.A. Cowell (1994): “Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities”, *The Economic Journal*, n.º 104 (425), págs. 473-491.
- Kakwani, N. (1993a): “Growth and income redistribution: a poverty decomposition derived using an axiomatic approach”, University of South Wales, *School of Economics Discussion Paper*, n.º 93/2.
- Kakwani, N. (1993b): “Poverty and economic growth with application to Côte d’Ivoire”, *Review of Income and Wealth*, vol. 39, n.º 2, págs. 121-139.
- Kapteyn, A., P. Kooreman y R. Willemse (1988): “Some methodological issues in the implementation of subjective poverty definitions”, *The Journal of Human Resources*, vol. 23, n.º 2, págs. 222-242.
- Maddala, G.S. (1983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.
- Martín Reyes, G., A. García Lizana y A. Fernández Morales (1989): “La distribución territorial de la pobreza en España”. Incluido en VV.AA: *VI Jornadas de Estudio del Comité Español para el Bienestar Social: La pobreza en la España de los ochenta*, Madrid, Editorial Acebo.
- Martínez, R. (1995): *Pobreza monetaria y condiciones de vida en España. Un enfoque basado en las Encuestas de presupuestos Familiares*. Madrid, Instituto de Estudios Fiscales (mimeo).
- Martínez, R. y J. Ruiz-Huerta (1997): “Algunas reflexiones metodológicas sobre la medición de la pobreza: una aplicación al caso español”, *III Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta*, Madrid, Fundación Argentaria.
- Martínez, R., J. Ruiz-Huerta y L. Ayala (1998): “Desigualdad y pobreza en la OCDE: una comparación de diez países”, *Ekonomiaz*, n.º 40, págs. 43-67.
- Martín-Guzmán, P., M.I. Toledo, N. Bellido, J. López Ortega y D. Jano (1996): *Desigualdad y pobreza en España*. Madrid, Instituto Nacional de Estadística.
- Novales, A. (1990): *Econometría*, Madrid, McGraw-Hill.
- Pena Trapero, B. (dir.) (1996): *Distribución personal de la renta en España*, Madrid, Pirámide.
- Pissarides, C.A. (1991): “Macroeconomic Adjustment and Poverty in Selected Industrial Countries”, *The World Bank Economic Review*, vol. 5, n.º 2, págs. 207-229.
- Ravallion, M. y M. Huppi (1991): “Measuring Changes in Poverty: A Methodological Case Study of Indonesia during an Adjustment Period”, *The World Bank Economic Review*, vol. 5, n.º 1, págs. 57-82.

- Ruiz-Castillo, J. (1987): *La medición de la pobreza y la desigualdad en España*, Madrid, Banco de España, Estudios Económicos, n.º 42.
- Ruiz-Huerta, J. y R. Martínez, R. (1994): “La pobreza en España: ¿qué nos muestran las Encuestas de Presupuestos Familiares?”, *Documentación Social*, n.º 96, págs.15-110.
- Smeeding, T. (1997): *Financial Poverty in Developed Countries: The Evidence from LIS*. Final Report to the United Nations Development Programme, Luxemburgo.
- Sanz, B. (1996): “La articulación micro-macro en el sector hogares: de la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional”, en AA.VV: *La distribución de los recursos*, Madrid, Fundación Argentaria-Visor.
- Toharia, L., C. Albert, I. Cebrián, C. García Serrano, I. García Mainar, M.A. Malo, G. Moreno y E. Villagómez (1998): *El mercado de trabajo en España*, Madrid, McGraw-Hill.
- Van Praag, B., A. Hagenaars y H. Van Weeren (1981): “Poverty in Europe”, *Review of Income and Wealth*, n.º 28, págs. 345-359.
- Van Wijk, P. (1992): “Cyclical and political influences on the size distribution of income in the US”, *Applied Economics*, vol. 24, págs. 169-173.
- Veit-Wilson, J.H. (1987): “Consensual Approaches to Poverty Lines and Social Security”, *Journal of Social Policy*, vol. 16, n.º 2, págs. 183-211.
- Walker, R. (1987): “Consensual Approaches to the Definition of Poverty: Towards an Alternative Methodology”, *Journal of Social Policy*, vol. 16, n.º 2, págs. 213-226.

Fecha de recepción del original: julio, 1998

Versión final: junio, 2000

ABSTRACT

This paper offers new empirical evidence on the measurement of low-income incidence in Spain and the identification of its main explanatory factors. Mean regional Minimum Income benefits have been used as a poverty line. The statistical source of reference is the *Family Budget Survey*. The results reveal notable temporal changes in the total number of low-income households, plus significant shifts in their socio-economic characteristics. Logistic regressions confirm the existence of three explanatory factors: the category and size of the household, the role played by education and employment, and the impact of geographical residence. The most prominent result within the macroeconomic field is the fact that economic growth can reduce low-income incidence if intense redistributive policies and changes in some unemployment characteristics, such as the rates affecting heads of households.

Keywords: minimum income, poverty, income distribution.

JEL classification: I32, D31.