

# CARACTERIZACIÓN DE LA PRIVACIÓN Y LA POBREZA EN CATALUÑA\*

SARA AYLLÓN

MAGDA MERCADER

*Universitat Autònoma de Barcelona*

XAVIER RAMOS

*Universitat Autònoma de Barcelona e IZA*

Este trabajo contribuye a la literatura sobre la evaluación multidimensional del nivel de bienestar de los individuos más desfavorecidos de nuestra sociedad, escasa para el caso español. Se distingue claramente entre pobreza monetaria y privación multidimensional, para proceder entonces a su cuantificación y caracterización empleando una base de datos nueva (PaD) para Cataluña y utilizando, por vez primera, una metodología que nos permite considerar de forma conjunta la pobreza y la privación. Nuestros resultados empíricos deberían informar a la política social. Aportamos evidencia nueva sobre viejas y nuevas relaciones entre situaciones de desventaja económica y características de los individuos, algunas de las cuales invitan a reconsiderar viejas concepciones.

*Palabras clave:* privación, pobreza, análisis multidimensional, logit multinomial, PaD, Cataluña.

*Clasificación JEL:* D63, I31, I32.

Pobreza y privación no es lo mismo, aunque a menudo vayan de la mano. La pobreza se ha (sobre)entendido durante demasiado tiempo como pobreza monetaria –unidimensional, por tanto–, muy a pesar de la riqueza con la que normalmente gusta definir o entender el concepto de pobreza. Dos ejemplos pueden resultar interesantes. Desde el punto de vista de la política social europea, la Unión Europea hace ya tiempo que definió la pobreza como un

---

(\*) Agradecemos a la *Fundació Jaume Bofill* el acceso a los microdatos del PaD, a la *Fundació Un Sol Món* su apoyo financiero en la elaboración del *III Informe de la Pobresa a Catalunya* y al Ministerio de Educación y Ciencia el apoyo financiero recibido mediante el proyecto SEJ2004-07373-C03-01/ECON. Nuestro agradecimiento también a Pedro Delicado por el tratamiento estadístico de la muestra y la elaboración de los pesos, así como a los evaluadores y al editor de la *Revista* que con sus comentarios han contribuido a mejorar el artículo en todos sus aspectos. Xavier Ramos agradece al IZA (Bonn) la hospitalidad recibida durante su estancia en el instituto de investigación, desde donde realizó la revisión del artículo.

fenómeno de varias dimensiones<sup>1</sup>. Más recientemente, y a raíz de la incorporación de la lucha contra la pobreza y la exclusión social como área prioritaria en la agenda política europea, el Consejo Europeo ha adoptado, en la cumbre de Laeken de finales de 2001, un conjunto de 18 indicadores comunes para todos los estados miembros para facilitar el desarrollo y seguimiento de los objetivos establecidos para todos los territorios de la Unión [véase Atkinson *et al.* (2002)]<sup>2</sup>. En definitiva, la política social europea tiene la firme intención de articularse en base a distintas dimensiones consideradas relevantes para la inclusión social –con lo que la era de la supremacía absoluta de la renta se va agotando.

Desde una perspectiva un poco más filosófica, se hace difícil no hacer referencia a uno de los enfoques que ha generado más entusiasmo y, por tanto, numerosas reflexiones entre la comunidad científica preocupada por las cuestiones distributivas y, especialmente, por la pobreza, la exclusión social y la privación. Nos referimos al enfoque de las capacidades de Sen (1980, 1985). Este enfoque, que se preocupa por lo que los individuos logran hacer o ser con los recursos a su disposición –y no por los recursos en sí mismos–, se sustenta en la idea de que las personas son distintas en aspectos, a menudo no observados, pero ciertamente importantes para su bienestar y que éste es un concepto de naturaleza multidimensional<sup>3</sup>. La siguiente cita lo ilustra como no lo hubiéramos podido hacer nosotros:

One could be *well-off*, without being *well* (due to health problems). One could be *well*, without being able to lead the life he or she *wanted* (due to cultural restrictions and bounds). One could have got the life he or she *wanted*, without being *happy* (due to psychological problems). One could be *happy*, without having much *freedom* (due to society's norms). One could have a good deal of *freedom*, without *achieving* much (due to lack of self-confidence or self-esteem). We can go on [Sen (1999, pág. 3); paréntesis de Deutsch *et al.* (2003)].

En consecuencia, el análisis multidimensional es absolutamente imprescindible para una correcta evaluación del nivel de bienestar de los individuos más desfavorecidos de nuestra sociedad, y por tanto, es también imprescindible para mejorar el diseño de las políticas necesarias para incrementar sus niveles de bienestar y reducir las tasas de pobreza y privación.

---

(1) De acuerdo con la definición adoptada por la Comunidad Europea, son pobres “aquellas personas, familias o grupos cuyos recursos (materiales, culturales y sociales) son tan limitados que les hacen quedar excluidos del modo de vida mínimo aceptable en el estado miembro en el que habitan”.

(2) Los indicadores finalmente seleccionados entre los propuestos por Atkinson *et al.* (2002) se pueden consultar en [http://europa.eu.int/comm/employment\\_social/social\\_protection\\_committee/laeken\\_list.pdf](http://europa.eu.int/comm/employment_social/social_protection_committee/laeken_list.pdf)

(3) De hecho el enfoque de las capacidades de Sen (1980, 1985) se preocupa en última instancia por la libertad que tienen los individuos para decidir lo que quieren llegar a ser. No obstante, dadas las dificultades que entrañan tanto la definición empírica como la medición de dichas libertades, la mayor parte de la literatura empírica se ha limitado a analizar el bienestar de acuerdo con las realizaciones observadas en las distintas dimensiones y no con las opciones de las que han dispuesto los individuos –es decir, con los funcionamientos (*functionings*) y no con las capacidades (*capabilities*). No obstante, Krishnakumar (2005) constituye un interesante esfuerzo de modelación económica para traspasar el mundo de los funcionamientos y situarse en la esfera de las capacidades.

La diferencia entre pobreza y privación, sin embargo, no termina en el número de dimensiones a utilizar en el análisis. Como apuntó Runciman (1966), el concepto de privación recoge una percepción individual que lo caracteriza y diferencia de los demás conceptos próximos –como el de pobreza– y que, por tanto, cualquier intento de hacerlo operativo debería contemplar. El sentimiento de privación de un individuo surge de la comparación de su situación con la de los individuos que le rodean y, especialmente, con aquéllos que se encuentran mejor que él. Como mostraremos en la sección 2, ésta será una consideración que determinará alguna de las decisiones metodológicas adoptadas en este trabajo.

En términos empíricos, hasta la aparición del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), a mediados de los noventa, la falta de microdatos adecuados limitó el desarrollo de análisis multidimensionales sobre los niveles de vida de la población española, con lo que nuestro conocimiento sobre los niveles de bienestar de los grupos menos favorecidos se limita a la pobreza monetaria<sup>4</sup>. La aparición de nuevos datos microeconómicos, sobre todo a nivel europeo y de panel (PHOGUE), ha animado el análisis multidimensional tanto teórico como empírico.

Este trabajo contribuye a esta literatura en dos aspectos. Por un lado, presenta evidencia nueva sobre pobreza y privación para Cataluña en el año 2000 empleando datos de la primera ola de un nuevo panel de datos: el Panel de Desigualdades Sociales (PaD). Por otro lado, por primera vez, considera de forma conjunta la pobreza y la privación mediante un modelo logit multinomial para analizar los aspectos que determinan el riesgo de pobreza y/o privación. La sección 5 se encarga de documentar los resultados de este análisis. Antes de ello, sin embargo, es necesario estimar tanto la pobreza como la privación. La sección que sigue describe los datos empleados, el PaD, mientras que la sección 2 comenta los aspectos metodológicos más importantes para la medición de la privación y expone las decisiones metodológicas que se han tomado. La sección 3 documenta el nivel de pobreza y privación, mientras que la sección 4 se encarga de aportar amplia evidencia sobre la imperfecta relación que existe entre el nivel de ingresos y la privación.

## 1. EL PAD: NUEVOS DATOS PARA EL ANÁLISIS DISTRIBUTIVO EN CATALUÑA

La fuente de datos utilizada en este trabajo es el PaD, el Panel de Desigualdades Sociales de Cataluña, correspondiente al año 2001. El PaD es una nueva encuesta longitudinal creada por la Fundació Jaume Bofill con el objetivo de poner a disposición de investigadores y agentes sociales nuevos datos que permitan el estudio de las condiciones socioeconómicas de los hogares catalanes, tanto desde una perspectiva estática como dinámica<sup>5</sup>.

(4) Las únicas excepciones para el caso español son los trabajos de Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000) y Pérez-Mayo (2003) con datos del PHOGUE. Entre los estudios para otros países europeos cabe destacar los trabajos realizados en el seno del grupo EPAG (<http://www.iser.essex.ac.uk/epag/pubs/workpaps/index.php>) de Layte *et al.* (1999, 2000), Nolan y Whelan (1996) y Whelan *et al.* (2001a, 2001b, 2003) también con los datos del PHOGUE.

(5) Para más información, véase [www.fbofill.org](http://www.fbofill.org) o [www.obdesigualtats.org](http://www.obdesigualtats.org).

La base de datos del PaD es una fuente realmente rica en información con más de 800 variables repartidas en diez grandes bloques temáticos relativos a fecundidad, educación, vivienda, uso y conocimiento de lenguas, trabajo, trabajo doméstico, salud, posición y relaciones sociales, ingresos y cultura política. Del PaD, además, destaca el hecho que contiene mucha información relativa a cada miembro del hogar. A diferencia de otras bases de datos, como la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) o las Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF) que recogen mayoritariamente información relativa a una persona de referencia, el PaD pregunta a todos los miembros adultos del hogar<sup>6</sup>. Otra característica interesante de la base de datos es que reúne numerosos datos de carácter subjetivo. De hecho, uno de los principales objetivos del proyecto era el diseño de una entrevista equilibrada entre cuestiones objetivas y preguntas subjetivas que se interesaran por las opiniones, valoraciones y sentimientos de los entrevistados. Este tipo de información es de indudable valor cuando se plantea un análisis más allá de indicadores meramente objetivos<sup>7</sup>.

El PaD contiene información especialmente adecuada para el análisis de la pobreza y la privación pues, por un lado, incluye los datos relativos a los ingresos monetarios del hogar (del año previo a la entrevista) o a los bienes materiales presentes en la vivienda y, por el otro, también las valoraciones (subjetivas) necesarias para el análisis de la privación como la facilidad para cubrir determinadas necesidades de consumo básico o secundario. Además, el PaD proporciona información relativa a si un hogar no posee un determinado bien porque así lo prefiere o porque no se lo puede permitir económicamente –información que, como veremos más adelante, es importante para poder distinguir los hogares con problemas de privación de los que no los padecen. El PaD, por lo tanto, brinda la oportunidad de un análisis en paralelo de la pobreza monetaria y la privación en Cataluña que no es posible con otras bases de datos<sup>8</sup>.

Por otro lado, un primer análisis de los datos de ingreso del PaD indicaría su compatibilidad con otras fuentes de datos. Por ejemplo, el PaD confirmaría la tendencia al incremento de la desigualdad de la renta en Cataluña durante la década de los años noventa estimada con el coeficiente de Gini a partir de la EPF y la muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). En este sentido, el coeficiente de Gini en Cataluña habría pasado del 0,288 en el año

---

(6) Con este objetivo, se diseñaron cuatro cuestionarios distintos: uno para el informador principal –que recoge además de su información personal, todos los datos relativos al conjunto del hogar–, otro para la pareja del informador principal, un cuestionario individual para el resto de miembros adultos del hogar y, finalmente, un cuestionario llamado *proxy* para los miembros del hogar que no se encuentran en el momento de la entrevista o bien deciden no colaborar, y en nombre de los cuales otra persona del hogar responde a algunas preguntas.

(7) Cabe decir que, en este trabajo, sólo explotamos una parte relativamente pequeña de toda la información existente en la base de datos.

(8) Este tipo de información, que conocemos, sólo se encuentra disponible en la base de datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), si bien, la muestra para Cataluña de esta fuente en la séptima ola representativa de las Comunidades Autónomas españolas correspondiente al año 2000 es inferior a la disponible en el PaD. Además, el PaD proporciona una mayor cantidad de información que el PHOGUE.

1990, observado con la EPF, al 0,305 en el 1999 y 0,316 en el 2000, con el PHOGUE y el PaD, respectivamente<sup>9</sup>.

En cuanto a la muestra del PaD, la primera ola utilizada en este trabajo encuesta a 1.991 hogares y 5.757 individuos. Sin embargo, nuestro trabajo no corrige la falta de respuesta en la variable ingresos, que afecta a 189 hogares. Por otro lado, al tratarse de una nueva fuente de microdatos, y con aras a la cautela, se ha optado por utilizar la muestra del PaD resultado de podar los dos extremos de la distribución de ingresos en un 2%. La técnica de poda es útil para que los cálculos estadísticos sean más robustos a la presencia de valores atípicos en los datos muestrales [Cowell y Victoria-Feser (1996)] y, como se verá más adelante, la caracterización de la pobreza y de la privación que se deriva de nuestro análisis multivariante también se muestra robusta a esta poda. Así, la muestra finalmente utilizada contiene 1.730 observaciones de hogares y 4.995 individuos<sup>10</sup>. El diseño de la muestra es polietápico, y combina el muestreo estratificado, el basado en conglomerados y el sistemático y, el factor de elevación poblacional disponible corrige por el factor diseño de la muestra.

A pesar de la riqueza informativa del PaD, esta fuente de microdatos sufre de muchas de las limitaciones que padecen las encuestas de su misma naturaleza, como el PHOGUE o la ECPF. En primer lugar, cabe destacar que al tratarse de una encuesta dirigida sólo a individuos que viven en hogares privados, deja de lado por su propio diseño a las personas que viven en instituciones, en la calle o no tienen residencia estable. Estos son colectivos que sufren a menudo las situaciones más extremas de pobreza y exclusión social. En segundo lugar, existe un problema de falta de respuesta en los cuestionarios individuales. Se demuestra que las personas del hogar que no colaboran son, en su mayoría, jóvenes o personas muy mayores –en este último caso debido a la imposibilidad por parte de estas personas de contestar el cuestionario. En el trabajo que se presenta no se corrige el problema de la falta de respuesta individual, si bien se prevé que el sesgo que ésta introduce no sea muy importante. Nuestro trabajo se centra en el análisis del conjunto del hogar y en las características de la persona con mayores ingresos para quien, normalmente, se dispone de información completa.

## 2. LA MEDICIÓN DE LA PRIVACIÓN: ALGUNOS ASPECTOS METODOLÓGICOS

Como ha sido ampliamente reconocido [véase Atkinson (2003), Bourguignon y Chackravarty (2003)], el ejercicio de cuantificar la privación existente en una so-

---

(9) Sin embargo, la media de la distribución del ingreso equivalente del PaD se encuentra en términos reales ligeramente por debajo de la que se obtiene con la muestra ampliada del PHOGUE incluso cuando el PaD se refiere a un año posterior. Es posible que las diferencias en el diseño de la muestra puedan explicar esta discrepancia. Por otro lado, se ha desestimado la utilización de los ficheros anualizados de la ECPF por presentar una media y una mediana que consideramos anormalmente bajas para Cataluña. Véase Mercader *et al.* (2005) para una descripción más detallada de los datos disponibles para el análisis de la pobreza monetaria en Cataluña.

(10) La descripción detallada de los diferentes aspectos discutidos en este apartado puede encontrarse en Ayllón *et al.* (2003).

ciudad plantea cuestiones complejas sobre las que, a menudo, no existe consenso. Por tanto, al igual que en la pobreza unidimensional, la medición de la privación comporta una serie de decisiones metodológicas que están sujetas a un cierto grado de arbitrariedad. En su trabajo clásico, Sen (1976) identifica dos etapas necesarias para la medición de la pobreza unidimensional, identificación y agregación, obviando hasta cierto punto la cuestión relacionada con la definición del indicador a utilizar. La práctica común en la literatura (empírica) ha sido la utilización de un indicador de carácter unidimensional como es el nivel de ingresos o de gasto, lo que ha reducido la identificación al establecimiento de un umbral de pobreza –normalmente relativo y arbitrario– y ha permitido el empleo de una familia de índices [Foster, Greer y Thorbecke (1984)] que resuelve la agregación de acuerdo con una serie de propiedades que gozan de un consenso muy amplio.

La medición de la privación multidimensional requiere bastante más que la simple traslación de las cuestiones que surgen en la medición de la pobreza monetaria a un ámbito de múltiples dimensiones<sup>11</sup>. En el ejercicio de la identificación, por ejemplo, además de establecer el umbral para cada dimensión, tendremos que decidir si queremos identificar a los privados en base a la unión o a la intersección de situaciones de privación en las distintas dimensiones. Si, por simplicidad expositiva, nos limitamos al caso de dos atributos, la cuestión que surge es: ¿catalogaremos a una persona como privada cuando sufra privación en uno solo de los dos atributos considerados (unión), o requeriremos que sufra privación en los dos (intersección)?

El proceso de agregación también plantea nuevos retos. Ahora tenemos dos campos sobre los que debemos agregar: los atributos y los individuos. Por tanto debemos decidir si preferimos combinar primero los distintos atributos para cada individuo y agregar luego sobre los individuos para acabar obteniendo un índice global de privación, o si por el contrario, queremos obtener primero un índice para cada una de las dimensiones, agregando sobre los individuos, y luego agregar los índices obtenidos para las distintas dimensiones. Como argumenta Micklewright (2001), el orden de agregación es importante ya que puede incidir sobre el resultado. La mayor parte de la literatura, tanto teórica como empírica, sigue la primera opción; ésta va a ser también nuestra elección. El ejemplo más significativo de la segunda opción –obtención de un índice global a partir de índices parciales– lo constituye los distintos índices utilizados por el Programa de Desarrollo de las Naciones Unidas en sus Informes sobre Desarrollo Humano [UNDP (2005)], tales como el índice de desarrollo humano [Anand y Sen (1994)] o el índice de pobreza humana [Anand y Sen (1997)].

La importancia de las distintas dimensiones o atributos y su consiguiente ponderación, también ha generado numerosas reflexiones y contribuciones [véase Desai y Shah (1988), Brandolini y D'Alessio (1998)]. A nuestro entender, la propuesta de Desai y Shah (1988) de utilizar ponderaciones que dependan de forma inversa de la proporción de la sociedad que está privada en esa dimensión, debería

---

(11) Bibi (2003) proporciona una completa y equilibrada revisión de la literatura sobre la medición de la pobreza desde una perspectiva multidimensional.

reflejar razonablemente bien el sentimiento de privación de los individuos y, por tanto, la adoptamos en nuestro análisis empírico<sup>12</sup>.

Las distintas aproximaciones al problema de la medición de la privación han dado respuesta sólo de forma parcial a las principales cuestiones que acabamos de plantear. En su intento de racionalizar un poco algunas de las aportaciones de muy distinta naturaleza que han ido apareciendo a lo largo de las dos últimas décadas y de forma algo desordenada, Atkinson (2003) distingue dos grandes enfoques que etiqueta como *social welfare approach* y *counting approach*. El primero supone la existencia de una función de bienestar social que sirve para evaluar la posición de cada uno de los individuos, y propone índices que satisfacen una serie de propiedades que se consideran razonables así como condiciones de dominancia estocástica –que permiten ordenar las distribuciones multidimensionales de atributos relevantes de forma no ambigua–<sup>13</sup>, mientras que el segundo se preocupa de contar el número de dimensiones en las que los individuos sufren privación<sup>14</sup>. Junto a estos dos enfoques cabría considerar un tercero que utiliza distintas técnicas econométricas multivariantes para aproximarse al problema de la medición multidimensional de la privación<sup>15</sup>.

El índice que utilizamos para cuantificar el nivel o grado de privación experimentada por un hogar es una medida muy sencilla que se enmarca en lo que Atkinson (2003) ha denominado *counting approach*. El índice de privación  $P_{d,h}$  se define como una suma ponderada y normalizada a 100 de los valores que toman los distintos indicadores de privación para cada hogar,  $h$  [Desai y Shah (1988)],

$$P_{d,h} = \frac{\sum_{i=1}^n I_{i,h} p_i}{\sum_{i=1}^n p_i} \cdot 100$$

donde  $I_{i,h}$  es una variable dicotómica que toma valor 1 cuando el hogar no posee el bien  $i$ -ésimo y el valor 0 en caso contrario, y  $p_i$  es la proporción de personas que no padece la privación en ese ámbito. Por tanto, como hemos apuntado antes, otorga-

(12) Como se ha mencionado en la Introducción, la idea de capturar el sentimiento individual de privación mediante la comparación de la situación del individuo con respecto a la de aquéllos que se encuentran mejor fue propuesta inicialmente por Runciman (1966) y ha sido utilizada posteriormente para desarrollar algunos de los índices unidimensionales de privación [Yitzhaki (1979), Bossert *et al.* (2005)].

(13) Bourguignon y Chackravarty (1998, 2003) han sido los que han contribuido de forma más activa tanto a la axiomatización como al estudio de las condiciones de dominancia estocástica [Bourguignon y Chackravarty (2002)]. No obstante, no han sido los únicos. Chackravarty *et al.* (1998) y Tsui (2002) presentan también interesantes propuestas sobre los principios básicos que toda medida de pobreza multidimensional debería satisfacer y sobre los índices que las satisfacen. Sobre la dominancia estocástica para el análisis de la pobreza multidimensional, véase también Duclos *et al.* (2005).

(14) Townsend (1979) es seguramente el primero en utilizar este enfoque. Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000) también lo utilizan para estudiar la privación en España. Como veremos más adelante, éste es el enfoque en el que se ubica este trabajo.

(15) Entre los muchos métodos que se han utilizado, cabría destacar el análisis de componentes principales [Klasen (2000)], el análisis factorial [Nolan y Whelan (1996)], las funciones distancia [Lovell *et al.* (1994), Deutsch *et al.* (2003)] y el modelo de variables latentes. Este último ha sido empleado por Pérez-Mayo (2003) y Navarro y Ayala (2004) para analizar la privación y la exclusión en vivienda en España, respectivamente.

mos un peso mayor a las situaciones de privación más minoritarias. El valor de este índice se puede interpretar como el porcentaje de privación experimentada por un individuo con relación al valor teórico máximo, que se obtendría si el individuo padeciera privación en todas las situaciones de carencia consideradas.

Para identificar a los individuos con elevados niveles de privación, establecemos un umbral coherente con el análisis de la pobreza monetaria y que respete la práctica habitual de la literatura internacional. Este umbral es el que proporciona un grupo de tamaño comparable al seleccionado mediante el criterio de renta.

Dada la naturaleza dicotómica de los indicadores disponibles en la base de datos, no es posible utilizar alguno de los índices derivados axiomáticamente en lugar de  $P_{d,h}$ , ya que éstos suponen que los atributos se pueden expresar mediante variables continuas. Por otro lado, a pesar de su ventaja en términos de robustez, la dominancia estocástica –la otra opción dentro del enfoque de bienestar social– (de primer orden) impone condiciones muy exigentes y difícilmente conduce a ordenaciones no ambiguas cuando se implementa empíricamente. La solución, entonces, pasa por emplear dominancia de orden superior. Ésta, sin embargo, requiere condiciones “sobre las cuales es difícil formar una intuición y por ello es natural recurrir a formas funcionales específicas” [Atkinson (2003, pág. 56)].

Los métodos englobados en el tercer enfoque multivariante proponen formas interesantes de sintetizar la información contenida en las múltiples dimensiones en una sola dimensión o de identificar a los individuos que sufren privación sin tener que especificar ningún umbral. No obstante, son métodos que, a diferencia de los demás, no muestran explícitamente las ponderaciones de los distintos atributos sino que éstas quedan escondidas detrás de un procedimiento estadístico<sup>16</sup>. En este sentido, consideramos que el uso de ponderaciones explícitas, como las del índice  $P_{d,h}$ , constituye una forma más razonable de proceder para el ejercicio que nos planteamos.

Aparte de resolver los problemas relacionados con la identificación y la agregación planteados más arriba, en la estimación empírica de la privación la decisión acerca de los indicadores que se deben utilizar para medir el bienestar de las familias adquiere una relevancia especial.

Los problemas y consideraciones que emergen al seleccionar los indicadores son varios, y algunos de difícil solución. Obviamente, la primera cuestión a resolver es cuáles son los aspectos o elementos que deberían ser considerados para medir de forma adecuada las diversas facetas o caras de la privación. Mack y Lansley (1985), en un estudio ya clásico realizado para el Reino Unido, adoptan una aproximación consensual para determinar la lista de indicadores. Estos dos autores consideran aquellos elementos que una amplia mayoría de la población considera necesidades. Con el tiempo, el estudio de Mack y Lansley se ha convertido en una referencia para estudios posteriores ya que estos últimos no han dispuesto de la información para poder determinar qué elementos se consideran ne-

---

(16) No obstante, la selección previa de los indicadores por parte del investigador puede condicionar o determinar parcialmente la ponderación final de cada indicador, utilizando, por ejemplo, los indicadores del equipamiento del hogar más asociados al nivel de renta.

cesarios por parte de las familias –y en este sentido, este trabajo no es una excepción. Por tanto, la lista de indicadores propuesta por Mack y Lansley ha ejercido una influencia importante sobre los relativamente pocos estudios europeos que se han dedicado a analizar la privación, de tal forma que los estudios desarrollados a partir de la segunda mitad de la década de los ochenta muestran un fuerte consenso en lo que respecta al conjunto de indicadores empleados.

Respetando pues, el consenso establecido en la literatura europea, para analizar la privación en Cataluña agrupamos aquellos indicadores ampliamente utilizados en los estudios previos –y para los que disponemos de información– en tres grandes dimensiones de acuerdo con dos criterios. En primer lugar, incluimos aquellos bienes y situaciones que forman parte de las necesidades básicas que la mayoría de la población puede cubrir en la Cataluña actual, como poderse alimentar adecuadamente, poder comprar ropa nueva o zapatos de vez en cuando, poder disponer de los servicios fundamentales en el hogar, como tener baño e inodoro, o tener buenas instalaciones de agua, gas o electricidad. Dado que alguna de estas necesidades tienen un carácter más relacionado con el consumo y otras están más relacionadas con decisiones de inversión vinculadas a la vivienda, hemos distinguido entre una dimensión básica de consumo y una dimensión básica de vivienda.

En segundo lugar, hemos considerado otros bienes y situaciones de posesión menos generalizada, y seguramente no considerados tan necesarios, pero cuya carencia se debe a la falta de recursos, y por tanto, no es fruto de la elección personal o de un determinado estilo de vida<sup>17</sup>. Estos bienes y situaciones los englobamos en una dimensión que denominamos secundaria, e incluyen aspectos como no poder renovar los muebles o los electrodomésticos, no disponer de un automóvil o no poder ir de vacaciones una vez al año.

Como veremos más abajo, estas tres dimensiones recogen áreas de privación diferenciadas, en el sentido que los individuos que muestran grados considerables de privación en cada una de las dimensiones pertenecen a grupos poblacionales distintos. En definitiva, de acuerdo con lo observado en la literatura empírica, el conjunto de indicadores de privación que utilizamos parece cubrir de forma satisfactoria los aspectos importantes a considerar para estimar el grado de privación en la sociedad catalana.

El cuadro 1 muestra los bienes y situaciones que integran cada una de las tres dimensiones de privación y el porcentaje de individuos afectados por cada una de las carencias. La dimensión básica de consumo contiene 8 indicadores que reflejan

---

(17) La voluntariedad o imposibilidad económica de una situación de carencia es un aspecto fundamental que se debe tener en cuenta a la hora de definir los indicadores de privación. Ciertas situaciones de carencia se producen de forma voluntaria y responden a los gustos o preferencias de los individuos. Por ejemplo, uno de los indicadores de privación básica tradicionalmente utilizados hace referencia a la posibilidad de adquirir carne y pescado con cierta frecuencia. Los individuos vegetarianos declararían no comprar estos productos básicos, y si no tenemos en cuenta que esta decisión no se debe a una restricción económica, sino que es el resultado de sus preferencias, los estaremos identificando como privados de forma errónea. Por tanto, es imprescindible definir los indicadores de privación en términos de la imposibilidad económica por parte de los individuos de adquirir un bien o servicio o de realizar alguna acción.

Cuadro 1: PORCENTAJE DE INDIVIDUOS AFECTADOS POR TIPO DE CARENCIA

Tipo de carencia	%
<b>DIMENSIÓN BÁSICA CONSUMO</b>	
El hogar no se puede permitir económicamente comprar carne o pescado semanalmente	1,04
Comprar medicamentos que receta el médico supone un esfuerzo muy grande para el hogar	3,58
El hogar no se puede permitir económicamente comprar ropa de abrigo una vez al año	11,07
El hogar no se puede permitir económicamente comprar ropa nueva cada temporada	12,85
El hogar no se puede permitir económicamente comprar zapatos cada año	6,06
El hogar se ha retrasado en el pago del alquiler de la vivienda	1,61
El hogar se ha retrasado en el pago de la hipoteca	2,68
El hogar se ha retrasado en el pago de los recibos del agua, gas o electricidad	6,01
<b>DIMENSIÓN BÁSICA VIVIENDA</b>	
El hogar tiene una deficiencia grave y tiene muchas o bastantes dificultades para solucionarla con los recursos a su disposición	7,33
No hay agua corriente y/o wáter y/o baño en el hogar	0,40
Hay problemas de humedad en el hogar	1,92
Hay problemas de falta de ventilación, grietas en la pared, aluminosis u otros problemas de seguridad en el hogar	3,76
Malas instalaciones de agua o electricidad de la vivienda	1,99
Problemas de frío por mal aislamiento de la vivienda	1,92
<b>DIMENSIÓN SECUNDARIA</b>	
Declara tener muchas dificultades para llegar a fin de mes con los ingresos que tiene	14,24
Los gastos de la vivienda suponen un esfuerzo muy grande para el hogar	19,71
El hogar no se puede permitir económicamente una casa confortable	8,47
El hogar no se puede permitir económicamente cambiar los muebles cuando se deterioran	23,92
El hogar no se puede permitir económicamente cambiar los electrodomésticos cuando se estropean	5,34
No hay ningún miembro en el hogar que disponga siempre de coche	20,08
El hogar no se puede permitir económicamente hacer regalos a amigos o familiares una vez al año	7,60
El hogar no se puede permitir económicamente ir de vacaciones una vez al año	23,83

Fuente: Elaboración propia.

situaciones de alimentación inadecuada, falta de recursos para renovar el vestuario, problemas económicos para comprar medicamentos, o dificultades para afrontar los gastos corrientes. Los individuos afectados por cada una de estas situaciones varía entre el 1% que no puede permitirse comprar carne o pescado semanalmente, y el 12,8% con problemas económicos para renovar parte del vestuario cada temporada.

Por otro lado, la dimensión básica de vivienda contiene 6 indicadores que recogen deficiencias relacionadas con las condiciones e instalaciones del hogar. El porcentaje de individuos que padece alguna de estas situaciones de privación es relativamente pequeño, situándose entre el 0,4% (sin agua corriente, baño o inodoro) y el 7,3% (que sufren alguna deficiencia grave). Finalmente la dimensión secundaria contiene 8 ítems que describen situaciones de carencia más generalizadas entre la población que las reflejadas en los indicadores de las dos dimensiones básicas, pero que corresponden a bienes o situaciones consideradas en la mayoría de los estudios como necesidades que un individuo no pobre debería poderse permitir. En este sentido, es importante resaltar que las situaciones de carencia incluidas en esta dimensión secundaria en ningún caso afectan a más de una cuarta parte de la población catalana.

Finalmente, recuérdese que para estimar el nivel de privación en cada una de las tres dimensiones, así como el nivel de privación global (utilizando los 22 indicadores), utilizamos el índice de privación  $P_{d,h}$ , que se define como una suma ponderada de los valores que toman los distintos indicadores para cada hogar, en el que las ponderaciones otorgan mayor importancia a las situaciones de privación más minoritarias.

### 2.1. Aspectos metodológicos para el análisis de pobreza

Las decisiones metodológicas que hemos tomado para estimar la pobreza son las comúnmente utilizadas en la literatura y coherentes con las directrices marcadas por la Comisión Europea para la evaluación de la pobreza y la exclusión social, sobre la base de Atkinson *et al.* (2002). Por tanto, sólo las comentaremos brevemente. En primer lugar, para tener en cuenta el tamaño y la composición del hogar deflactamos el ingreso monetario utilizando la escala de equivalencia de la OCDE modificada<sup>18</sup>. La unidad de análisis elegida es el hogar, cuya renta equivalente será ponderada por el número de individuos que lo componen, de manera que hogares con distinto tamaño tendrán una representación distinta en la muestra. En otras palabras, consideramos que todos los integrantes de un hogar comparten de forma igualitaria los ingresos del hogar sin que se produzcan desigualdades dentro del mismo. Finalmente, para identificar a los individuos pobres empleamos como línea de pobreza el 60% del ingreso equivalente mediano en Cataluña.

---

(18) Recuérdese que esta escala de equivalencia otorga un peso de 1 al primer adulto, de 0,5 a los demás adultos del hogar y de 0,3 a los menores de 14 años. El ingreso monetario del hogar incluye el conjunto de ingresos recibidos por los diferentes miembros del hogar durante el año natural anterior a la entrevista (2000) procedentes de las distintas fuentes: rendimientos del trabajo, rendimientos del capital mobiliario e inmobiliario, rendimientos procedentes de prestaciones públicas y otros ingresos regulares o extraordinarios.

### 3. POBREZA Y PRIVACIÓN EN CATALUÑA

De acuerdo con los datos del PaD y con las decisiones metodológicas expuestas en la sección anterior, la tasa de la pobreza en Cataluña en el año 2000 era del 18,6% de la población. Se trata pues de un porcentaje similar, aunque ligeramente por debajo del correspondiente al conjunto del Estado (19%), y significativamente mayor que el de la media de los países europeos (15%), según datos de Eurostat (2003)<sup>19</sup>. En relación con los niveles de pobreza relativa de principios de los años noventa, parece que Cataluña ha tenido una evolución paralela a la española, con incrementos en las tasas de pobreza –véase Cantó, del Río y Gradín (2003) para el caso español y Mercader y Delicado (1998) para el caso catalán<sup>20</sup>.

En relación a la privación, el 58,3% de la población experimenta algún tipo de carencia de las 22 consideradas. La acumulación de situaciones de privación se manifiesta como un problema importante ya que afecta a la mitad de la población que experimenta algún tipo de carencia para cada una de las tres dimensiones. El problema es aun más evidente cuando se consideran todos los indicadores de privación de forma conjunta, ya que afecta a dos terceras partes de los individuos que experimentan alguna carencia<sup>21</sup>.

En términos del índice de privación definido en la sección anterior, las distribuciones por tramos del cuadro 2 muestran claramente que la incidencia de la privación no es la misma para todos los tipos de privación. Para todos los tramos del índice de privación, la privación secundaria afecta a una parte mucho más importante de la población que la privación básica en consumo y ésta afecta a una parte mayor que la privación básica de vivienda. Por tanto, como cabía esperar, las dos dimensiones básicas de la privación recogen aspectos más fundamentales de la privación pero afectan a una parte más pequeña de la población que la dimensión secundaria, que contempla elementos no tan necesarios. Esto es especialmente notorio para niveles altos de privación.

A continuación analizamos la relación existente entre las tres dimensiones de privación consideradas. Dicha relación es interesante *per se*, ya que nos ayuda a caracterizar mejor la privación en Cataluña. Desde un punto de vista metodológico también es relevante, ya que nos permite averiguar hasta qué punto las tres dimensiones recogen o reflejan aspectos o facetas distintas de la privación.

Como muestra el cuadro 3, el tipo de privación condiciona la posibilidad de que el individuo sufra los efectos de la privación en más de un ámbito: los que sufren privación básica en consumo tienen una mayor posibilidad de sufrir privación

---

(19) Estimaciones elaboradas sobre la base del Panel de Hogares de la Unión Europea (fichero ECHP UDB) para el año 1999 con opciones metodológicas muy similares a las nuestras (emplean la misma escala de equivalencia y la misma línea de pobreza).

(20) Obviamente esta comparación para el caso de Cataluña debe tomarse con mucha cautela debido sobre todo a la diferencia de los datos microeconómicos empleados. Mercader y Delicado (1998) utilizan datos de la EPF 1990/91.

(21) Por cuestiones de espacio, la descripción y documentación de los aspectos relacionados con la privación se presenta de forma sucinta. Para una exposición mas exhaustiva de las cuestiones relacionadas con la privación referimos al lector a Ayllón *et al.* (2004).

Cuadro 2: DISTRIBUCIÓN DE LA POBLACIÓN SEGÚN TRAMOS DEL ÍNDICE DE PRIVACIÓN

	Privación básica consumo		Privación básica vivienda		Privación secundaria		Privación global	
	%	% acumulado	%	% acumulado	%	% acumulado	%	% acumulado
81 – 100	0,00	0,00	0,08	0,08	1,04	1,04	0,00	0,00
61 – 80	0,55	0,55	0,96	1,04	3,34	4,38	0,29	0,29
41 – 60	1,48	2,03	1,30	2,34	5,39	9,77	1,95	2,24
21 – 40	9,73	11,76	2,31	4,65	21,45	31,22	9,63	11,87
1 – 20	12,76	24,52	4,57	9,22	23,31	54,53	46,45	58,32
0	75,48	100,00	90,79	100,00	45,47	100,00	41,69	100,00
TOTAL	100,00		100,00		100,00		100,00	

Fuente: Elaboración propia.

en las otras dimensiones, mientras que los que sufren privación secundaria son los que menos posibilidades tienen de sufrir, simultáneamente, privación en las demás dimensiones. Adicionalmente, los individuos que sufren privación en más de una dimensión, normalmente muestran niveles de privación superiores en cada uno de los ámbitos afectados –véase cuadro 4. Por ejemplo, el nivel de privación relativo a la media de los individuos que sólo sufren privación secundaria es 1,3 veces superior a la privación media en esta dimensión, mientras que si además de privación secundaria también padecen privación básica de consumo, el nivel se duplica, y si están sujetos a los tres tipos de privación, el nivel de privación secundaria es 3,4 veces superior al nivel medio de privación secundaria. Por tanto, y en términos generales, los individuos que padecen privación en más de un ámbito no sólo se encuentran en peores condiciones por esta acumulación de tipos de privación, sino que también padecen niveles de privación más elevados en cada una de las dimensiones de privación. Esta evidencia, por tanto, agrava la preocupación que la acumulación de situaciones de privación debería despertar en términos de política social.

Cuadro 3: DISTRIBUCIÓN DE LA POBLACIÓN PRIVADA SEGÚN  
DIFERENTES TIPOS DE PRIVACIÓN

	Número de individuos	%
Con alguna carencia en las 3 dimensiones	230.600	6,2
Con alguna carencia en 2 dimensiones	1.443.800	38,9
Con alguna carencia en sólo 1 dimensión	2.035.000	54,9
Total	3.709.400	100,0
Con alguna carencia básica en consumo	1.560.000	100,0
Con alguna carencia en las 3 dimensiones	230.600	14,8
Con alguna carencia en 2 dimensiones	1.194.500	76,6
Con alguna carencia sólo en esta dimensión	134.900	8,6
Con alguna carencia básica en vivienda	585.900	100,00
Con alguna carencia en las 3 dimensiones	230.600	39,3
Con alguna carencia en 2 dimensiones	250.500	42,8
Con alguna carencia sólo en esta dimensión	104.800	17,9
Con alguna carencia secundaria	3.468.500	100,00
Con alguna carencia en las 3 dimensiones	230.600	6,6
Con alguna carencia en 2 dimensiones	1.442.600	41,6
Con alguna carencia sólo en esta dimensión	1.795.300	51,8

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4: DISTRIBUCIÓN DE LA POBLACIÓN PRIVADA SEGÚN DIFERENTES TIPOS DE PRIVACIÓN

Alguna carencia en las siguientes dimensiones	Población total			Cocientes medios de los índices			
	Individuos	%	Global	Básica consumo	Básica vivienda	Secundaria	
Al menos una carencia en cada dimensión	230.600	6,22	4,74 (1,75)	5,39 (3,15)	11,15 (5,97)	3,42 (1,54)	
Básica de consumo y vivienda*	1.200	0,03	1,18 (0,00)	2,28 (0,00)	5,61 (0,00)	—	
Básica de consumo y secundaria	1.193.300	32,17	2,49 (1,27)	4,01 (2,30)	—	2,28 (1,37)	
Básica de vivienda y secundaria	249.300	6,72	2,35 (1,04)	—	11,14 (6,85)	1,87 (1,01)	
Sólo básica de consumo	134.900	3,64	0,64 (0,20)	2,48 (0,77)	—	—	
Sólo básica de vivienda	104.800	2,83	1,00 (0,53)	—	9,60 (5,03)	—	
Sólo secundaria	1.795.300	48,40	0,85 (0,52)	—	—	1,33 (0,81)	
Total individuos con alguna carencia	3.709.400	100,00	1,71 (2,57)	1,71 (4,67)	1,71 (1,30)	1,71 (1,46)	
Total individuos población	6.361.400	100,00	1,00 (1,40)	1,00 (2,13)	1,00 (3,67)	1,00 (1,30)	

\* Este grupo sólo contiene una observación.  
 Errores estándar entre paréntesis.  
 Fuente: Elaboración propia.

#### 4. RELACIÓN ENTRE PRIVACIÓN Y RENTA

La renta de un individuo condiciona o determina su grado de privación. Sin embargo, el nivel de renta se corresponde sólo de forma imperfecta con el nivel de vida en las sociedades contemporáneas. La divergencia entre renta y privación se debe principalmente a las decisiones de ahorro y desahorro previas a la observación de la renta corriente y a la imposibilidad de incorporar la variable riqueza en el análisis<sup>22</sup>.

Una limitación común a los estudios de pobreza tradicionales y a los estudios de privación resulta de la imposibilidad de considerar aspectos de ocio, tanto por lo que se refiere a su cantidad como a su calidad. En otras palabras, muchas familias consiguen escapar de la pobreza monetaria o de la privación, y por tanto, tener un nivel de vida mínimamente aceptable a costa de dedicar una parte muy importante de su tiempo al trabajo, tanto remunerado como no remunerado<sup>23</sup>.

En términos generales, niveles más elevados de renta están relacionados con niveles más reducidos de privación, pero esta relación es bastante débil; la correlación media de todos los indicadores de privación y la renta es de  $(-0,143)$ , resultado muy similar a los obtenidos en otros estudios para diversos países europeos<sup>24</sup>. La mayoría de los veintidós indicadores que muestran una relación más débil con la renta están relacionados con la vivienda, lo que pone de manifiesto la importancia de las decisiones de ahorro previas al periodo de la encuesta y la acumulación de riqueza para explicar las deficiencias de utilizar la renta corriente como único indicador para medir el nivel de vida de los individuos<sup>25</sup>. En efecto, dado el carácter de inversión que tienen los ítems relacionados con la vivienda, es razonable suponer que la renta permanente y la etapa del ciclo vital en el que se encuentra el individuo constituyen aspectos más determinantes que la renta corriente –más adelante retomamos este argumento.

---

(22) Otras consideraciones pueden también tener un papel relevante a la hora de explicar el grado de disociación existente entre la renta corriente y el nivel de vida o de privación de los individuos [Martínez y Ruiz-Huerta (1999)]. Por un lado, los problemas de subestimación de rentas no homogénea pueden llevar a errores al evaluar la situación económica de determinados grupos poblacionales. Además, la dificultad para evaluar correctamente las distintas necesidades de los individuos que pertenecen a hogares distintos no permite estimar de forma inequívoca el nivel de recursos necesario para obtener un cierto bienestar económico. Finalmente, la exclusión de una serie de componentes no monetarios del nivel de vida puede resultar importante a la hora de evaluar el nivel de vida de determinados colectivos. Estos componentes no monetarios incluyen, entre otros, las retribuciones en especie relacionadas con el trabajo, la producción, por ejemplo agrícola, dedicada al autoconsumo, la propiedad, sobre todo de la vivienda, o las prestaciones no monetarias que resultan de la utilización de los servicios públicos y comunitarios.

(23) El único indicador a nuestra disposición que mide la calidad del ocio hace referencia a tener o no restricciones económicas para realizar vacaciones una vez al año.

(24) Nolan y Whelan (1996) obtienen un coeficiente de correlación medio del  $(-0,13)$  para Irlanda, muy similar al  $(-0,12)$  que encuentra Townsend (1979) para el Reino Unido y al coeficiente estimado por Mack y Lansley (1985). Estas comparaciones, sin embargo, deben interpretarse con cierta cautela ya que tanto las decisiones metodológicas adoptadas para definir la variable renta como los indicadores utilizados para capturar la privación difieren entre los distintos estudios, y también son ligeramente diferentes a las decisiones metodológicas e indicadores utilizados en este estudio.

(25) A nivel agregado, Arévalo y Chamorro (2003) también encuentran una relación débil entre la calidad de la vivienda y el PNB per cápita de las provincias.

De acuerdo con las correlaciones individuales no mostradas y con la naturaleza de las tres dimensiones consideradas, cabe esperar que el índice de privación básica de vivienda sea el que muestre una relación más débil con la renta, mientras que el índice de privación secundaria muestre la relación más estrecha de los tres. El cuadro 5 muestra que además de ser así, los coeficientes de correlación estimados para Cataluña son muy similares a los que Martínez y Ruiz-Huerta (1999) encuentran para España<sup>26</sup>.

Cuadro 5: CORRELACIÓN ENTRE RENTA Y PRIVACIÓN  
(COEFICIENTES SIGNIFICATIVOS AL 1%)

	Índice básico consumo	Índice básico vivienda	Índice secundario	Índice global
Ingreso anual	-0,2527	-0,1053	-0,3709	-0,3485
Ingreso anual equivalente	-0,2792	-0,1095	-0,3840	-0,3679

Fuente: Elaboración propia.

La relación entre la renta y la privación, sin embargo, no es lineal. Más concretamente, encontramos que el efecto sobre la privación de un incremento (absoluto) de la renta de un individuo será mayor (más beneficioso) cuanto menor sea la renta del individuo. En efecto, como muestra el gráfico 1, la relación entre la renta y el índice global de privación se caracteriza por tres tramos distintos. Un primer tramo con una relación más pronunciada para las rentas menores (inferiores al 150% de la mediana), un segundo tramo (que cubriría las rentas entre el 150 y el 225% de la mediana) con una pendiente más suave y finalmente un último tramo (para rentas superiores al 225% de la mediana) en el que la relación es prácticamente nula<sup>27</sup>. La relación entre la renta y los indicadores de privación básica en consumo y secundaria son muy similares a la que muestra la privación global, y se han omitido. Sin embargo, como muestra el gráfico 2, el indicador de privación básica en vivienda muestra una relación prácticamente lineal con la renta.

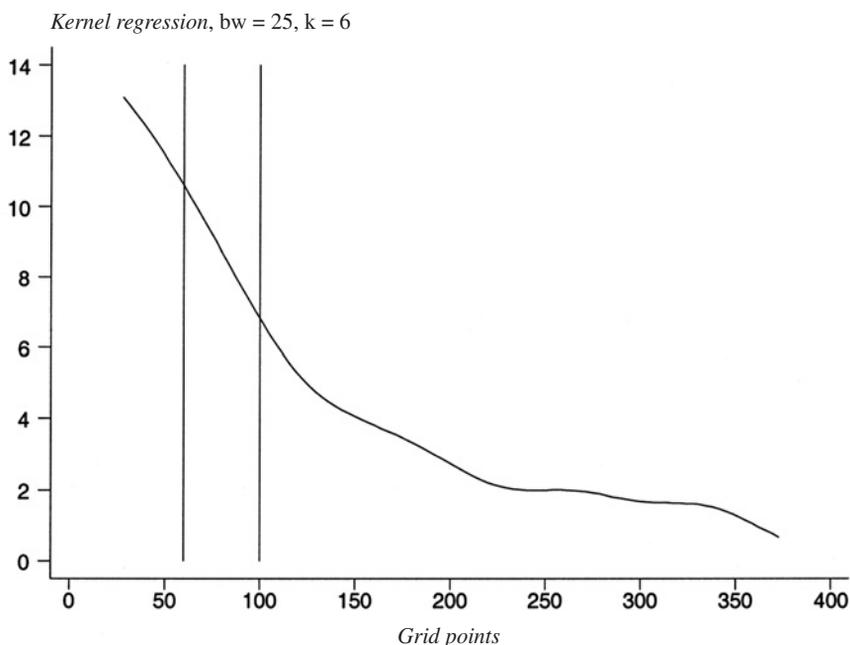
El comportamiento de esta relación entre la renta y el tipo de privación para los niveles más bajos de renta es interesante ya que algunos estudios previos, influenciados por el trabajo que Townsend (1979) realiza para el Reino

(26) No obstante, recuérdese que estas comparaciones deben considerarse con cautela. En primer lugar, las bases de datos no son comparables directamente, en segundo lugar, tanto la unidad de análisis como las decisiones metodológicas adoptadas para definir la variable renta son diferentes y, finalmente, tanto los indicadores como los índices de privación utilizados también difieren.

(27) Para una mejor visualización de la relación en la cola baja de la distribución de la renta, que es lo que nos interesa, hemos truncado el gráfico (que no la estimación) para niveles de renta superiores a 4 veces la mediana. La relación se ha estimado utilizando una regresión kernel con una función gaussiana y un ancho de ventana de 25.

Unido, derivan el umbral de pobreza en función de la relación entre la renta y la privación. Townsend, al analizar la relación entre la renta y la privación, llega a la conclusión que la privación aumenta de forma mucho más acusada cuando la renta se sitúa por debajo de un determinado nivel<sup>28</sup>, y por tanto, utiliza este umbral para analizar la pobreza monetaria. Este procedimiento, sin embargo ha sido objeto de numerosas críticas que lo han desacreditado para definir el umbral de pobreza –véase, por ejemplo, la respuesta de Piachaud (1981) a Townsend (1979)<sup>29</sup>.

Gráfico 1: RELACIÓN (REGRESIÓN NO PARAMÉTRICA) ENTRE EL ÍNDICE GLOBAL DE PRIVACIÓN Y LA RENTA EQUIVALENTE (EXPRESADA EN PORCENTAJE DE LA MEDIANA)

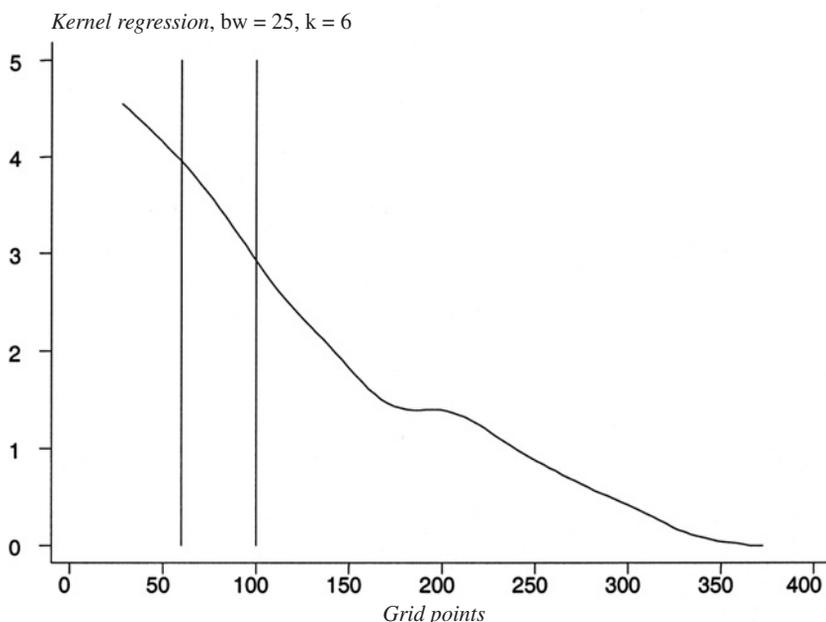


Fuente: Elaboración propia.

(28) Este nivel se correspondía aproximadamente con el 140% del nivel de ingresos utilizado en el sistema de ayudas asistenciales en el Reino Unido, y con el tiempo se ha convertido en el umbral ‘oficial’ de pobreza.

(29) El procedimiento propuesto por Townsend (1979) es válido bajo dos supuestos: (i) que exista una correlación fuerte entre la renta y el nivel de vida (índice de privación), y (ii) que los índices de privación muestren un crecimiento exponencial por debajo de un determinado nivel de ingresos. Estas dos hipótesis normalmente no se cumplen, y de acuerdo con la evidencia del cuadro 5 y del gráfico 1, el caso de Cataluña no es una excepción.

Gráfico 2: RELACIÓN (REGRESIÓN NO PARAMÉTRICA) ENTRE EL ÍNDICE DE PRIVACIÓN BÁSICA EN VIVIENDA Y LA RENTA EQUIVALENTE (EXPRESADA EN PORCENTAJE DE LA MEDIANA)



Fuente: Elaboración propia.

A pesar de ello, el ejercicio de comparar el comportamiento de la privación alrededor del nivel de renta que acostumbra a utilizarse para establecer los umbrales relativos de pobreza sigue siendo un análisis interesante. Como muestra el cuadro 6, en la cola baja de la distribución de la renta la relación entre ésta y la privación no es totalmente monótona. En efecto, el grupo con niveles medios más elevados de privación (en todas las dimensiones) no es el que tiene un nivel de renta menor (es decir, menos del 40% de la mediana) sino el que tiene una renta entre el 40 y el 50% de la renta mediana, lo cual se debería tener presente al intentar definir la pobreza extrema.

Por tanto, a pesar de la relación que existe entre renta y privación, los datos para Cataluña muestran que la renta puede resultar insuficiente para identificar a los individuos que, de acuerdo con las definiciones de pobreza más utilizadas, quedarían excluidos de un nivel de vida mínimo aceptable como consecuencia de la escasez de recursos. Esto nos lleva a cuestionar hasta que punto la pobreza y la privación nos conducen a los mismos resultados, por ejemplo, en términos de los colectivos en situación de riesgo.

Para analizar la consistencia y el grado de complementariedad entre el análisis de la pobreza según la renta y el enfoque de la privación multidimensional, dedicamos lo que queda del epígrafe a analizar cuántos individuos identificados como pobres según el criterio de la renta sufren también altos niveles de privación.

Cuadro 6: VALORES MEDIOS DE LOS ÍNDICES DE PRIVACIÓN POR TRAMOS DE RENTA

Tramos de renta como % de la mediana	Población		Valores medios			
	Número de individuos	%	Índice consumo	Índice básico vivienda	Índice secundario	Índice global
< 40	286.200	4,50	10,19	4,77	31,79	15,88
40 – 50	435.260	6,84	16,66	5,88	33,72	19,27
50 – 60	460.290	7,24	13,29	2,81	26,74	14,78
60 – 70	538.970	8,47	6,04	3,68	19,93	10,02
70 – 80	434.880	6,84	4,78	3,95	15,34	8,09
> 80	4.205.400	66,11	3,08	2,17	9,69	5,04
TOTAL	6.361.000	100,0	5,44	2,83	14,81	7,83

Fuente: Elaboración propia.

Recuérdese que a los individuos con elevados niveles de privación, los identificamos en base a un umbral que nos proporciona un grupo de tamaño comparable al seleccionado mediante el criterio de renta, es decir, el que nos garantiza una población privada del 18,92% del total de la población<sup>30</sup>. Esto implica adoptar un umbral de privación global del 15,84, que representa casi cuatro veces la privación mediana.

Como se desprende del cuadro 7, el 8,8% de la población catalana tiene simultáneamente una renta inferior al umbral de pobreza y elevados niveles de privación global, lo que representa casi la mitad de los individuos identificados como pobres según el criterio de renta. De acuerdo con la literatura internacional, a los individuos de este grupo los llamaremos pobres consistentes. En el extremo opuesto, un 71,3% de individuos no son ni pobres ni padecen elevados niveles de privación global. Por tanto, para cuatro de cada cinco individuos, ambos criterios (de pobreza monetaria y de privación global) coinciden en su conclusión, ya sea para incluir o para excluir a los individuos de los grupos afectados por la pobreza o la privación global, mientras que para la quinta parte de la población restante los dos criterios difieren<sup>31</sup>.

(30) Las diferencias menores que presenta la tasa de privación respecto a la tasa de pobreza monetaria resultan de los pesos utilizados para elevar la muestra al total de la población catalana. La tasa de privación básica de consumo es del 18,55%, la de la privación básica en vivienda es del 9,21% (es decir incluye a todos los individuos que se muestran privados en esta dimensión) y la de la privación secundaria es del 18,69%.

(31) Cabe recordar que estos resultados se obtienen de trabajar con la muestra que resulta de podar los dos extremos de la distribución de la renta en un 2%. La muestra sin podar sugiere que el grupo de pobres consistentes representa un 1,5% más de la población, mientras que los que no sufren los efectos ni de la pobreza ni de la privación se reducen también en un 1,5%. Por su parte, los pobres no privados ganan un 0,4% de la población, el mismo porcentaje que pierde el grupo de privados y no pobres.

Cuadro 7: POBLACIÓN CLASIFICADA SEGÚN RENTA Y TIPO DE PRIVACIÓN

	Privación global		Básica consumo		Básica vivienda		Privación secundaria	
	Número de individuos	%						
Pobre y privado	560.200	8,81	510.300	8,02	188.200	2,96	507.300	7,98
Pobre, no privado	621.500	9,77	671.500	10,56	993.500	15,62	674.500	10,60
Privado, no pobre	643.200	10,11	669.800	10,53	397.700	6,25	681.400	10,71
Ni pobre ni privado	4.536.100	71,31	4.509.400	70,89	4.781.600	75,17	4.497.800	70,71
TOTAL	6.361.000	100,00	6.361.000	100,00	6.361.000	100,00	6.361.000	100,00

Fuente: Elaboración propia.

Este mismo análisis para las dimensiones de privación básica de consumo y privación secundaria conduce a conclusiones muy similares a las ya obtenidas para la privación global. En cambio, para el ámbito de privación básica en vivienda los grupos cambian sensiblemente. Por ejemplo, dos terceras partes de los individuos con elevados niveles de privación en este ámbito no son pobres, mientras que el grupo de individuos pobres que no padecen elevados niveles de privación básica en vivienda representa una parte más importante de la población catalana que para los demás ámbitos de privación (15,6%). Por tanto, como indicábamos en el análisis previo de correlaciones, el grado de coincidencia entre la pobreza según la renta y la privación básica en vivienda es menor que para los demás ámbitos de privación.

El comportamiento diferencial que muestra la privación básica en vivienda (afecta a un porcentaje menor de la población, muestra una relación más débil con la renta y, por tanto, un menor grado de solapamiento con la pobreza monetaria) merece un comentario aparte<sup>32</sup>. Como ya hemos argumentado más arriba, dicho comportamiento viene motivado por una serie de razones entre las que cabría destacar la importancia que seguramente tiene la (calidad de la) vivienda para el bienestar individual y el carácter de inversión que ésta tiene –lo que implica una mayor importancia de factores como la renta permanente o las restricciones al crédito antes que la renta corriente. Los únicos cuatro factores que muestran alguna incidencia sobre la probabilidad de padecer privación básica en vivienda son características invariables en el tiempo –nivel educativo y condición de inmigrante no europeo–, que acostumbran a relacionarse con la renta permanente, vivir en una vivienda de alquiler, que en muchos casos podría interpretarse como una restricción al crédito (Trilla, 2001) y estar jubilado<sup>33</sup>. Nuestros resultados para Cataluña son coherentes con los obtenidos por Navarro y Ayala (2004) para España<sup>34</sup>.

En resumen, como suponíamos en la introducción, el grupo de pobres según renta no es el mismo que el de individuos privados y, por tanto, probablemente el perfil socioeconómico de los dos grupos también difiera. En el próximo epígrafe caracterizamos a los individuos que integran cada uno de los colectivos (pobres, privados, pobres y privados) y exploramos algunas de las causas que contribuyen a explicar la privación global.

---

(32) La exclusión en vivienda no parece haber generado demasiado interés en nuestro país. Como detallamos más abajo, recientemente, Navarro y Ayala (2004) realizan una aproximación multidimensional al tema, mientras que Arévalo (2004) evalúa el impacto de considerar el gasto (estimado) de vivienda sobre la desigualdad y la pobreza en Galicia.

(33) Estos resultados derivan de la estimación de un modelo probit que incluye las mismas variables que la ecuación de selección mostrada en el cuadro 11.

(34) Navarro y Ayala (2004) estudian la exclusión en vivienda en España con datos del PHOGUE y encuentran relaciones significativas entre ésta y variables asociadas con la renta permanente (e.g. educación) o con el ciclo vital (e.g. edad y composición familiar: los hogares compuestos por un solo miembro mayor de 65 años muestran mayores niveles de exclusión). Como para el caso de Cataluña, los hogares que viven de alquiler también muestran mayores niveles de exclusión en vivienda. Navarro y Ayala (2004) incluyen la variable renta (en decilas) en su especificación y encuentran una relación negativa entre altos niveles de renta y exclusión en vivienda –cuadro 8, pág. 35.

## 5. PERFIL (CARACTERIZACIÓN) DE LOS POBRES Y DE LOS PRIVADOS: LOS ELEMENTOS QUE DETERMINAN EL RIESGO DE SER POBRE Y/O PRIVADO

Una vez identificadas y estimadas la pobreza, la privación y la pobreza consistente (pobreza y privación), en este epígrafe utilizamos un análisis multivariante para conocer y aislar los factores que determinan cada uno de los estados de interés. En particular, empleamos un modelo logit multinomial que nos permite estimar el efecto o impacto (marginal) de cada uno de los factores determinantes sobre la probabilidad de pertenecer a uno de los cuatro grupos de interés<sup>35</sup>. Una de las principales ventajas de utilizar este tipo de modelos es que nos permite comparar directamente la incidencia *relativa* de las variables explicativas. La variable dependiente es una variable categórica que recoge los distintos estados de interés, a saber: “no ser ni pobre ni privado”, “ser pobre”, “ser privado” y “ser pobre consistente” (es decir, pobre y privado a la vez). Para poder identificar el modelo establecemos el grupo “no ser ni pobre ni privado” como categoría de referencia o base. Por tanto, todos los resultados los expresaremos en relación con esta categoría base. Las variables explicativas –casi todas ellas de carácter cualitativo– recogen un conjunto de características socioeconómicas del individuo o del hogar al que pertenecen y que según la literatura se supone que inciden significativamente en el riesgo relativo de pertenecer a uno de los tres grupos más desfavorecidos. Se incluyen, así, características del individuo como su edad, sexo, nivel educativo, estado de salud, relación con el mercado de trabajo y principal fuente de ingresos, o el hecho de ser inmigrante; el tamaño y la composición del hogar como la presencia de niños, jóvenes, adultos, personas mayores, personas dependientes como discapacitados; el número de perceptores de renta existentes en la familia; y características relacionadas con la vivienda, como su régimen de propiedad<sup>36</sup>. El individuo de referencia es un hombre europeo mayor de 24 años con los estudios primarios terminados, que trabaja a tiempo completo y que vive solo (sin pareja, niños, jóvenes, otros adultos o personas mayores) en una vivienda de propiedad que ya ha pagado.

El cuadro 8 muestra los resultados de la regresión logit multinomial en términos de ratios de riesgo relativo, que miden la probabilidad de pertenecer al grupo *j* relativa a la probabilidad de pertenecer al grupo de referencia para un cambio unitario en la variable considerada<sup>37</sup>. Para el caso de variables ficticias, la interpretación de los ratios de riesgo relativo debe realizarse en relación a la categoría de referencia de la variable explicativa<sup>38</sup>.

(35) Según el test de Hausman-McFadden (1984) para todas las alternativas del modelo, no podemos rechazar la hipótesis de independencia de las alternativas irrelevantes. Véase Greene (2000) para una exposición técnica y detallada sobre los modelos logit multinomial.

(36) Los cuadros del Anexo A1 y A2 contienen la definición y descripción estadística de las variables utilizadas en cada una de las muestras del trabajo.

(37) Análíticamente el ratio de riesgo relativo es el exponente (la función exponencial) del coeficiente estimado.

(38) Por ejemplo, el primer valor de la primera columna del cuadro 8 indica que una persona de referencia menor de 25 años, en relación con las personas de referencia mayores de 24, tiene una probabilidad de ser pobre siete veces (7,4) mayor que la de no ser ni pobre ni privado.

Cuadro 8: ESTIMACIÓN DE LOS RATIOS DE RIESGO RELATIVO DE SER POBRE Y/O PRIVADO. MULTINOMIAL LOGIT SOBRE TODA LA MUESTRA

Variable	Pobre		Privado		Pobre Consistente	
	RRR	P> z	RRR	P> z	RRR	P> z
Menor de 25 años	7,40	0,000	2,18	0,221	8,39	0,014
Tamaño del hogar	1,80	0,000	0,90	0,603	2,07	0,006
Niños (menores de 16)	0,63	0,245	1,74	0,108	0,74	0,604
Jóvenes (16-29 años)	1,03	0,942	0,58	0,163	0,67	0,445
Adultos (30-64 años)	1,93	0,089	1,48	0,507	0,52	0,279
Abuelos (mayores de 64 años)	1,29	0,599	1,21	0,664	0,76	0,664
Jornada parcial	2,29	0,106	1,61	0,318	2,58	0,081
Parado	1,50	0,463	2,08	0,257	6,78	0,002
Jubilado	4,13	0,000	0,88	0,709	4,12	0,002
Invalidez	2,22	0,326	0,87	0,858	2,41	0,286
Otros inactivos	3,74	0,005	1,69	0,249	5,32	0,001
Hay pareja	0,47	0,037	0,69	0,410	0,49	0,139
Al menos otro ocupado	0,35	0,001	1,30	0,345	0,38	0,020
Hipoteca pendiente	0,75	0,467	2,95	0,001	1,30	0,583
Alquiler	1,69	0,168	7,06	0,000	3,12	0,007
Cesión gratuita	0,44	0,098	1,62	0,437	1,97	0,283
Al menos 1 adulto dependiente	0,74	0,499	0,64	0,462	2,27	0,062
Inmigrante no europeo	11,36	0,000	4,22	0,008	23,85	0,000
No sabe leer ni escribir	47,51	0,002	182,31	0,000	299,51	0,000
Sin estudios pero sabe leer y escribir	1,81	0,193	2,11	0,184	3,98	0,002
Primaria incompleta	1,59	0,210	1,85	0,095	4,22	0,000
FP1	0,30	0,042	0,80	0,668	0,82	0,734
FP2	0,31	0,029	0,58	0,210	0,28	0,078
BUO o ESO	0,20	0,039	0,54	0,215	0,34	0,229
COU o bachillerato post-obligatorio	0,20	0,016	0,31	0,043	0,20	0,111
Estudios superiores	0,18	0,000	0,34	0,011	0,14	0,004
Mujer	1,01	0,969	0,88	0,660	1,06	0,874
Salud	0,63	0,108	0,56	0,084	0,20	0,000
N	1622					
Pseudo R <sup>2</sup>	0,2349					
Log likelihood	-1095,4					

Categoría omitida de la variable dependiente: ni pobre ni privado.

Categorías omitidas en las variables independientes: Persona de referencia mayor de 24 años; Sin niños, jóvenes, adultos, abuelos en el hogar; Persona de referencia trabaja a tiempo completo; Núcleo familiar sin pareja; No hay más de 1 ocupado en el hogar; Vivienda de propiedad sin hipoteca; Hogar sin personas dependientes; Persona de referencia europea; Persona de referencia con estudios primarios completos; Persona de referencia hombre.

Fuente: Elaboración propia.

Analícemos, en primer lugar, los factores que más inciden en la probabilidad de ser pobre. Empezando por las características de la persona de referencia del hogar, existe una relación negativa muy clara entre la insuficiencia de recursos económicos y el nivel educativo de la persona de referencia<sup>39</sup>. El riesgo relativo de pobreza se concentra en las personas que viven en hogares cuyas personas de referencia no saben leer ni escribir. Los que conviven con jóvenes personas de referencia (menores de 25 años) y/o inmigrantes no europeos también tienen un alto riesgo relativo de pobreza. El sexo de la persona de referencia, sin embargo, no incide en el riesgo relativo de pobreza –al no ser estadísticamente significativo. Respecto al tipo de hogar, cuanto mayor el número de personas que forman el hogar mayor la probabilidad relativa de pobreza –aunque la composición parece no importar. Sin embargo, la presencia de una pareja reduce a la mitad el riesgo relativo. En el ámbito laboral sólo los jubilados y los ‘otros inactivos’ tienen riesgos relativos superiores a los trabajadores a tiempo completo. Como era de esperar, la presencia de más de un ocupado en el hogar desempeña un papel clave en la reducción del riesgo relativo de pobreza a una tercera parte.

Para el caso de la privación, sólo las variables más relacionadas con la renta permanente son las que inciden en el riesgo relativo. Éstas son las variables que menos varían con el tiempo: el nivel educativo y la condición de inmigrante no europeo<sup>40</sup>. Es importante destacar que los ratios de riesgo relativo estimados de estas variables muestran efectos relativos directos de estas variables sobre la privación, más allá de los que estas características puedan tener sobre la renta –recuérdese que estamos analizando los individuos privados y no pobres<sup>41</sup>.

Las personas que dedican parte de sus ingresos a pagar la vivienda –sea en alquiler o amortizando una hipoteca– también se enfrentan a riesgos relativos de privación superiores a los que no deben hacerlo –ya sea porque la vivienda está ya pagada o porque disfrutan de una cesión gratuita. Estas dos circunstancias relacionadas con la vivienda no presentan efecto alguno sobre el riesgo de pobreza, pero parecen requerir recursos suficientes como para privar a los individuos de niveles de vida suficientes. La diferencia entre alquiler o hipoteca es en sí misma importante ya que puede estar reflejando dificultades de acceso al crédito, lo que debería tener una incidencia negativa sobre la privación. En efecto, la probabilidad relativa de privación más que se duplica en caso de alquiler, con relación a pagar una hipo-

(39) A pesar de los altos valores-*p* de algunas de las *dummies* de educación, los test de ratios de verosimilitud (*likelihood ratio test*) rechazan la hipótesis nula de que el conjunto de *dummies* de educación no sea estadísticamente significativo (valor-*p* < 0,00001).

(40) Recuérdese que estamos analizando un grupo con una renta lo suficientemente importante como para no ser pobres, pero con problemas de privación. Por tanto, posiblemente este colectivo está especialmente afectado por aquellos aspectos que diferencian la privación de la pobreza, y que hemos destacado en el epígrafe anterior. Es decir, personas con restricciones de crédito y que, por tanto, no pueden realizar grandes gastos o pequeñas inversiones, como gran parte de los indicadores que integran los índices de privación básica de vivienda y secundaria indican.

(41) Por ejemplo, es razonable pensar que los inmigrantes se enfrentan a mayores restricciones al crédito, lo que tendrá un efecto negativo sobre la privación. Asimismo, los que poseen niveles educativos inferiores, y sobre todo los analfabetos, tendrán mayores dificultades en una sociedad caracterizada por elevados flujos de información e instituciones complejas.

teca. Una parte de este mayor riesgo de privación seguramente se podría atribuir a la falta de incentivos que parecen tener tanto el inquilino como el propietario de una vivienda de alquiler para acondicionar o mejorar la habitabilidad de ésta.

Las demás variables de carácter más cambiante, más transitorio y más relacionadas con la renta en un momento del tiempo que con la renta permanente, no son significativas –aunque muchas de ellas sí influían en el riesgo de pobreza. Por ejemplo, la presencia de más de un ocupado en el hogar reducía sensiblemente el riesgo relativo de pobreza pero sin embargo no tienen ningún efecto sobre el riesgo relativo de privación.

Finalmente, nos queda por analizar el grupo de pobres consistentes, o personas que padecen pobreza y privación a la vez. Como cabía esperar, las variables que ejercen algún efecto sobre los riesgos relativos de pobreza y privación por separado también lo hacen cuando estas dos situaciones se producen de forma conjunta. Así, por ejemplo, la edad, el nivel de estudios o la condición de inmigrante de la persona de referencia, y el tamaño del hogar –cuantos más, mayor el riesgo relativo– inciden sobre la probabilidad relativa de ser pobre consistente. El estado subjetivo de salud de la persona de referencia, que no había tenido efecto alguno sobre los riesgos relativos ni de la pobreza ni de la privación, reduce de forma significativa (a una quinta parte) el riesgo relativo de pobreza consistente.

La situación de la persona de referencia en el mercado de trabajo merece un comentario más detallado ya que nos permite descubrir situaciones de actividad e inactividad que no están relacionadas con la pobreza o la privación pero que, sin embargo, determinan la pobreza consistente. Este es el caso de los individuos que conviven con personas de referencia que trabajan a tiempo parcial o de forma intermitente<sup>42</sup>, que están en el paro o que reciben una pensión de invalidez. Cada uno de estos casos es especialmente relevante para la política social. Por ejemplo, los que conviven con personas de referencia paradas muestran un riesgo relativo de pobreza consistente casi siete veces superior a los que trabajan a tiempo completo, pero riesgos relativos de pobreza monetaria o privación (estadísticamente) iguales que los que trabajan a tiempo completo. Por tanto, cuando la situación de paro arrastra al individuo a la pobreza, en media, no lo salva de la privación<sup>43</sup>.

Otra situación que debería ser muy relevante para la política social es la indicada por la presencia de algún dependiente en el hogar. En efecto, al igual que los casos comentados en el párrafo anterior, la presencia de algún discapacitado no incide sobre los riesgos relativos de pobreza monetaria o de privación pero duplica la

---

(42) Aunque el coeficiente de esta variable sólo sea estadísticamente significativo al 8,1%, un *likelihood ratio test* del conjunto de *dummies* relacionadas con la actividad y la inactividad rechaza la hipótesis nula (valor- $p < 0,00001$ ).

(43) Cuando se analizan los pobres y los privados de forma independiente, mediante dos modelos logit, estar parado incide (con signo positivo) en la probabilidad de esos dos estados. Las estimaciones del modelo multinomial, sin embargo, revelan que dicho efecto parece estar motivado por el efecto que el desempleo tiene sobre el colectivo de individuos que padecen simultáneamente pobreza y privación. De hecho, el cambio en la significatividad estadística de esta variable constituye la diferencia principal entre los resultados del modelo multinomial (presentados en el cuadro 8) y los de tres modelos logit que caracterizan los colectivos de pobres, privados y pobres consistentes (no mostrados, pero a disposición del lector interesado).

probabilidad relativa de pobreza consistente. Es decir, en media, los hogares con dependientes o logran escapar de la pobreza y la privación o padecen las dos a la vez<sup>44</sup>. De nuevo, la presencia de más de un ocupado en el hogar reduce a una tercera parte la probabilidad relativa a los hogares sin ocupados fuera del núcleo principal.

Finalmente, con relación a la vivienda, el alquiler es la única modalidad que incrementa el riesgo relativo de pobreza consistente, lo que es coherente con las conjeturas apuntadas más arriba sobre la posible relación entre alquiler y restricciones al crédito<sup>45</sup>.

¿Hasta qué punto lo que se ha venido a denominar precariedad laboral incide en la probabilidad de ser pobre, privado o pobre consistente? La estimación que se presenta en el cuadro 9 utiliza sólo la muestra de activos para intentar arrojar un poco de luz sobre este tema<sup>46</sup>. La primera conclusión interesante que se deriva es que el tipo de vinculación con el mercado de trabajo de las personas de referencia no incide sobre la probabilidad relativa de privación. Por el contrario, la temporalidad en la contratación incrementa (más que dobla) el riesgo relativo de pobreza, mientras que las demás formas de vinculación con el mercado laboral inciden en la probabilidad relativa de pobreza consistente. Así, las personas de referencia asalariadas que trabajan a tiempo parcial o de forma intermitente sufren un riesgo relativo de pobreza consistente que casi cuadruplica el de los asalariados que trabajan a tiempo completo con un contrato indefinido. Pero la peor parte –entre los activos– se la llevan los parados. Su riesgo relativo de pobreza es siete veces y media superior al grupo de referencia. Por último, merece la pena destacar que el trabajo por cuenta propia reduce el riesgo de pobreza consistente. De entre las demás variables de control cabe destacar una vez más el importante efecto que tiene la condición de inmigrante no europeo sobre los tres estados, pero sobre todo, sobre el riesgo relativo de pobreza consistente.

Respecto a los inactivos, quizás el resultado más sorprendente sea la poca incidencia que tiene el tipo de pensión sobre el riesgo relativo de pobreza y privación<sup>47</sup>. Como muestra el cuadro 10, sólo aquéllos que reciben una pensión de vi-

(44) Aunque la estimación del efecto de esta variable no es muy precisa al ser estadísticamente significativa sólo al 6,2%.

(45) De hecho el alquiler es una de las pocas variables que se muestra algo sensible a la poda de la muestra. Más concretamente, el efecto relativo de alojarse en una vivienda de alquiler se incrementa ligeramente tanto para la privación como para la pobreza consistente. Otras variables que también se muestran sensibles a la poda realizada en la muestra son la inmigración, no saber ni leer ni escribir y encontrarse desempleado (sólo para la pobreza consistente). El efecto de todas ellas aumenta ligeramente si se utiliza la muestra sin podar. La poca incidencia de la poda sobre la caracterización de los grupos de interés, según los resultados que se derivan del logit multinomial, podría ser debida principalmente al número de observaciones que se pierden como resultado de la falta de respuesta de la mayoría de individuos sujetos a la poda –la muestra sin podar contiene 1802 observaciones de las cuales sólo 1690 pueden ser utilizadas en las regresiones.

(46) Nótese que en la regresión del cuadro 8 no es posible atacar esta cuestión debido a que se utiliza toda la muestra (activos e inactivos).

(47) La no significatividad estadística del tipo de pensión recibida por la persona de referencia puede ser debida al reducido tamaño de estos colectivos sobre la ya reducida muestra de inactivos –véase cuadro A1.

Cuadro 9: ESTIMACIÓN DE LOS RATIOS DE RIESGO RELATIVO DE SER POBRE Y/O PRIVADO. MULTINOMIAL LOGIT SOBRE LA MUESTRA DE ACTIVOS

Variable	Pobre		Privado		Pobre Consistente	
	RRR	P> z	RRR	P> z	RRR	P> z
Edad	0,95	0,007	0,98	0,163	0,95	0,058
Tamaño del hogar	1,73	0,010	0,88	0,600	1,38	0,362
Niños (menores de 16)	0,79	0,626	1,90	0,097	1,37	0,681
Jóvenes (16-29 años)	2,51	0,069	0,84	0,697	1,38	0,628
Adultos (30-64 años)	1,68	0,389	1,64	0,483	0,38	0,235
Abuelos (mayores de 64 años)	3,26	0,038	1,62	0,361	1,30	0,835
Contrato temporal, tiempo completo	2,62	0,034	1,94	0,080	1,57	0,462
Trabajado por cuenta propia	0,64	0,480	1,37	0,479	0,08	0,032
Jornada parcial o intermitente	2,31	0,149	2,35	0,060	3,80	0,039
Parado	0,91	0,899	2,55	0,128	7,51	0,002
Hay pareja	0,68	0,452	0,86	0,800	0,85	0,830
Al menos otro ocupado	0,35	0,019	1,38	0,308	0,62	0,339
Hipoteca pendiente	0,85	0,759	3,15	0,006	1,44	0,581
Alquiler	2,30	0,161	8,17	0,000	2,95	0,199
Cesión gratuita	0,75	0,659	0,29	0,143	0,91	0,935
Al menos 1 dependiente	0,47	0,231	0,51	0,471	3,49	0,127
Inmigrante no europeo	6,69	0,004	2,95	0,048	52,30	0,000
Educación primaria	0,35	0,061	0,49	0,127	0,46	0,172
Educación secundaria	0,10	0,001	0,35	0,026	0,09	0,000
Educación superior	0,11	0,000	0,18	0,003	0,00	0,000
Mujer	1,51	0,328	0,72	0,318	0,55	0,349
Salud	1,11	0,780	1,66	0,225	9,79	0,001
N	1069					
Pseudo R <sup>2</sup>	0,2615					
Log likelihood	-585,1					

Categoría omitida de la variable dependiente: ni pobre ni privado.

Categorías omitidas en las variables independientes: Sin niños, jóvenes, adultos, abuelos en el hogar; Persona de referencia trabaja a tiempo completo con contrato indefinido o funcionario; Núcleo familiar sin pareja; No hay más de 1 ocupado en el hogar; Vivienda de propiedad sin hipoteca; Hogar sin personas dependientes; Persona de referencia europea; Persona de referencia sin estudios o primaria incompleta; Persona de referencia hombre.

Fuente: Elaboración propia.

edad, PIRMI u otras están expuestos a un riesgo relativo de pobreza consistente casi tres veces superior a los demás. Cabe, además, resaltar el papel de otras dos variables. Por un lado, el estado subjetivo de salud, que incrementa los riesgos de pobreza monetaria y consistente de forma significativa; y por otro, el efecto positivo sobre el riesgo relativo de pobreza que tiene el hecho de poder realizar algún pequeño trabajo al margen de las prestaciones recibidas –lo reduce a una cuarta parte. Este efecto pone de relieve la importancia de que el diseño de las prestaciones públicas no penalice la participación (aunque sea marginal) en el mercado de trabajo de estos colectivos de inactivos –al menos hasta que se decida incrementar la cuantía de estas prestaciones más bajas que conducen a situaciones de alto riesgo de pobreza consistente.

Cuadro 10: ESTIMACIÓN DE LOS RATIOS DE RIESGO RELATIVO DE SER POBRE Y/O PRIVADO. MULTINOMIAL LOGIT SOBRE LA MUESTRA DE INACTIVOS

Variable	RRR	P> z	RRR	P> z	RRR	P> z
	Pobre		Privado		Pobre Consistente	
Edad	0,99	0,826	1,08	0,039	1,00	0,878
Tamaño del hogar	1,70	0,113	1,04	0,936	0,94	0,861
Pensión de invalidez	0,88	0,878	2,32	0,296	1,02	0,980
Pensión de viudedad, PIRMI, otras	2,33	0,148	2,29	0,214	2,91	0,056
Hay pareja	0,78	0,634	0,82	0,781	0,95	0,935
Al menos otro ocupado	0,41	0,140	0,13	0,175	0,52	0,406
Hipoteca pendiente	0,20	0,031	1,37	0,676	0,47	0,435
Alquiler	1,34	0,576	2,49	0,188	1,00	0,997
Cesión gratuita	0,49	0,518	5,33	0,079	2,94	0,193
Al menos 1 dependiente	1,08	0,907	0,42	0,250	1,33	0,622
Mujer	0,96	0,935	1,98	0,292	1,30	0,580
Salud	3,10	0,030	1,64	0,460	9,72	0,000
Realiza algún 'trabajillo'	0,28	0,024	0,35	0,219	1,20	0,833
N	410					
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1317					
Log likelihood	-407,4					

Categoría omitida de la variable dependiente: ni pobre ni privado.

Categorías omitidas en las variables independientes: Sin niños, jóvenes, adultos, abuelos en el hogar; Persona de referencia es inactiva y recibe una pensión de jubilación; Núcleo familiar sin pareja; No hay más de 1 ocupado en el hogar; Vivienda de propiedad sin hipoteca; Hogar sin personas dependientes; Persona de referencia hombre; Persona de referencia no realiza ningún 'trabajillo'.

Fuente: Elaboración propia.

### 5.1. *Determinantes del nivel de privación*

A continuación estimamos los determinantes de los niveles de privación, más allá de que los individuos sean identificados como privados o no<sup>48</sup>. Como una gran proporción de la muestra no experimenta privación alguna, la variable dependiente se caracteriza por tener una gran cantidad de ceros. Por tanto, en la estimación utilizamos el modelo de selección de Heckman (1979)<sup>49</sup>. En este modelo, la ecuación de selección determina la probabilidad de experimentar niveles de privación superiores a cero, lo que nos permite, en la segunda etapa estimar los coeficientes de interés de forma insesgada –mediante la introducción del ratio de Mills en la estimación.

Los resultados de la estimación del modelo de selección de Heckman para los niveles de privación global se muestran en el cuadro 11. Sin lugar a duda, el resultado más interesante es la ausencia de relación lineal entre la renta equivalente y el nivel de privación. Cabe también destacar la importancia que, de nuevo, adquieren las variables más relacionadas con la renta permanente: el régimen de propiedad de la vivienda y el nivel educativo de la persona de referencia. Una vez más, no saber leer ni escribir se erige como el peor factor para experimentar altos niveles de privación.

Por otro lado, condicional a la renta equivalente, el hecho de trabajar a tiempo parcial también incrementa el nivel de privación. Esto podría estar recogiendo efectos más persistentes de los trabajos a tiempo parcial, ampliamente recogidos en la literatura<sup>50</sup>. Por lo general, los trabajos a tiempo parcial tienen efectos negativos sobre la trayectoria laboral de los trabajadores que perduran en el tiempo, limitando así la movilidad hacia arriba tanto ocupacional como salarial. Por tanto, el trabajo a tiempo parcial, mediante sus implicaciones negativas y persistentes en el tiempo, parece incidir en la renta permanente y en el acceso al crédito, además de en la renta corriente. Finalmente la significatividad estadística del ratio de Mills indica la necesidad de la primera etapa (ecuación de selección) en la estimación del modelo de Heckman.

Comparando las dos ecuaciones se puede distinguir la incidencia de las variables sobre la probabilidad de tener niveles de privación positivos o niveles de privación altos. Así, podemos observar que hay una serie de factores, entre los que destacan la renta equivalente y el ser jubilado, que inciden en la probabilidad de tener niveles positivos de privación pero no en los niveles de privación. Por su parte, los factores más relacionados con la renta permanente son importantes en las dos etapas<sup>51</sup>.

(48) Recuérdese que parte de los individuos identificados como no privados en el análisis anterior tienen niveles de privación positivos, pero no lo suficientemente importantes como para ser identificados como privados.

(49) El empleo de mínimos cuadrados ordinarios sobre toda la muestra nos llevaría a sesgos en los coeficientes de interés, mientras que si utilizáramos sólo la submuestra compuesta por observaciones estrictamente positivas para la variable dependiente estaríamos desaprovechando mucha información (más de la mitad de la muestra total) y, por tanto, siendo ineficientes. Por otro lado, nótese que un modelo Tobit no es adecuado ya que los ceros en la variable dependiente no se corresponden a observaciones censuradas. En otras palabras, la naturaleza del problema desaconseja la utilización de un modelo Tobit.

(50) Véase Bardasi y Gornick (2000) o Bolle (1997).

(51) La variable inmigrante no europeo se ha utilizado para identificar el modelo. En teoría, no es estrictamente necesario utilizar variables para identificar el modelo, pero de no usarse, la identificación depende de la forma funcional.

Cuadro 11: ESTIMACIÓN DE LOS DETERMINANTES DEL ÍNDICE DE PRIVACIÓN GLOBAL. MODELO DE SELECCIÓN DE HECKMAN SOBRE TODA LA MUESTRA

Variable	Privación global		Selección	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z
Menor de 25 años	2,45	0,503	0,29	0,260
Tamaño del hogar	-0,66	0,081	0,01	0,810
Jornada parcial	4,46	0,019	0,04	0,853
Parado	3,18	0,295	0,48	0,103
Jubilado	-1,64	0,254	-0,32	0,024
Invalidez	0,39	0,915	0,32	0,286
Otros inactivos	1,18	0,488	0,09	0,625
Hipoteca pendiente	2,37	0,024	0,41	0,000
Alquiler	6,24	0,000	0,42	0,008
Cesión gratuita	1,11	0,550	0,12	0,522
Hay pareja			-0,02	0,866
Al menos otro ocupado			-0,14	0,192
Inmigrante no europeo			0,93	0,002
No sabe leer ni escribir	11,53	0,000	0,69	0,154
Sin estudios pero sabe leer y escribir	4,03	0,091	0,54	0,012
Primaria incompleta	3,44	0,030	0,27	0,061
FP1	-1,65	0,337	0,14	0,504
FP2	-1,13	0,456	-0,10	0,545
BUP o ESO	0,20	0,891	-0,16	0,448
COU o bachillerato post-obligatorio	-1,74	0,442	-0,09	0,661
Estudios superiores	-2,63	0,028	0,12	0,394
Mujer			0,05	0,607
Salud			-0,35	0,010
Renta equivalente	-7,00E-07	0,246	-4,96E-07	0,000
Constante	16,51	0,000	0,80	0,000
Ratio de Mills	-4,77	0,000		
N	1622			
Log likelihood	-4006,3			
Obs. (índice privación = 0)	844			

Categoría omitida de la variable dependiente: nivel de privación nulo.

Categorías omitidas en las variables independientes: Persona de referencia mayor de 24 años; Persona de referencia trabaja a tiempo completo; Vivienda de propiedad sin hipoteca; Núcleo familiar sin pareja; No hay más de 1 ocupado en el hogar; Persona de referencia europea; Persona de referencia con estudios primarios completos; Persona de referencia hombre.

Fuente: Elaboración propia.

## 6. CONCLUSIONES

De acuerdo, tanto con la literatura económica como con las directrices institucionales, sobre todo de la UE, para analizar adecuadamente la situación de los individuos más desfavorecidos de nuestras sociedades cada vez es más evidente la necesidad de contemplar distintas dimensiones, más allá de la estrictamente monetaria. En efecto, como hemos documentado a lo largo del trabajo, la renta y la privación son dos elementos importantes para el bienestar que sólo están relacionados de forma imperfecta. Este trabajo contribuye a la escasa literatura empírica que analiza la situación de los individuos más desfavorecidos desde una óptica multidimensional utilizando, por primera vez, un modelo (logit multinomial) que nos permite analizar de forma conjunta la pobreza monetaria y la privación.

Según los datos del PaD, un 18,6% de la población de Cataluña tienen ingresos menores al 60% de la renta mediana. No obstante, menos de la mitad de ellos tienen problemas para satisfacer necesidades consideradas básicas. En otras palabras, la población que experimenta problemas de pobreza monetaria y privación a la vez, lo que hemos denominado pobreza consistente, representa el 8,8% de la población catalana. Asimismo, un 10,1% de la población es privada pero no pobre.

La debilidad en la relación entre la privación y la renta se debe fundamentalmente a las decisiones de ahorro y desahorro, y a las diferencias en cuanto al acceso al crédito. La caracterización de los perfiles de los pobres y de los privados –mediante regresión logit multinomial– corrobora estas intuiciones teóricas. A diferencia de la pobreza, la privación está más relacionada con los aspectos que inciden más sobre la renta permanente que sobre la renta corriente, es decir, las variables más constantes a lo largo del tiempo, como la educación o la condición de inmigrante.

Aparte de recoger elementos comunes a los otros dos colectivos –de pobres y de privados– la pobreza consistente se distingue por unos rasgos diferenciales que deberían ser especialmente relevantes para la política social. Las situaciones de paro, de trabajo a tiempo parcial, la percepción de una pensión de invalidez o la presencia de un discapacitado en el hogar arrastran al individuo a una situación de pobreza monetaria y privación simultánea, pero no inciden en el riesgo relativo ni de pobreza ni de privación.

Con relación al riesgo relativo de pobreza, cabe destacar la incidencia negativa de la temporalidad en la contratación –para los activos– y el efecto positivo de realizar algún pequeño trabajo al margen de las prestaciones –para los inactivos.

En definitiva, este trabajo aporta evidencia nueva sobre viejas y nuevas relaciones entre situaciones de desventaja económica y características de los individuos y de sus hogares. Algunas de ellas no sorprenden, ya que corroboran o apoyan relaciones ampliamente documentadas, como la que hay entre pobreza y educación, pero otras invitan a reexaminar o reconsiderar viejas concepciones, como la relación entre paro y pobreza consistente –y no pobreza monetaria solamente. Finalmente, muchas de ellas –por ejemplo, entre renta permanente y privación o contratación temporal y pobreza monetaria– se merecen un análisis más profundo y detallado, que dejamos para futuros trabajos. En cualquier caso, entendemos que la información derivada de nuestro análisis debería ser de interés para la política social.

## ANEXO

Cuadro A1: MEDIA Y DESVIACIÓN STANDARD (DS) DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN DE TODOS LOS MODELOS DEL TEXTO, SEGÚN LA MUESTRA UTILIZADA

Variable	Toda la muestra			Muestra activos			Muestra inactivos		
	Media	DS		Media	DS		Media	DS	
Edad				41,94	9,86		71,43	7,22	
Menor de 25	0,03	0,16							
Tamaño del hogar	3,35	1,31		3,57	1,19		2,23	0,99	
Niños (menores de 16)	0,41	0,49		0,49	0,50				
Jóvenes (16-39 años)	0,38	0,48		0,43	0,50				
Adultos (30-64 años)	0,12	0,32		0,11	0,32				
Abuelos (mayores de 64 años)	0,12	0,32		0,12	0,33				
Asalariado, tiempo completo, contrato temporal				0,11	0,32				
Trabajado por cuenta propia				0,15	0,36				
Jornada parcial	0,06	0,24		0,08	0,28				
Parado	0,03	0,18		0,04	0,20				
Jubilado	0,16	0,36							
Invalidez	0,02	0,13							
Otros inactivos	0,07	0,25					0,07	0,26	
Hay pareja	0,76	0,43		0,77	0,42		0,14	0,35	
Al menos otro ocupado	0,60	0,49		0,70	0,46		0,18	0,39	
Hipoteca pendiente	0,32	0,46		0,38	0,49		0,05	0,21	

**Cuadro A1: MEDIA Y DESVIACIÓN STANDARD (DS) DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN DE TODOS LOS MODELOS DEL TEXTO, SEGÚN LA MUESTRA UTILIZADA (continuación)**

Variable	Toda la muestra		Muestra activos		Muestra inactivos	
	Media	DS	Media	DS	Media	DS
Alquiler	0,15	0,35	0,14	0,34	0,17	0,38
Cesión gratuita	0,04	0,20	0,05	0,21	0,03	0,18
Al menos 1 dependiente	0,06	0,24	0,05	0,21	0,12	0,33
Inmigrante no Europeo	0,04	0,19	0,05	0,21		
Educación primaria			0,32	0,47		
Educación secundaria			0,32	0,46		
Educación superior			0,28	0,45		
No sabe leer ni escribir	0,01	0,08				
Sin estudios pero sabe leer y escribir	0,04	0,19				
Primaria incompleta	0,11	0,31				
FP1	0,06	0,24				
FP2	0,08	0,27				
BUO o ESO	0,08	0,28				
COU o bachillerato post obligatorio	0,05	0,23				
Estudios superiores	0,24	0,42				
Mujer	0,33	0,47	0,31	0,46	0,28	0,45
Salud	0,01	0,36	-0,03	0,34	0,02	0,38
Renta equivalente *	1983,01	1158,45				
Realiza algún 'trabajillo'					0,09	0,29
Tamaño de la muestra		1622		1069		410

\* Variable empleada sólo en el modelo Heckman (unidades en miles de pesetas).

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A2: DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES EMPLEADAS EN EL ANÁLISIS

Variable	Descripción
CARACTERÍSTICAS DE LA PERSONA DE REFERENCIA DEL HOGAR	
Edad	edad en años
Menor de 25 años	menor de 25 años ( <i>dummy</i> )
Inmigrante no europeo	inmigrante no europeo ( <i>dummy</i> )
Mujer	mujer ( <i>dummy</i> )
Salud	estado de salud subjetiva y relativa al grupo de edad.
No sabe leer ni escribir	no sabe leer ni escribir
Sin estudios pero sabe leer y escribir	sin estudios pero sabe leer y escribir
Primaria incompleta	primaria incompleta
Primaria completa	estudios primarios completos (referencia)
FP1	FP1
FP2	FP2 y ciclos formativos de grado medio o superior
BUP o ESO	BUP o ESO
COU o bachillerato post obligatorio	COU o bachillerato post-obligatorio
Estudios superiores	diplomatura, licenciatura, master, doctorado
Sin estudios	sin estudios o primaria incompleta (referencia)
Educación primaria	estudios primarios completos
Educación secundaria	FP1, FP2, BUP o ESO, COU o bachillerato post-obligatorio
Educación superior	diplomatura, licenciatura, master, doctorado
RELACIÓN CON EL MERCADO LABORAL DE LA PERSONA DE REFERENCIA DEL HOGAR	
Jornada completa	trabaja a jornada completa (referencia)
Jornada parcial	trabaja a jornada parcial o intermitente
Parado	parado
Jubilado	jubilado
Invalidez	inactivo con pensión de invalidez
Otros inactivos	inactivo con pensión de viudedad, PIRMI o otras
(muestra de activos)	
Contrato indefinido, tiempo completo	asalariado a jornada completa con contrato indefinido o es funcionario (referencia)
Contrato temporal, tiempo completo	asalariado a jornada completa con contrato temporal

Trabajador por cuenta propia Jornada parcial o intermitente	trabajador por cuenta propia trabaja a tiempo parcial o de forma intermitente
Parado	parado
(muestra de inactivos)	
Pensión de jubilación (contributiva o no)	inactiva y recibe pensión de jubilación
Pensión de invalidez	inactiva y recibe pensión de invalidez
Pensión de viudedad, PIRMI, otras	inactivo y recibe pensión de viudedad, PIRMI o ayudas de entidades locales, la Unión Europea o entidades privadas como Cáritas
Realiza algún 'trabajillo'	inactivo pero declara realizar algún 'trabajillo' ( <i>dummy</i> )
<b>TAMAÑO Y COMPOSICIÓN DEL HOGAR</b>	
Tamaño del hogar	número de componentes del hogar
Niños (menores de 16)	presencia de niños en el hogar ( <i>dummy</i> )
Jóvenes (16-29 años)	presencia de jóvenes en el hogar ( <i>dummy</i> )
Adultos (30-64 años)	presencia de adultos en el hogar ( <i>dummy</i> )
Abuelos (mayores de 64 años)	presencia de abuelos en el hogar ( <i>dummy</i> )
Hay pareja	presencia de pareja en el núcleo familiar ( <i>dummy</i> )
Al menos otro ocupado	presencia de al menos otro ocupado aparte de la pers. ref. ( <i>dummy</i> )
Al menos 1 dependiente	presencia de algún discapacitado en el hogar referencia ( <i>dummy</i> )
<b>RÉGIMEN DE PROPIEDAD DE LA VIVIENDA</b>	
Propiedad sin hipoteca	propietario de la vivienda sin pagos pendientes (referencia)
Hipoteca pendiente	propietario de la vivienda con pagos pendientes de la hipoteca
Alquiler	alquiler
Cesión gratuita	cesión por la familia, empresa o alguna institución

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anand, S. y A.K. Sen (1994): "Human Development Index: Methodology and Measurement", Occasional Paper 12, United Nations Development Programme, Human Development Report Office, Nueva York.
- Anand, S. y A.K. Sen (1997): "Concepts of Human Development and Poverty: A Multidimensional Perspective", United Nations Development Programme, Human Development Report 1997 Papers: Poverty and Human Development, Nueva York.
- Arévalo, R. (2004): "¿La vivienda también cuenta?", ponencia presentada en el XI Encuentro de Economía Pública, Barcelona.
- Arévalo, R. y J.M. Chamorro (2003): "A Quality index for Spanish housing", Documento de Trabajo 0309, Departamento de Economía Aplicada, Universidade de Vigo.
- Atkinson, A.B. (2003): "Multidimensional deprivation: Contrasting social welfare and counting approaches", *Journal of Economic Inequality*, n.º 1, págs. 51-65.
- Atkinson, A.B., B. Cantillon, B. Marlier y B. Nolan (2002): *Social Indicators. The EU and Social Inclusion*. Oxford University Press, Oxford.
- Ayllón S., M. Mercader y X. Ramos (2003): *La Pobreza a Catalunya. Informe 2003*, Fundació Un Sol Món (ed.), Barcelona.
- Ayllón S., M. Mercader y X. Ramos (2004): "Caracterización de la privación y de la pobreza en Cataluña", Document de Treball 04-10, Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.
- Bardasi, E. y J.C. Gornick (2000): "Women and part-time employment: Workers' 'choices' and wage penalties in five industrialized countries", *ISER WP2000-11*, University of Essex, Colchester.
- Bibi, S. (2003): "Measuring poverty in a multidimensional perspective: A review of literature", CIRPÉE, Université Laval, Québec, Canada.
- Bolle, P. (1997): "Part-Time work: Solution or trap?", *International Labour Review*, n.º 136(4), págs. 557-79.
- Bossert, W., C. D'Ambrosio y V. Peragine (2005): "Deprivation and social exclusion", *Child Working Paper 03/2005*, Centre for Household, Income, Labour and Demographic Economics, Italia.
- Bourguignon, F. y S.R. Chackravarty (1998): "A family of multidimensional poverty measures", DELTA Document 98-03. Paris.
- Bourguignon, F. y S.R. Chackravarty (2002): "Multi-dimensional poverty orderings", DELTA, Paris.
- Bourguignon, F. y S.R. Chackravarty (2003): "The measurement of multidimensional poverty", *Journal of Economic Inequality*, n.º 1, págs. 25-49.
- Brandolini, A. y G. D'Alessio (1998): "Measuring well-being in the functioning space", Banco de Italia, Roma.
- Cantó, O., C. Del Río y C. Gradín (2003): "La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el período 1985-1995", *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, n.º 167(4), págs. 87-119.
- Chackravarty, S.R., Mukherjee, D. y R. Ranade (1998): "On the family subgroup and factor decomposable measures of multidimensional poverty", *Research on Economic Inequality*, n.º 8, págs. 175-194.
- Cowell, F.A. y M.P. Victoria-Feser (1996): "Poverty measurement with contaminated data: A robust approach" *European Economic Review*, n.º 4, págs. 1761-1771.
- Desai, M. y A. Shah: (1988): "An econometric approach to the measurement of poverty", *Oxford Economic Papers*, 40(3), págs. 505-22.

- Deutsch, J., X. Ramos y J. Silber (2003): "Poverty and inequality of standard of living and quality of life in Great Britain", en J. Sirgy, D. Rahtz y A.C. Samli (eds.), *Advances in Quality-of-Life Theory and Research*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Holanda.
- Duclos, J.-Y., D. Sahn y S.D. Younger (2006): "Robust multidimensional poverty comparisons", *The Economic Journal*, en prensa.
- Eurostat (2003): "Poverty and social exclusion in the EU after Laeken-part 1" en *Statistics in Focus: Population and Social Conditions*, Theme 3-8.
- Foster, J.E., Greer, J. y Thorbecke, E. (1984): "A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, n.º 52, págs. 761-66.
- Greene, W. (2000): *Econometric Analysis*. 2ª Edición. Nueva York: Prentice Hall.
- Hausman, J. y D. McFadden (1984): "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, n.º 52, págs. 1219-1240.
- Heckman, J.J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, n.º 47(1), págs. 153-61.
- Klasen, S. (2000): "Measuring poverty and deprivation in South Africa", *Review of Income and Wealth*, n.º 46, págs. 33-58.
- Krishnakumar, J. (2005): "Going beyond functionings to capabilities: an econometric model to explain and estimate capabilities", presentado en la UNDP conference on The Many Dimensions of Poverty, Brasilia, Brasil.
- Layte, R., B. Maître, B. Nolan y C.T. Whelan (1999): "Income deprivation and economic strain", *European Panel Analysis Group Working Paper n.º 5*, University of Essex, Colchester.
- Layte, R., B. Maître, B. Nolan y C.T. Whelan (2000): "Explaining levels of deprivation in the European Union", *European Panel Analysis Group Working Paper n.º 12*, University of Essex, Colchester.
- Lovell C.A.K, S. Richardson, P. Travers y L. Wood (1994): "Resources and Functionings: A New View of Inequality in Australia", en Eichhorn, W. (ed.): *Models and Measurement of Welfare and Inequality*, Springer-Verlag, Heidelberg, 1994.
- Mack, J. y S. Lansley (1985): *Poor Britain*. Londres: Allen Unwin.
- Martínez, R. y J. Ruiz-Huerta (2000): "Income, multiple deprivation and poverty: an empirical analysis using Spanish data", *26 IARIW General Conference*, Cracovia.
- Martínez, R. y J. Ruiz-Huerta (1999): "Algunas reflexiones sobre la medición de la pobreza. Una aplicación al caso español", en J.M. Maravall (ed.): *III Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*. Fundación Argentaria, Madrid.
- Mercader, M., X. Ramos y S. Ayllón (2005): *Evolució de la Pobresa Monetària i la Desigualtat a Catalunya durant la Dècada dels Noranta*, Universitat Autònoma de Barcelona, Servei de Publicacions, Barcelona.
- Mercader, M. y P. Delicado (1998): "La dimensió econòmica de la pobresa a Catalunya, 1973-1990" en *Les Desigualtats Socials a Catalunya*. Polítiques, 24, Ed. Mediterrània, págs. 261-311.
- Micklewright, J. (2001): "Should the UK government measure poverty and social exclusion with a composite index?", en *Indicators of Progress: A Discussion of Approaches to Monitor the Government's Strategy to Tackle Poverty and Social Exclusion*, CASE Report 13, LSE, Londres.
- Navarro, C. y L. Ayala (2004): "La exclusión en vivienda en España: una aproximación a través de índices multidimensionales de privación", ponencia presentada en el XI Encuentro de Economía Pública, Barcelona.
- Nolan, B. y C.T. Whelan (1996): *Resources, Deprivation and Poverty*. Clarendon Press, Oxford.

- Pérez-Mayo, J. (2003): "Measuring deprivation in Spain", *IRISS Working Paper 2003-09*, CEPS/INSEAD, Luxemburgo.
- Piachaud, D. (1981): "Peter Townsend and the Holy Grail", *New Society*, 10, págs. 419-31.
- Runciman, W.G. (1966): *Relative Deprivation and Social Justice*, Routledge, Londres.
- Sen, A. (1976): "Poverty: An ordinal approach to measurement", *Econometrica*, n.º 44, págs. 219-31.
- Sen, A. (1980): "Equality of What", en S. McMurrin (ed.), *Tanner Lectures on Human Values*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Sen, A. (1985): *Commodities and Capabilities*, North Holland, Amsterdam. Reproducido en Oxford University Press, Oxford India Paperbacks, 1999.
- Townsend, P. (1979): *Poverty in the United Kingdom*. Harmondsworth: Penguin.
- Trilla, C. (2001): *La política de Vivienda en una Perspectiva Europea Comparada*, Colección de Estudios Sociales, vol. 9, Fundación "La Caixa", Barcelona (disponible en [www.estudis.lacaixa.es](http://www.estudis.lacaixa.es)).
- Tsui, K. (2002): "Multidimensional poverty indices", *Social Choice and Welfare*, n.º 19, págs. 69-93.
- UNDP (2005): *Informe sobre Desarrollo Humano 2005*, UNDP, Nueva York.
- Whelan, C.T., R. Layte y B. Maître (2001a): "What is the scale of multiple deprivation in the European Union?", *European Panel Analysis Group Working Paper n.º 19*. Colchester. University of Essex.
- Whelan, C.T., R. Layte y B. Maître (2001b): "Persistent deprivation in the European Union", *European Panel Analysis Group Working Paper n.º 23*. Colchester. University of Essex.
- Whelan, C.T., R. Layte y B. Maître (2003): "Poverty, Deprivation and Time: a comparative analysis of the structuring of disadvantage?", *European Panel Analysis Group Working Paper n.º 48*. Colchester. University of Essex.
- Yithzaki, S. (1979): "Relative deprivation and the Gini coefficient", *Quarterly Journal of Economics*, n.º 93, págs. 321-24.

*Fecha de recepción del original: octubre, 2004*

*Versión final: marzo, 2006*

#### ABSTRACT

This paper contributes to the literature on the multidimensional assessment of the well-being of the worse off individuals, which is scarce for Spain. We document and characterise monetary poverty and multidimensional deprivation using a new database (PaD) for Catalonia. The econometric methodology we employ allows a joint analysis of poverty and deprivation, which has not been seen before. Our empirical findings should be informative for social policy. We provide new evidence on old and new relations between situations of economic disadvantage and individual characteristics, some of which invite the reconsideration of old conceptions.

*Key words:* deprivation, poverty, multidimensional analysis, Catalonia.

*JEL classification:* D63, I31, I32.