

Pobreza monetaria y privación multidimensional:

¿qué explica el análisis territorial?*

(versión preliminar)

Luis Ayala Cañón

Instituto de Estudios Fiscales / Universidad Rey Juan Carlos

Antonio Jurado Málaga

Universidad de Extremadura

Jesús Pérez Mayo[†]

Universidad de Extremadura

* Este trabajo se basa en el análisis del Panel de Hogares de la Unión Europea para España del año 2000. Los datos se usan con el permiso del Instituto Nacional de Estadística y los errores, análisis e interpretaciones aquí presentados son responsabilidad de los autores.

[†] Departamento de Economía Aplicada y Organización de Empresas. Universidad de Extremadura, Campus universitario, 06071 Badajoz, jperez@unex.es

Pobreza monetaria y privación multidimensional: ¿qué explica el análisis territorial?

Abstract

El estudio de la privación multidimensional ha pasado a ser una de las líneas de investigación más relevantes en el examen de la situación de los hogares con bajos ingresos. Un tema central ha sido la búsqueda de relaciones estadísticamente significativas entre los indicadores de privación social y de pobreza monetaria, encontrando la mayoría de los trabajos empíricos un vínculo muy débil. En este trabajo se examina la posibilidad de un elevado sesgo de agregación en los estudios de corte nacional, que ocultaría la diversidad de experiencias y patrones en áreas territoriales distintas. Para definir los indicadores de privación se utilizan modelos de clases latentes y se explotan los datos de la muestra extendida del Panel de Hogares de la Unión Europea del año 2000. Los resultados parecen mostrar que la ausencia de relaciones significativas entre ambos fenómenos también se manifiesta cuando la muestra de hogares se desagrega territorialmente.

Clasificación JEL: I31, I32.

Palabras clave: pobreza, privación, PHOGUE

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se han registrado importantes transformaciones en el concepto de pobreza, ante los límites e insuficiencias de una noción exclusivamente basada en términos monetarios. Ya hace más de dos décadas, el Consejo Europeo definía como pobres a “*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 que habiten*”. Tal definición incorpora una idea de la pobreza más relacionada con el nivel de vida de la persona o el hogar que con la simple incapacidad de satisfacer las necesidades relativas a la subsistencia. En los países de la Unión Europea este cambio se ha traducido en un conjunto más amplio de indicadores oficiales de exclusión social (Atkinson *et al.*, 2002), así como en la creciente consideración de la política social como un elemento clave para convertir a la economía europea en “la economía, basada en el conocimiento, más competitiva y dinámica del mundo, capaz de lograr un crecimiento económico sostenible con mejores trabajos y una mayor cohesión social” (Consejo Europeo de Lisboa, 2000).

La adopción de un concepto más amplio de pobreza contrasta con el arraigo y predominio de los enfoques tradicionales de corte monetario. En ellos, como es conocido, la pobreza se estima considerando como indicador del nivel de vida un indicador de la capacidad económica del hogar, como la renta familiar ajustada mediante escalas de equivalencia, definiendo como pobres a los hogares con rentas inferiores a un umbral definido como un porcentaje de la media o mediana. La insatisfacción general que produce este tipo de medición de la pobreza, con indicadores estrictamente monetarios, ha dado origen al desarrollo de nuevos enfoques y procedimientos de medición que descansan en una consideración multidimensional del fenómeno.

Así, en el período reciente han sido varios los intentos de ofrecer nuevas propuestas de análisis del grado de privación multidimensional de los hogares [Brandolini y D'Alessio (2000), Chakravarty y D'Ambrosio (2003), Atkinson (2003), Bourguignon y Chakravarty (2003), Dutta *et al.* (2003) y Deutsch y Silber (2005)]. Este desarrollo permite contar con nuevos métodos de agregación de las diferentes dimensiones determinantes del bienestar material de los hogares, así como con un

conjunto de propiedades y axiomas más contrastados sobre el que construir índices sintéticos de privación.

Entre otras líneas de avance empírico, tal desarrollo debería contribuir a una mayor clarificación de la que, sin duda, puede considerarse la cuestión central en la literatura económica sobre privación social. Desde la aportación pionera de Townsend (1979) y los trabajos inmediatamente posteriores de Desai y Shah (1988), la búsqueda de relaciones significativas entre los indicadores de privación multidimensional y pobreza monetaria se ha convertido en la clave de bóveda de la literatura especializada. En un segmento importante de trabajos, el eje del análisis ha sido la exploración de posibles relaciones generales entre ambos fenómenos. Otros estudios se han centrado en la búsqueda de un punto en la distribución de ingresos en el que las desventajas de los hogares tienden a acumularse. La mayoría de los trabajos aplicados se han saldado, en cualquier caso, de manera insatisfactoria. La evidencia empírica disponible parece apuntar a la ausencia de relaciones claras entre las medidas de pobreza monetaria y de privación multidimensional.

La falta de resultados concluyentes ha empujado la investigación hacia dos líneas diferentes. Por un lado, se ha prestado una mayor atención a las cuestiones empíricas, poniendo a prueba nuevos contrastes de asociación estadística y utilizando bases de datos alternativas. Por otro, se ha intentado profundizar en la sistematización de las bases teóricas que podrían sustentar tanto la existencia de una posible relación lineal entre ambos resultados como la carencia de relaciones significativas. Desde la segunda de estas perspectivas, una de las líneas de investigación radica en tratar de incorporar heterogeneidad observable al estudio de la relación entre los dos tipos de indicadores. Detrás de la falta de asociación estadística podría subyacer un sesgo de agregación, que obviaría la existencia de correlación entre la insuficiencia de ingresos y la acumulación de desventajas materiales en determinados tipos de hogar.

Entre las posibles fuentes de heterogeneidad destaca, sin duda, la territorial. Si bien algunos de los factores explicativos de la extensión de la pobreza monetaria y la privación multidimensional se manifiestan con independencia del territorio, la confluencia de cambios económicos, laborales y demográficos y la cobertura ofrecida por las políticas redistributivas tienen un marcado componente espacial. El modo en que

la inadecuación de las rentas da lugar a deficiencias en la satisfacción de las necesidades básicas o a carencias en la vivienda puede variar drásticamente según cuál sea la localización territorial de los hogares.

La necesidad de contar con la posibilidad de variaciones interterritoriales, presente en cualquier estudio que intente examinar las relaciones entre pobreza monetaria y privación multidimensional, resulta especialmente importante en países con un avanzado grado de descentralización territorial política y económica, como es el caso de España. En estos países, la evaluación de las diferencias territoriales constituye, sin duda, un requerimiento básico para una correcta evaluación del bienestar social.

Contando ya con algunos trabajos que han explorado este tipo de relaciones a nivel agregado, sabemos poco, sin embargo, sobre las posibles diferencias territoriales, tanto en la incidencia de la privación multidimensional como en su hipotética relación con los problemas de insuficiencia de ingresos. La exploración de ambas realidades constituye el objetivo prioritario de este trabajo, que analiza las diferencias en los niveles de privación y pobreza por Comunidades Autónomas y evalúa, a través de diferentes vías, las relaciones entre ambos fenómenos. Para ello se desarrolla un modelo de variables latentes, aplicado a los datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), aprovechando la muestra ampliada del año 2000.

La estructura del trabajo es la siguiente. En primer lugar, se revisan los principales problemas y cuestiones relativas a las medidas multidimensionales de pobreza. En el siguiente apartado, se presentan las principales características de la base de datos utilizada. Seguidamente, se analiza la distribución territorial de la privación y la pobreza. En el siguiente apartado se examina la relación ente ambos fenómenos. El trabajo se cierra con una breve relación de conclusiones.

2. MARCO GENERAL

2.1. Indicadores de privación multidimensional

Cualquier ejercicio de medición de la pobreza está estrechamente relacionado con el concepto elegido para identificar a los hogares por debajo de un umbral determinado.

Nuestro punto de partida es una definición de pobreza muy similar a la que incorpora la teoría de las capacidades y funcionamientos de Sen (1992). Según éste, la pobreza puede definirse como la insuficiencia en la consecución de niveles mínimamente aceptables de un vector de capacidades básicas. Los funcionamientos relevantes, resultado de esas capacidades, pueden variar desde los relacionados con la mera subsistencia hasta logros sociales más complejos. Se opta, por tanto, por un concepto directo de pobreza, resultando necesaria la utilización de indicadores representativos de los diferentes funcionamientos.

La elección de indicadores depende de los objetivos de la investigación. Si se pretende analizar el nivel general de vida de los hogares resulta necesaria la consideración de un conjunto muy amplio de indicadores. Si el objetivo es evaluar el grado en que se consigue un conjunto específico de funcionamientos, como, por ejemplo, vivienda o nutrición, se necesitan menos indicadores pero más precisos. No es fácil determinar, en cualquier caso, qué y cuántos indicadores deben tenerse en cuenta para medir la privación multidimensional en los dos casos citados. Para una corriente de autores, bastaría con profundizar en aquellos más asociados a la idea de pobreza monetaria. Otra corriente enfatiza la importancia de las dimensiones no monetarias determinantes del bienestar material, requiriendo, a menudo, un vector más amplio de funcionamientos.

El trabajo empírico recoge fielmente esta dicotomía, con cierta polarización entre los estudios restringidos a las necesidades (Mack y Lansley, 1985) o la incorporación de un conjunto amplio de indicadores referidos al nivel de vida (Halleröd, 1994). En el primer caso, la información sobre los bienes no necesarios no se tiene en cuenta. En la segunda perspectiva, se evita la distinción entre necesidades y no necesidades, al considerar más variables que las referidas a las condiciones mínimas de vida.

Más compleja es, en cualquier caso, la tarea de resumir la información disponible en un indicador sintético. Dada la diferente naturaleza de cada indicador y la diferente relevancia también en la determinación del nivel de bienestar de los hogares, resulta necesario establecer una estructura de ponderaciones. No tiene la misma importancia tener retrasos en el pago de hipotecas que poseer un microondas o tener problemas de luz en la vivienda.

Desde la aportación seminal de Townsend (1979), existe un gran número de propuestas de sistemas de ponderación. La más inmediata sería otorgar una ponderación igual a cada funcionamiento. Tal procedimiento es el seguido por algunos de los estudios “clásicos” en el estudio de la privación multidimensional, como Townsend (1979), Mack y Lansley (1985) o Mayer y Jencks (1989). Tal estructura de pesos podría justificarse, por un lado, por el intento de reducir al mínimo las interferencias de las decisiones del investigador sobre los resultados y, por otro, por la falta de información sobre la consideración como necesarios o no de los distintos tipos de bienes o actividades. El inconveniente de seguir esta estrategia reside en la ausencia de discriminación entre algunos componentes, que claramente difieren en su contribución a la privación global.

Alternativamente, se puede optar por la extracción de las ponderaciones a partir de las frecuencias observadas. Halleröd (1994), por ejemplo, concede más importancia a la ausencia de los bienes considerados necesarios por la mayoría de la población y Desai y Shah (1988), al construir su índice de privación, ponderan cada atributo por la proporción de individuos u hogares que los poseen en un valor mayor que el modal. Otros trabajos utilizan estructuras alternativas, especialmente cuando la información que sirve de soporte para el ejercicio empírico no recoge las percepciones sociales sobre la necesidad de los bienes o actividades. Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000) aplican a cada atributo una ponderación calculada como el cociente entre la proporción de la población que no carece de cada ítem y la suma de las proporciones para cada indicador. Whelan *et al.* (2001a,b) y Muffels y Fouarge (2001) ponderan cada ítem según la proporción de hogares que lo poseen. Justifican su elección en la definición de privación de Runciman (1966), según la cual una persona se siente más pobre cuánto mejor vea a los demás.

La principal alternativa a la utilización de medias aritméticas y ponderadas es la construcción de sistemas de ponderación a partir del uso de técnicas estadísticas multivariantes, como el análisis factorial (Nolan y Whelan, 1996; Layte *et al.*, 1999, 2000), el análisis de componentes principales (Ram, 1982 y Maasoumi y Nickelsburg, 1988), el análisis *cluster* (Hirschberg *et al.*, 1991) o el modelo de variables latentes (Gailly y Hausman, 1984).

La elección de un sistema de ponderaciones, al definir la importancia relativa de cada ítem, permite combinar toda la información disponible para describir la situación de cada hogar. No existe un procedimiento estándar en la literatura, encontrando desde una simple exposición de los indicadores por separado hasta la combinación de toda la información en un solo índice. Aunque la reunión de todos los atributos en un único índice ofrece la ventaja de resumir la complejidad del problema de una manera simple, la agregación puede provocar una pérdida de información. La alternativa es construir sub-clases de privación, indicativas de diferentes dimensiones de ésta. Nolan y Whelan (1996), Layte *et al* (2000,2001a), Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000) y Whelan *et al* (2001a y b) consideran diferentes dimensiones en el análisis de la pobreza multidimensional, correspondientes cada una de ellas a diferentes aspectos, como las necesidades básicas, las secundarias o las condiciones de la vivienda.

Finalmente, de manera análoga a los procedimientos de medición de la pobreza monetaria, resulta necesario el establecimiento de un umbral que permita diferenciar entre hogares en situación de privación o no. Mientras que algunos autores, como Townsend (1979), utilizan umbrales monetarios, definiendo como línea un valor de la renta monetaria relacionado con los valores más bajos del índice multidimensional, otros, como Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000), Muffels y Fouarge (2001) o Tsakloglou y Papadopoulos (2002), utilizan sólo los indicadores sobre las condiciones de vida para identificar a la población pobre. No obstante, esta opción no está libre de arbitrariedad, puesto que no existe un criterio consensuado en la literatura para establecer el umbral³. Otros autores combinan ambos criterios, renta y condiciones de vida, para determinar el grupo privado. Así, son pobres o excluidos los hogares o individuos identificados como tales mediante los dos criterios antes mencionados, recibiendo el nombre de “pobres reales” (Halleröd, 1994) o “pobres consistentes” (Nolan y Whelan, 1996)

³ Por ejemplo, Muffels y Fouarge toman la media nacional y Tsakloglou y Papadopoulos la última quintila de la distribución.

2.2. La relación entre pobreza monetaria y privación multidimensional

Entre las diferentes líneas de análisis relacionadas con la pobreza multidimensional, una cuestión recurrente ha sido la búsqueda de resultados homogéneos en las estimaciones de las necesidades sociales siguiendo el doble criterio de utilizar indicadores de insuficiencia de ingresos y de privación múltiple. Como se acaba de señalar, la coherencia de resultados permitiría hablar inequívocamente de hogares desaventajados o pobres consistentes. La similitud de resultados, con independencia del concepto de partida y el procedimiento de medición, resulta especialmente clave en la traducción de los diferentes indicadores en indicadores operativos para el diseño de las políticas públicas. Optar por uno u otro criterio podría generar problemas de asignación imperfecta o ineficiente si los resultados difieren.

No es extraño, en este contexto, que en las primeras estimaciones de pobreza multidimensional apareciera explícita la preferencia por este tipo de estimación combinada. En su aportación pionera, Townsend (1979) definió el umbral de pobreza como el 150% del nivel de la renta mínima en Reino Unido, al encontrar que por debajo de ese umbral de renta se detectaba un crecimiento muy acusado o desproporcionado de la privación. La validez de este umbral fue confirmada posteriormente por Desai (1986), que, a través de diferentes procedimientos econométricos, confirmó con los datos de Townsend la existencia de un umbral a partir del cual las desventajas múltiples se acumulaban en el hogar. Hutton (1991) también observó con datos del Reino Unido que entre las dos o tres decilas superiores y el resto existía un cierto punto de inflexión en las condiciones de vida.

Estudios posteriores han tratado de encontrar esa relación en una muestra más amplia de países, sin que los resultados fueran tan concluyentes. Callan, Nolan y Whelan (1993), por ejemplo, diferenciaron tres dimensiones de privación (básica, secundaria y residencial) con el Panel de Hogares de la Unión Europea para encontrar que el uso de la renta monetaria producía medidas de la pobreza diferentes, tanto en su extensión como en la composición, a las que resultaban del uso de indicadores de privación. Existían casos de hogares con niveles de renta elevados que sufrían un importante grado de privación, al mismo tiempo que otros con niveles bajos de renta no sufrían privaciones importantes.

La evidencia empírica para otros países también pone en cuestión la posible existencia de un punto de inflexión en la distribución de la renta de los hogares a partir del cual las desventajas son acumulativas. La privación material sólo ofrece una moderada correlación con la renta y la pobreza monetaria en Estados Unidos [Mayer and Jencks (1989, 1993), Mayer (1995), Rector *et al.* (1999), Bradshaw y Finch (2003), Iceland y Bauman (2004)]. Algunos trabajos muestran que en los niveles más bajos de renta un porcentaje elevado de hogares no declara sufrir forma alguna de privación material. De hecho, el índice más extendido en Estados Unidos para medir la privación material –el indicador de seguridad alimenticia– muestra un nivel bajo de correlación con los indicadores de pobreza monetaria⁴.

La ausencia de relaciones estadísticas suficientemente significativas entre la pobreza monetaria y la privación multidimensional se ha tratado de explicar en la literatura comparada a partir de dos tipos de argumentaciones complementarias. La primera centra la atención en la diferencia de partida en el tipo de componentes del bienestar de los hogares que pretende recoger cada enfoque. La segunda alude a la necesaria introducción de una perspectiva dinámica para entender bien las posibles relaciones. La pobreza monetaria es, por definición, un indicador de la insuficiencia transitoria de ingresos, mientras que las diferentes manifestaciones de la privación multidimensional guardan una relación mayor con la renta permanente. Como señalan Iceland y Bauman (2004), la pobreza permanente podría determinar la privación multidimensional a través de tres canales diferentes: aumenta con carácter acumulativo el diferencial entre los recursos necesarios y los disponibles para dar cobertura a las necesidades básicas, produce a largo plazo deficiencias en las capacidades para dar cobertura a esas necesidades, como la pérdida de relaciones sociales o la generación de problemas de carácter psicológico y da lugar a una mayor volatilidad de los ingresos.

No resulta fácil, sin embargo, aislar la relación en el tiempo entre los dos fenómenos en el terreno empírico. Ligeras variaciones en las rentas declaradas y en la información sobre la carencia o no de determinados bienes pueden dar lugar a cambios observables de cierta relevancia, causados básicamente por errores de medición. La

⁴ El coeficiente de correlación es 0.33, según las estimaciones de Hamilton *et al.* (1997).

evidencia empírica, en cualquier caso, parece apuntar a que la correlación existe, aunque débil. Layte *et al.* (2001), por ejemplo, encontraron para varios países de la Unión Europea, en contra de la hipótesis habitual, que el aumento de la pobreza en hogares que ya partían de niveles de ingresos muy bajos no daba lugar a una mayor incidencia de la privación y, sin embargo, algunos hogares con rentas medio-bajas registraron incrementos de la privación sin grandes cambios en su nivel de renta. Los resultados de Berthoud *et al.* (2004) para el caso del Reino Unido ofrecen un balance similar: sólo un porcentaje pequeño de los hogares que salen de la pobreza abandonan también la situación de privación multidimensional.

La disponibilidad de un cuerpo de resultados análogo al de la experiencia comparada es reducida en el caso español. Son escasos los estudios que han tratado de identificar las posibles relaciones entre pobreza monetaria y privación material, planteados mayoritariamente desde enfoques estáticos. En un trabajo pionero, Martínez y Ruiz-Huerta (1999) estudiaron la relación entre diferentes indicadores de privación y la distribución de ingresos para encontrar una correlación negativa, aunque no muy elevada. Por otra parte, observan que no es posible identificar un nivel de renta por debajo del cual se produce un crecimiento desproporcionado de la privación. Desde la perspectiva dinámica, Ayala y Navarro (2005) encuentran que los hogares situados en las decilas más ricas tienen una mayor probabilidad de abandonar el estado de privación en vivienda que los pertenecientes a las decilas más pobres, pero sin que resulten significativas en este tipo de transiciones las fluctuaciones en el nivel de renta.

Los resultados apuntan, por tanto, pese a un bagaje empírico todavía reducido, a que la relación entre pobreza monetaria y privación multidimensional en España tampoco es lineal y significativa. Como en otros países, una hipótesis razonable es que se trata de dos fenómenos que reflejan diferentes dimensiones del bienestar de los hogares. Podría darse también, sin embargo, que la búsqueda de relaciones desde un plano excesivamente agregado escondiera la diversidad en que los procesos de insuficiencia de ingresos y privación material interactúan en zonas distintas del territorio español. La dispersión de las tasas de desempleo, la diferente estructura demográfica territorial, la diferencia en el ritmo de crecimiento económico y en la diversificación productiva o la creciente disparidad de las políticas sociales ante el proceso de descentralización territorial de una parte importante de la intervención

pública podrían dar lugar a estructuras sociales muy diferentes en las diferentes áreas territoriales y, con ello, a diferentes relaciones entre la intensidad de la privación material y la pobreza monetaria. Si así fuera, el sesgo de agregación escondería relaciones significativas entre ambos procesos en ámbitos territoriales más acotados.

3. METODOLOGÍA Y DATOS

3.1. Metodología

El análisis de las relaciones entre las situaciones de pobreza monetaria y de privación multidimensional exige la construcción de indicadores sintéticos de ambos fenómenos. Dado el objetivo general de tratar de contrastar el grado en que las medidas tradicionales pueden resultar insuficientes para dar cuenta de una idea multidimensional de la pobreza, optamos, básicamente, por seguir un enfoque tradicional para la medición de la pobreza monetaria, eligiendo un punto de corte de la distribución de ingresos definido como un porcentaje de la media. Como es sobradamente conocido, existen muchas opciones metodológicas para la obtención de indicadores de pobreza dentro de este enfoque relativo, resultando muy sensibles los resultados a las decisiones metodológicas adoptadas. El abanico de opciones incluye la elección de la variable de referencia, la unidad de análisis, la escala de equivalencia, la consideración de la media o mediana como estadístico para determinar la línea de pobreza, la definición del umbral relativo y la selección de un indicador sintético.

En este trabajo optamos por considerar como umbral el 50% de la renta media ajustada por una escala de equivalencia definida de forma paramétrica. La escala definida por Buhmann *et al.* (1988) computa el número de adultos equivalentes elevando el tamaño del hogar a un parámetro comprendido entre 0 y 1:

$$e_h = n_h^\phi, \quad 0 \leq \phi \leq 1.$$

El parámetro ϕ se puede interpretar como la elasticidad de la renta sin ajustar con respecto al tamaño del hogar y en nuestra estimación adopta el valor 0.5.

Como indicadores optamos por los más utilizados para analizar dos aspectos diferentes de la insuficiencia de recursos: la extensión y la intensidad. Para contar con distintas aproximaciones del alcance de la pobreza y no sólo su extensión podemos utilizar la familia de indicadores propuesta por Foster, Greer y Thorbecke (1984):

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{Z - Y_i}{Z} \right)^{\alpha} \quad \text{con } \alpha > 0 \quad [1]$$

donde FGT_0 es igual a la tasa de pobreza o porcentaje de hogares por debajo del umbral (z) y FGT_1 equivale al *poverty gap* o diferencial de las rentas de los hogares pobres en relación al umbral. El parámetro α puede interpretarse como el grado de aversión a la pobreza. La extensión permite contar con una idea de la incidencia relativa de la pobreza sobre la población total, siendo la idea más intuitiva para representar la pobreza. Se puede aproximar concediéndole un valor 0 al parámetro α . La intensidad se puede aproximar a través de la importancia relativa de las distancias entre los niveles de renta de las familias pobres a la línea de pobreza ($\alpha=1$). Cuanto mayor sea el índice (con valores entre 0 y 1), más intensa o severa es la pobreza.

Frente a la estandarización de los procedimientos de medición relativa de la pobreza monetaria, la gama de opciones para la elaboración de indicadores sintéticos de privación múltiple es considerablemente más amplia. Como se señaló en la revisión previa, son varias las posibilidades abiertas para agregar indicadores y determinar umbrales de privación. En línea con la última ola de trabajos, que utilizan técnicas de análisis multivariante para la construcción de índices sintéticos, en este trabajo se opta por la utilización de un modelo de clases latentes. Resulta lógico inferir que la noción de privación multidimensional no es observable directamente. Puesto que el modelo de variables latentes es un método estadístico multivariante que mide una variable no observada –la privación multidimensional– a partir de la información recogida en un conjunto de variables observables –indicadores parciales de las condiciones de vida–, se convierte en el más adecuado para realizar esta tarea. Dado, además, que los indicadores disponibles son variables categóricas (en su mayoría dicotómicas), se hace necesaria la utilización del modelo de clases latentes, propuesto inicialmente por Lazarsfeld (1950) y Henry y Lazarsfeld (1968). La estratificación de la privación en los modelos de clases

latentes permite solventar parcialmente el habitual problema de arbitrariedad en el establecimiento de umbrales de pobreza.

Supongamos, como punto de partida, la existencia de un conjunto de p indicadores de privación (x_1, \dots, x_p) , con un número de categorías I_1, \dots, I_p , respectivamente. Por otro lado, sea x_q una variable latente con un total de J clases que representa la privación. Las ecuaciones básicas del modelo son:

$$\pi_{i_1 \dots i_p} = \sum_{j=1}^J \pi_{i_1 \dots i_p j}, \quad [2]$$

donde

$$\pi_{i_1 \dots i_p j} = \pi_j \pi_{i_1 \dots i_p | j} = \pi_j \pi_{i_1 | j} \dots \pi_{i_p | j}. \quad [3]$$

y $\pi_{i_1 \dots i_p j}$ representa la probabilidad de la distribución conjunta x_1, \dots, x_p, x_q . Además, π_j es la probabilidad de pertenecer a la clase latente j y $\pi_{i_1 \dots i_p | j}$ es la probabilidad de tener un patrón de respuesta concreta, dado $x_q = j$. El resto de los parámetros π son probabilidades condicionadas.

Los parámetros del modelo de clases latentes son las probabilidades condicionadas y las probabilidades de las clases latentes, que estarán sometidas a las siguientes restricciones:

$$\sum_{i_1=1}^{I_1} \pi_{i_1 | j} = \dots = \sum_{i_p=1}^{I_p} \pi_{i_p | j} = \mathbf{1} \text{ y } \sum_{j=1}^J \pi_j = \mathbf{1} \quad [4]$$

El modelo de clases latentes se estima mediante el algoritmo EM (Dempster, Laird y Rubin, 1977). Dicho algoritmo es un procedimiento iterativo de estimación que consta de dos pasos. En un primer paso se calculan todos los valores esperados dados los valores observados y los “actuales” parámetros del modelo. En un segundo paso, se maximiza la función de verosimilitud de todos los datos a partir de los valores esperados calculados en el paso anterior. Esto implica el cálculo de estimaciones

actualizadas de los parámetros del modelo como si no faltaran datos. Las iteraciones continúan hasta que se alcanza la convergencia. Finalmente, se pueden obtener las estimaciones máximo-verosímiles:

$$\hat{\pi}_{i_1|j}, \dots, \hat{\pi}_{i_p|j} \text{ y } \hat{\pi}_j ; \quad [5]$$

a partir de las que es posible calcular las probabilidades:

$$\hat{\pi}_{i_1 \dots i_p j} \text{ y } \hat{\pi}_{i_1 \dots i_p} = \sum_{j=1}^J \hat{\pi}_{i_1 \dots i_p j} . \quad [6]$$

El siguiente paso en el análisis es asignar cada individuo a las diferentes clases de la variable latente x_q . Para ello se calcula la probabilidad condicionada de que un individuo que se sitúe en las categorías (i_1, \dots, i_p) de las variables manifiestas x_1, \dots, x_p , pertenezca a la clase j de la variable x_q de la siguiente manera:

$$\hat{\pi}_{j|i_1 \dots i_p} = \frac{\hat{\pi}_{i_1 \dots i_p j}}{\sum_{j=1}^J \hat{\pi}_{i_1 \dots i_p j}} . \quad [7]$$

En nuestro caso, esta expresión recoge la probabilidad de pertenecer a una categoría de privación dependiendo de la situación observada en los indicadores parciales.

Se utilizan diversas medidas para la calidad del ajuste de este tipo de modelos. Las más comunes son el valor del contraste χ^2 de Pearson y el contraste de la razón de verosimilitud L^2 , que comparan las frecuencias observadas con las esperadas:

$$\chi^2 = \sum_r \frac{(O_r - E_r)^2}{E_r} \quad [8]$$

$$L^2 = \sum_r O_r \ln \frac{O_r}{E_r} \quad [9]$$

donde r es la combinación de respuestas, O_r las frecuencias observadas y E_r las esperadas. Ambos contrastes siguen asintóticamente una distribución χ^2 , donde los grados de libertad vienen dados por el número de celdas menos el número de parámetros loglineales independientes. No obstante, cuando el tamaño muestral es muy elevado puede ocurrir que se rechace el modelo⁵.

Otra medida, como recogen Bartholomew, Steele y otros (2002), compara el ajuste del modelo que considera una variable latente con j clases con el modelo de independencia. En consecuencia, el valor $\% L^2$ indica el grado de asociación explicado por la variable latente:

$$\% L^2 = \frac{L_0^2 - L_q^2}{L_0^2} \quad [10]$$

Bartholomew y Leung (2002) sugieren una nueva medida para contrastar la calidad del ajuste. Proponen analizar los márgenes para dos y tres variables calculando el estadístico ji-cuadrado de cada combinación de variables. Dicho estudio puede proporcionar información sobre el ajuste general del modelo.

Finalmente, en un contexto de clases latentes, como cada hogar se asigna a la clase latente más probable dado cada patrón de respuesta, es importante considerar la probabilidad de una mala clasificación para todos los individuos:

$$E = \sum_{i_1=1}^{I_1} \cdots \sum_{i_p=1}^{I_p} \pi_{i_1 \dots i_p} \varepsilon_{i_1 \dots i_p} \quad [11]$$

donde $\varepsilon_{i_1 \dots i_p}$ es la probabilidad individual de una mala clasificación.

3.2. Datos

⁵ Hagenaars (1990) proporciona algunas pautas para elegir el mejor modelo. La teoría debería jugar el papel más importante a la hora de seleccionar el modelo. Asimismo, el principio de parcidad debe guiar el procedimiento de selección. Así, *ceteris paribus*, es mejor un modelo con menos parámetros (menos complejo) que otro con más parámetros (más complejo).

La disponibilidad de microdatos de hogares con información sobre ingresos y condiciones de vida desagregada territorialmente es muy limitada en el caso español. Las alternativas se reducen a la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) a partir de la ampliación de la muestra en 1997 y el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). La principal ventaja del PHOGUE frente a la ECPF para el tipo de análisis propuesto en este trabajo es un tratamiento más detallado de los ingresos y la inclusión de una amplia variedad de variables representativas de las condiciones de vida de la población. A pesar de haber incluido algunos indicadores del equipamiento de los hogares en su cuestionario, la ECPF no contiene información suficiente para realizar un estudio consistente de la privación múltiple.

El análisis empírico se basa en los datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para la muestra española correspondiente al año 2000. Para el resto de las olas, el PHOGUE no resulta una fuente adecuada, puesto que la máxima desagregación territorial es la super-región o NUT1. La muestra ampliada del PHOGUE-2000 permite el análisis regional. Al tomar el hogar como unidad de análisis, se trabajará con una muestra formada por 15614 observaciones. Se trata de un número de observaciones un 50% superior al de la ECPF.

Como es sabido, el PHOGUE es una encuesta longitudinal comenzada en 1994 para todos los países miembros de la Unión Europea. El principal objetivo perseguido por EUROSTAT al crear este panel era la comparabilidad de datos y resultados entre los distintos países miembros. Para conseguirlo, se armonizaron al máximo posible los cuestionarios, la recogida de los datos, la codificación y los sistemas de ponderación. El diseño permite recoger información detallada sobre la renta de cada miembro del hogar así como diferentes aspectos relacionados con las características materiales y demográficas de los hogares, incluyendo, además, algunas valoraciones subjetivas de las dificultades financieras de los hogares. En concreto, en la encuesta aparecen datos sobre las siguientes cuestiones:

- Valoración subjetiva de la capacidad para satisfacer un conjunto de necesidades, tanto bienes como actividades como la renovación parcial del mobiliario, la compra de prendas de vestir nuevas, una semana de vacaciones pagadas al menos una vez al año.

- Dificultades para hacer frente a los gastos ordinarios (hipoteca, alquiler, recibos de suministros o compras aplazadas).
- Equipamiento de la vivienda (existencia de baño o ducha, de cocina independiente o de agua caliente, entre otros aspectos).
- Presencia de problemas en la vivienda (falta de espacio, insuficiencia de luz natural o goteras y humedades).
- Posesión de algunos equipamientos (automóvil, televisor en color, lavavajillas, teléfono, etc.), así como información sobre la razón de la carencia del bien. Este último punto es muy importante puesto que permite aplicar el principio de “carencia forzosa” en la evaluación de los indicadores.

Las ventajas citadas se acompañan de algunos inconvenientes. El PHOGUE no ofrece información sobre el gasto de consumo del hogar, lo que impide completar la descripción obtenida mediante la renta y las condiciones de vida. Si se conocieran los patrones de consumo, se podría eliminar la influencia de la estructura de preferencias sobre las respuestas a algunas preguntas sobre la capacidad económica. Asimismo, la información sobre la situación económica y las condiciones de vida sólo se refiere a la capacidad de adquirir o realizar respectivamente el bien o la actividad y no mide cuántas veces se adquiere o realiza.

3. POBREZA MONETARIA Y PRIVACIÓN MULTIDIMENSIONAL: UN ANÁLISIS POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Una vez presentada tanto la metodología como la base de datos utilizada, es posible una aproximación general a la incidencia de la pobreza monetaria y la privación multidimensional en cada Comunidad Autónoma, para posteriormente analizar la existencia de diferencias regionales en la relación entre ambos fenómenos. Se determinará el nivel de privación y pobreza de cada uno de los hogares para, después, relacionar ambas cuestiones en el ámbito nacional y regional.

Antes de comentar los resultados, es preciso señalar algunas de las opciones metodológicas adoptadas en el trabajo empírico. Como en Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000), no se incluyen entre los componentes de los indicadores de privación, aspectos como la salud, las relaciones sociales o la situación laboral. Respecto al grado

de desagregación del análisis, algunos autores como Layte *et al.* (1999) o Whelan *et al.* (2001a, b) tienen en cuenta la situación económica del hogar y la posesión de bienes duraderos, llamándolas “necesidades básicas” y “necesidades secundarias”. Además, dentro de las condiciones de la vivienda diferencian entre, por un lado, la calidad del entorno (contaminación, ruido, vandalismo o crimen) y, por otro, la calidad de la vivienda (luz o espacio inadecuados, goteras, suelos y marcos de ventanas podridos o con humedades, así como falta de equipamiento del hogar). Algunos estudios previos (Pérez Mayo, 2003) han mostrado, sin embargo, que los aspectos del entorno parecen no discriminar entre los hogares en España, lo que hace aconsejable su no inclusión en este trabajo⁶. Sí parece necesario considerar otra forma de privación relacionada con el estilo de vida, combinando algunas variables pertenecientes a la situación financiera y la posesión de bienes duraderos.

Un análisis exploratorio previo mostró que los indicadores parciales de privación pueden agruparse en tres dimensiones: necesidades básicas, condiciones de la vivienda y necesidades secundarias o estilos de vida. Una primera forma de privación está relacionada con la cobertura de las necesidades básicas e incluiría no permitirse comprar prendas de vestir nuevas, comer carne o pescado cada dos días, invitar a los amigos o la familia a cenar o una copa, retrasarse en los pagos ordinarios⁷ y tener un coche y teléfono. Respecto a las dos últimas variables, se supone que un hogar es pobre si no puede permitirse la posesión de dichos bienes. Una segunda forma de privación está relacionada con las condiciones de la vivienda e incluye la carencia de una cocina separada, de baño o ducha, la ausencia de inodoro en el interior de la vivienda, de agua corriente, la escasez de espacio y la presencia de goteras y humedades. Estas variables solo expresan la ausencia o presencia de dichos problemas, no la capacidad de evitarlos. Por último, en una tercera dimensión de necesidades secundarias o estilo de vida se agruparían variables como no poder permitirse una semana de vacaciones pagadas o reemplazar parcialmente el mobiliario, la posesión de una TV en color, un VCR, un microondas o un lavavajillas.

⁶ Otros trabajos, como Navarro y Ayala (2003) muestran que la extensión de la privación en vivienda es importante. La diferencia de resultados se explica por la consideración en este estudio de algunas variables, como tener o no cocina e inodoro no utilizadas en otros estudios. Su inclusión en el modelo hace que sean muy pocos los hogares que sufran carencias en el conjunto de condiciones de la vivienda.

⁷ Suponemos que un hogar se retrasa en los pagos ordinarios si lo hace en al menos uno de los siguientes pagos: alquiler de la vivienda, hipoteca, suministros y otros pagos relativos a préstamos.

La clasificación de los hogares como privados o no puede variar según la dimensión que se considere para medir la privación. En lo que respecta a las necesidades básicas, se puede realizar una partición de la población en dos grandes grupos: “privados” y “no privados”, estando formado el primero de ellos por hogares que, por un lado, no pueden hacer frente a la compra de prendas de vestir nuevas ni invitar a amigos o familiares a una copa o comida al menos una vez al mes y, por otro, presentan probabilidades cercanas al 25% de privación en el resto de indicadores. En lo que respecta a las condiciones de la vivienda, trabajos anteriores revelan que la mayoría de los hogares reside en un hogar sin los problemas considerados en esta dimensión. Los porcentajes que resultan del PHOGUE son muy pequeños, especialmente en algunas Comunidades Autónomas, por lo que el análisis se centra en las otras dos dimensiones. La dimensión más compleja, por el mayor número de categorías, es la relativa a las necesidades secundarias, lo que se debe a la particular naturaleza de esta dimensión: recoger los aspectos más relacionados con el estilo de vida. Concretamente, se estiman cuatro grupos: “privados”, “privados para actividades”, “privados para bienes” y no “privados”.

Se puede construir un índice global de privación aplicando de nuevo el modelo de clases latentes sobre la privación parcial, con cada variable correspondiente a cada dimensión asignando como ponderación las probabilidades condicionadas. Al incorporar la dimensión secundaria, el índice obtenido mide un concepto de pobreza que supera el marco de las necesidades básicas al incluir algunas cuestiones relacionadas con el estilo de vida. El análisis combinado de las diferentes dimensiones permite diferenciar a los hogares españoles entre “privados” y “no privados”.

En la Tabla 1 se presentan las tasas de privación⁸ estimadas para las Comunidades Autónomas. El primer comentario que se extrae de la tabla es la existencia de patrones muy diferentes por Comunidades Autónomas, tanto en lo que se refiere a la distancia respecto a la media nacional, como a su diferente incidencia por tipos de privación. Las tasas de Canarias, por ejemplo, más que duplican la media nacional, mientras que lo contrario sucede en Aragón y Navarra. Varias Comunidades cambian de posición

⁸ Con el objeto de simplificar la representación de los resultados, para la privación secundaria en esta tabla sólo se presenta el porcentaje de hogares situados en la peor situación. No obstante, en los análisis realizados en el trabajo se tienen en cuenta todas las categorías.

cuando se pasa de la privación básica a la secundaria. Este hecho puede estar relacionado con cuestiones como la incidencia y la extensión de la pobreza. Puede que no existan muchos hogares que experimenten una situación severa, aunque la proporción de hogares que no alcanzan un nivel de vida aceptable sea elevada. Destaca también la situación de Madrid o la Comunidad Valenciana, al presentar tasas más elevadas de las que corresponderían a sus niveles medios de renta, más altos que la media nacional.

En línea con lo señalado en apartados anteriores, cobra relevancia tratar de comparar los resultados autonómicos de privación con los indicadores de pobreza monetaria. Como se señaló, las tasas de pobreza se han calculado tomando como referencia el 50% de la renta de los hogares ajustada por una escala paramétrica ($\phi=0.5$). Es preciso notar que en el PHOGUE aparecen dos tipos de información sobre la renta: de una parte, se recoge la renta neta total del año natural anterior a la encuesta y, por otro, la renta neta mensual del año en el que se realiza la encuesta. Aunque existen recomendaciones del Comité de Expertos de la Unión Europea sobre indicadores sociales (Atkinson et al., 2002) que consideran más adecuado el segundo concepto, la mayor parte de los trabajos utilizan la primera variable, siguiendo el mismo concepto en este trabajo.

La Tabla 2 recoge los resultados de los dos indicadores propuestos –extensión e intensidad de la pobreza– por Comunidades Autónomas. Cabe destacar dos resultados especialmente relevantes. En primer lugar, la ordenación resultante de los indicadores de privación difiere sustancialmente de la que se desprende de las tasas de privación estimadas. En segundo lugar, destaca, en general, la correspondencia entre los rankings de incidencia y extensión de la pobreza. Las reordenaciones son de escasa magnitud y en ningún caso una Comunidad Autónoma donde la extensión de la pobreza es baja presenta problemas de elevada intensidad. En ambos casos, se aprecia una clara relación lineal entre los indicadores de pobreza y la renta media de las CCAA, al presentar las regiones más ricas indicadores sustancialmente menores⁹.

⁹ El estrecho vínculo entre renta media y bienestar aparece también cuando en lugar de centrar la atención en la cola inferior de la distribución de la renta se utilizan funciones de bienestar abreviadas para constatar la diferencia entre Comunidades Autónomas. Ver Ayala *et al.* (2005).

Este hecho hace que sea interesante explorar la relación entre las distintas dimensiones de la privación y los conceptos de pobreza. Un estudio limitado a la comparación de la extensión de la pobreza y la privación mediante la tasa de privación agregada y el índice H ocultaría todas las posibles relaciones entre la pobreza severa y la privación básica, relación que, dada la definición de esta última, se espera que sea fuerte.

4. LA RELACIÓN ENTRE POBREZA Y PRIVACIÓN: ¿QUÉ APORTA LA DESAGREGACIÓN TERRITORIAL?

La estimación de un cuadro de indicadores de privación y pobreza por Comunidades Autónomas ofrece un primer elemento de evaluación de las relaciones entre ambos fenómenos. Las reordenaciones de Comunidades Autónomas según se adopte una u otra perspectiva cambian sensiblemente. Tales resultados encajan bien con la evidencia empírica revisada en apartados anteriores, siendo numerosos los trabajos que al estudiar la pobreza y los niveles de vida en algunos países desarrollados han llegado a la conclusión de que los bajos niveles de renta no implican necesariamente niveles de vida insuficientes. En España, como se señaló, el trabajo inicial de Martínez y Ruiz-Huerta (1999) mostraba una baja relación entre la renta y los índices de privación, lo que les llevaba a concluir que no se podía establecer un umbral objetivo de renta parecido al propuesto por Townsend (1979).

Un procedimiento para estudiar las relaciones entre la incidencia de la privación y la renta de los hogares es observar cómo se distribuye la población por percentiles de ingresos. Si la relación fuera significativa cabría esperar un perfil monótono decreciente. El Gráfico 1 muestra la desigual distribución de la privación por decilas de renta. Aunque la representación gráfica parece mostrar un perfil curvilíneo, deja claro que la incidencia de la privación es muy superior en las dos primeras decilas.

Cabría esperar, por tanto, un importante grado de asociación estadística entre los indicadores de pobreza monetaria y de privación global. Una aproximación directa para analizar la correspondencia entre ambos indicadores es elaborar una matriz resumida de posibles estados de los hogares, en la línea marcada por Hallerod (1994) y Notan y Whelan (1996). La Tabla 3 permite apreciar que los “pobres consistentes”, o en otros

términos los que lo son considerando tanto criterios de renta como de privación, son relativamente pocos (alrededor de un 4% de los hogares). Los resultados obtenidos no parecen especialmente sensibles a la metodología utilizada para medir la privación. Se han realizado simulaciones con otros índices de privación propuestos en la literatura, como los de Nolan y Whelan (1996) o D'Ambrosio y Peragine (2001), comparándolos con la renta equivalente de los hogares (en logaritmos), obteniendo resultados muy parecidos. Es destacable, en cualquier caso, el grupo de hogares pobres que no presentan una situación de pobreza multidimensional.

La búsqueda de relaciones significativas pasa, sin embargo, por la utilización de medidas apropiadas de asociación estadística. Si se utilizan los estadísticos más comunes para explorar la relación entre ambas variables se llega a una misma conclusión: aunque existe algún grado de relación, puesto que se rechaza la hipótesis de independencia, se confirma que ésta no es muy fuerte, dado que los respectivos coeficientes son, en general, reducidos (Tabla 4). El coeficiente más elevado se da, como cabría esperar, entre la tasa de privación secundaria y la tasa de pobreza.

Cabe recordar que detrás de este resultado subyace el hecho mencionado de que la privación secundaria no refleja tanto la incapacidad para satisfacer unas necesidades mínimas, sino para mantener un estilo de vida aceptable. Podría considerarse como una manifestación de precariedad social o una situación no muy alejada del umbral de pobreza. Los bienes y actividades relacionados con esta dimensión están muy relacionados con el nivel de renta, por lo que se espera que a medida que ésta aumente, sea más probable adquirirlos o realizarlos.

Una vez analizada la relación en el nivel nacional, cabe preguntarse si existen diferencias regionales enmascaradas en el proceso de agregación. En línea con la hipótesis vertida anteriormente, la búsqueda de relaciones agregadas podría esconder el posible efecto que produce la heterogeneidad que afecta a las características de los hogares. Las asimetrías en los procesos de crecimiento económico, con una elevada dispersión de los niveles de riqueza y ocupación, junto las diferencias en los patrones de cambio demográfico y en las características sociolaborales regionales podrían esconder la existencia de formas muy distintas en la traducción de la insuficiencia de ingresos en carencias en el bienestar de los hogares.

Esta heterogeneidad se manifiesta de un modo visible en la representación gráfica de la distribución de la privación por decilas de renta en cada Comunidad Autónoma (Gráfico 2). El perfil es muy similar tanto en la distribución por decilas de renta en cada Comunidad Autónoma (Gráfico 2.a) como cuando se considera la distribución de los hogares de cada Comunidad Autónoma en las decilas definidas según la renta nacional (Gráfico 2.b). El principal dato a destacar es la profunda heterogeneidad de la relación. Si bien en la mayoría de las Comunidades Autónomas existe una relación lineal negativa entre el nivel de renta y la privación, en algunas el perfil es claramente decreciente (Galicia, Asturias, Comunidad Valenciana o Andalucía) mientras que en otras se aprecia un trazado mucho más horizontal (Navarra, Aragón o Castilla-La Mancha).

Como consecuencia de esta diversidad de relaciones, las medidas de asociación estadística ofrecen un complejo mosaico de resultados (Tabla 5). Aunque no parece existir un patrón definido de diferencias, puede comprobarse que las regiones donde se rechaza la relación poseen unas tasas de pobreza reducidas¹⁰. En el extremo opuesto se sitúan Asturias y La Rioja a pesar de que la relación continúa siendo reducida. En resumen, las divergencias con el agregado nacional son ligeras.

Un último contraste se basa en el planteamiento del problema de forma alternativa. En lugar de analizar si la relación depende de una región en concreto, se estudiará si depende de la incidencia o la intensidad de la pobreza. Así, se reduce la dimensión del problema, puesto que no se tienen en cuenta los efectos de una Comunidad específica, sino de las CCAA que tengan una situación parecida. Puesto que la relación será más fuerte cuanto mayor sea el grado de consistencia o solapamiento entre ambos fenómenos, la cuestión clave es el grado de consistencia. Ésta se puede medir como una variable dicotómica que toma el valor 0 cuando el hogar es pobre y privado o no pobre y no privado y 1 si sufre privación y no pobreza o viceversa.

Parecen existir diferencias importantes en el grado de solapamiento puesto que los valores se extienden desde el 63,40 por ciento de Extremadura hasta el 87,90 por ciento

¹⁰ El índice de disimilaridad $SIM(P_L, P_F)$ propuesto por Dagum y Costa coincide con estos resultados. Este índice es la proporción de hogares pobres según un criterio que también son pobres según el otro.

de Madrid. Para confirmar la significatividad de estas diferencias, se ha estimado si los valores medios tanto de la incidencia como de la intensidad son diferentes tanto para los hogares bien identificados como para los discordantes. Si las medias fueran diferentes se podría afirmar que la relación pobreza-privación se ve afectada por las características de las Comunidades Autónomas. Por ejemplo, si la extensión media para los hogares coincidentes fuese mayor, se podría afirmar que en las CC.AA. donde la pobreza es más extensa se esperaría que la relación entre pobreza y privación fuera mayor.

Los resultados al 95% de confianza de las diferencias de medias presentados en la tabla 6 muestran que la extensión afecta más que la intensidad de la pobreza. La extensión media de la pobreza para los hogares coincidentes es alrededor de un 0.03 superior a la del otro grupo. Es más probable, por tanto, que en las regiones con una tasa mayor la relación entre pobreza y privación sea más fuerte. Para la incidencia, el intervalo estimado para la diferencia de medias es de menor amplitud. En consecuencia, el efecto de la intensidad sobre la relación, aunque existe, es más ligero: mientras que la extensión media en los hogares coincidentes es un 16 por ciento mayor que para el otro grupo, la intensidad media sólo es un 8 por ciento superior.

5. Conclusiones

El estudio tradicional de la pobreza mediante una única variable de carácter monetario se ha visto confrontado en los últimos años con distintas propuestas de análisis multidimensional, que descansan, mayoritariamente, en la teoría de las capacidades de Sen. Estas propuestas han saltado desde el terreno académico al ámbito de la toma de decisiones políticas. A partir de la elaboración de Planes Nacionales de Inclusión Social, la Comisión Europea ha comenzado a recoger un conjunto de indicadores sociales sobre pobreza y exclusión social mediante el uso de una base de datos –el Panel de Hogares de la Unión Europea– especialmente adecuada para el estudio de estos fenómenos.

La relación entre el nivel de renta de los hogares y las situaciones de privación multidimensional ha recibido una notable atención en la literatura especializada. El objetivo principal de este trabajo ha sido determinar si un bajo nivel de renta implica también un bajo nivel de vida, para contrastar la consistencia de las estimaciones de

pobreza basadas en criterios monetarios. El grueso de la evidencia empírica, aunque con diferencias por países, apunta a cierto grado de asociación estadística entre ambas medidas, aunque la relación es generalmente débil. Este trabajo se enmarca en la misma línea de investigación, e incorpora dos elementos alternativos a la corriente principal de análisis: la construcción de índices sintéticos de privación a través de un modelo de clases latentes y el análisis de la relación entre privación multidimensional y pobreza monetaria incorporando la heterogeneidad que surge de las diferencias entre Comunidades Autónomas.

De las estimaciones realizadas destaca la confirmación de una débil relación entre pobreza y privación. El análisis de las tasas regionales muestra que ese resultado no es una característica exclusiva del agregado nacional, sino que en la mayoría de las regiones se reproduce este fenómeno. Existen, sin embargo, importantes diferencias entre Comunidades Autónomas. Mientras que algunas registran una relación casi lineal, en otras apenas existe asociación estadística. Se aprecian también resultados diferentes según cuál sea la perspectiva de pobreza, extensión e intensidad, adoptada para trazar el cuadro de relaciones. Los contrastes estadísticos realizados muestran que la relación con la privación es más estrecha cuando se utilizan indicadores de extensión de la pobreza en lugar de poner el acento en su intensidad.

La habitual consideración de una perspectiva agregada en el análisis de la relación entre privación y pobreza podría encubrir, por tanto, la existencia de relaciones mucho más significativas en determinadas áreas territoriales. La identificación de un núcleo consistente de pobreza en esas zonas debería contribuir a un diseño más ajustado de las políticas destinadas a los hogares más desaventajados, especialmente en contextos como el español, donde este tipo de intervención pública se ha visto afectado por un proceso de creciente descentralización territorial.

Resulta necesaria, en cualquier caso, una mayor profundización en el análisis de las relaciones estudiadas. Entre otras extensiones, parece lógico tratar de estimar el modelo de clases latentes particularizado para cada región, junto a la construcción de modelos estructurales que estimen la pobreza y la privación como función de una serie de determinantes, entre los que se incluiría la Comunidad Autónoma.

Referencias

- Atkinson, A.B. (1989) *Poverty and social security*, Harvester Wheatsheaf, Londres.
- Atkinson, A.B. (2003): "Multidimensional deprivation: contrasting social welfare and counting approaches", *Journal of Economic Inequality*, 1, 51-65.
- Atkinson, A.B, Cantillon, B., Marlier, E. and Nolan, B. (2002) *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press, Oxford.
- Ayala, L.; Jurado, A. y Pedraja, F. (2005): "Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000", Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales 6/05.
- Ayala, L. y Navarro, C. (2005): "The Dynamics of Housing Deprivation", *First Meeting of the Society for the Study of Economic Inequality*, Palma de Mallorca, 20-22 de Julio de 2005
- Berthoud, R.; Bryan, M. y Bardasi, E. (2004): "Dynamics of Deprivation: the Relationship between Income and Material Deprivation Over Time", Department for Work and Pensions Research Report nº219.
- Bourguignon, F. y Chakravarty, S.R. (2003): "The measurement of multidimensional poverty", *Journal of Economic Inequality*, 1, pp. 25-49.
- Bradshaw, J. and N. Finch. (2003): "Overlaps in Dimensions of Poverty." *Journal of Social Policy* 32, 513-525.
- Brandolini, A. y D'Alessio, G. (2000): "Measuring well-being in the functioning space". *26 th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth*, Cracow, Poland, 2000.
- Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. y Smeeding, T. (1988) "Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Studies (LIS) database, *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.
- Cantó, O. (2000) "Income mobility in Spain: How much is there?" *Review of Income and Wealth*, 46(1), 85-101.
- Cantó, O. (2002) "Climbing out of poverty, falling back in: low incomes' stability in Spain". *Applied Economics*, 34, 1903-1916.
- Chakravarty, S.R. y D'Ambrosio, C. (2003): "The Measurement of Social Exclusion", DIW Discussion Paper nº364, Berlin.
- D'Ambrosio, C. y Peragine, V. (2001) *Measuring social exclusion*, mimeo, Università Bocconi, Milán.
- Dagum, C. y Costa, M. (2004) "Analysis and Measurement of Poverty. Univariate and Multivariate Approaches and their Policy Implications" en: C. Dagum and G. Ferrari (Eds.) *Household Behaviour, Equivalence Scales, Welfare and Poverty*, Physica-Verlag, Heidelberg y New York, 221-271.
- Desai, M. y Shah, A. (1988) "An econometric approach to the measurement of poverty". *Oxford Economic Papers*, 40(3), 505-522.

Deustch, J. y Silber, J. (2005): "Measuring multidimensional poverty: an empirical comparison of various approaches". *Review of Income and Wealth*, 51, 145-174.

Dutta, I., Pattanaik, P.K. y Xu, Y. (2003): "On Measuring Deprivation and the Standard of Living in a Multidimensional Framework on the Basis of Aggregate Data", *Economica*, 70, 197-221.

EUROSTAT (2000) *European social statistics. Income, poverty and social exclusion*. Luxemburgo.

Fouarge, D. y Muffels, R., (2000) *Persistent poverty in the Netherlands, Germany and the UK. A model-based approach using panel data for the 1990s*, European Panel Analysis Group Working Paper n° 15, Colchester, Universidad de Essex.

Gailly, B. y Hausman, P. (1984) "Desavantages relatifs a une Mesure Objective de la Pauvreté" in G. Sarpellon (ed.), *Understanding poverty*, Instituto internazionale J. Maritain, Milán.

Halleröd, B. (1994) *A new approach to the direct consensual measurement of poverty*. Social Policy Research Centre Discussion Paper no 50, New South Wales University.

Hirschberg, J.G., Maasoumi, E. y Slottje, J. (1991) "Cluster analysis for measuring welfare and quality of life across countries", *Journal of Econometrics*, 50, 131-150.

Iceland, J. y Bauman, K. (2004): "Income Poverty and Material Hardship: How Strong Is the Association?", National Poverty Center Working Paper Series 04-17.

Layte, R., Maître, B. Nolan, B. y Whelan, C.T. (1999) *Income deprivation and economic strain*, European Panel Analysis Group Working Paper no 5, Colchester, Universidad de Essex.

Layte, R., Maître, B. Nolan, B. y Whelan, C.T. (2001a) "Explaining levels of deprivation in the European Union", *Acta Sociologica*, 44(2), 105-122.

Layte, R., Maître, B. Nolan, B. y Whelan, C.T. (2001b) "Persistent and Consistent Poverty in the 1994 and 1995 Waves of the European Community Household Panel Study", *Review of Income and Wealth* 47, 427-449.

Lenoir, R. (1974). *Les Exclus: Un Français sur Dix*. Editions du Seuil, París.

Maasoumi, E. y Nickelsburg, G. (1988) "Multivariate measures of well-being and an analysis of inequality in the Michigan data". *Journal of Business and Economic Statistics*, 6, 327-334.

Mack, J. y Lansley, S. (1985) *Poor Britain*. Allen and Urwin, Londres.

Martínez, R. y Ruiz-Huerta, J. (1999) "Algunas reflexiones sobre la medición de la pobreza. Una aplicación al caso español", en: J.M. Maravall (Ed.), *Dimensiones de la desigualdad. III Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza*, Fundación Argentaria y Visor Editorial, Madrid, Vol. 1, 367-428.

Martínez, R. y Ruiz-Huerta, J. (2000) "Income, multiple deprivation and poverty: an empirical analysis using Spanish data". 26a IARIW General Conference. Cracovia.

Mayer, S.E. y Jencks, C. (1989) "Poverty and the distribution of material resources" *Journal of Human Resources*, 24, 88-113.

- Mayer, S.E. y Jencks, C. (1993): "Recent Trends in Economic Inequality in the United States: Income Vs. Expenditures Vs. Material Well-Being". En Papadimitriou, D. y Wolff, E. (eds.): *Poverty and Prosperity in the USA in the Late Twentieth Century*. London: MacMillan.
- Muffels, R. and Fouarge, D. (2001) "Do European welfare regimes matter in explaining social exclusion? Dynamic analyses of the relationship between income poverty and deprivation: a comparative perspective", ESPE Conference, Atenas.
- Navarro, C. y Ayala, L. (2003) "La exclusión en vivienda en España: una aproximación a través de índices multidimensionales de privación", X Encuentro de Economía Pública, Universidad de La Laguna.
- Nolan, B. y Whelan, C.T. (1996) *Resources, deprivation and poverty*, Clarendon Press, Oxford.
- Pérez Mayo, J. (2003) *Modelos dinámicos de variables latentes aplicados a la construcción de indicadores económicos y sociales*. Servicio de Publicaciones de la Universidad de Extremadura, Cáceres.
- Pérez-Mayo, J. (2005) "Identifying deprivation profiles in Spain: a new approach", *Applied Economics* 37, pp. 943-955.
- Ram, R. (1982) "Composite indices of physical quality of life, basic needs fulfilment and income. A principal component representation", *Journal of Development Economics*, 11, 227-247.
- Rector, R.; Johnson, K.A. y Youssef, S.E. (1999). "The Extent of Material Hardship and Poverty in the United States", *Review of Social Economy* 57, 351-387.
- Runciman, W.G. (1966) *Relative deprivation and social justice*, Routledge and Kegan Paul, Londres.
- Sen, A.K. (1992) *Inequality re-examined*. Harvard University Press, Cambridge.
- Stevens, A.H. (1994) "Persistence in poverty and welfare: the dynamics of poverty spells: updating Bane and Ellwood", *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, 84, 34-37.
- Stevens, A.H. (1999) "Climbing out of poverty, falling back in: measuring the persistence of poverty over multiple spells", *Journal of Human Resources*, 3, 557-588.
- Townsend, P. (1979) *Poverty in the United Kingdom*, Penguin Books, Harmondsworth.
- Tsakoglou, P. y Papadopoulos, F. (2002) "Poverty, material deprivation and multidimensional disadvantage during four life stages: Evidence from ECHP", en: M. Barnes, C. Heady, S. Middleton, J. Millar, F. Papadopoulos, G. Room y P. Tsakoglou (Eds.), *Poverty and Social Exclusion in Europe*, Edward Elgar Publishing, Londres.
- Whelan, C.T., Layte, R. y Maître, B., (2002a) "Multiple deprivation and persistent poverty in the European Union", *Journal of Applied Social Science Studies*, 122, 31-54.
- Whelan, C.T., Layte, R. y Maître, B. (2002b) « Persistent deprivation in the European Union », *European Sociological Review*, 17(4), 357-372.

Tabla 1. Distribución regional de la privación

CC.AA.	<i>Básica</i>	<i>Orden</i>	<i>Secundaria</i>	<i>Orden</i>	<i>Global</i>	<i>Orden</i>
Andalucía	6,50%	11	10,35%	9	8,50%	6
Aragón	0,80%	17	2,86%	17	2,00%	17
Asturias	7,10%	3	14,18%	3	7,60%	8
Baleares	4,70%	9	7,36%	14	5,00%	15
Canarias	14,40%	1	19,80%	1	15,60%	1
Cantabria	6,70%	13	11,28%	7	7,20%	9
Castilla – La Mancha	3,80%	15	8,30%	11	5,20%	14
Castilla y León	6,20%	10	10,58%	8	7,10%	11
Cataluña	4,30%	12	7,83%	13	5,30%	13
Comunidad Valenciana	8,20%	4	10,01%	10	8,40%	7
Extremadura	8,20%	7	12,38%	5	10,70%	3
Galicia	8,10%	5	15,34%	2	11,20%	2
La Rioja	7,20%	2	8,25%	12	7,20%	10
Madrid	6,40%	6	11,60%	6	8,70%	5
Murcia	6,10%	8	12,93%	4	8,80%	4
Navarra	2,40%	15	3,86%	16	2,90%	16
País Vasco	5,40%	14	7,02%	15	5,60%	12
España	6,30%		10,90%		7,70%	

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

Tabla 2. Distribución regional de la pobreza

CCAA	<i>FGT(0)</i>	<i>Orden</i>	<i>FGT(1)</i>	<i>Orden</i>
Andalucía	29,97%	3	0,080	2
Aragón	14,35%	12	0,033	16
Asturias	15,18%	11	0,044	11
Baleares	12,30%	15	0,048	10
Canarias	22,97%	5	0,070	5
Cantabria	15,39%	10	0,043	12
Castilla-La Mancha	31,14%	7	0,070	4
Castilla y León	21,72%	2	0,049	8
Cataluña	11,49%	17	0,031	17
Com. Valenciana	22,07%	6	0,066	6
Extremadura	40,66%	1	0,092	1
Galicia	19,61%	8	0,055	7
La Rioja	19,04%	9	0,049	9
Madrid	11,66%	16	0,033	15
Murcia	24,54%	4	0,071	3
Navarra	12,95%	14	0,039	14
País Vasco	13,64%	13	0,040	13
España	20,04%		0,054	

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

Tabla 3. Distribución de la población según pobreza y privación (% sobre el total)

<i>Privación global</i>	Pobreza monetaria	
	Pobres	No pobres
Privados	3,70%	4%
No privados	16,40%	75,90%
<i>Privación básica</i>		
Privados	3,10%	3,2%
No privados	16,9%	76,80%
<i>Privación secundaria</i>		
Privados	4,80%	6,10%
Privados para actividades	1%	3,30%
Privados para bienes	9,70%	22,1%
No privados	4,50%	48,40%

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

Tabla 4. Relación entre pobreza y privación (estadísticos)*

<i>Privación global – Pobreza monetaria</i>	Estadísticos
χ^2	594,2
V de Cramer	0,2
Coefficiente de contingencia	0,2
<i>Privación básica – Pobreza monetaria</i>	
χ^2	526,7
V de Cramer	0,188
Coefficiente de contingencia	0,185
<i>Privación secundaria – Pobreza monetaria</i>	
χ^2	1613,4
V de Cramer	0,329
Coefficiente de contingencia	0,312

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

*Todos los coeficientes son significativos al 5 y 1 por ciento.

Tabla 5. Relación entre pobreza y privación global

C. Autónomas	χ^2	V de Cramer	Coef. Contingencia
Andalucía	11,077	0,213	0,209
Aragón	5,469	0,106	0,105
Asturias	55,502	0,368	0,346
Baleares	3,761 ^a	0,112 ^o	0,112 ^o
Canarias	16,070	0,165	0,163
Cantabria	13,883	0,267	0,258
Castilla-La Mancha	9,566	0,118	0,117
Castilla y León	40,286	0,200	0,196
Cataluña	113,855	0,212	0,207
Com. Valenciana	77,802	0,223	0,218
Extremadura	12,727	0,172	0,170
Galicia	32,326	0,178	0,176
La Rioja	13,955	0,379	0,355
Madrid	76,590	0,215	0,210
Murcia	16,837	0,203	0,109
Navarra	0,253 ^a	0,0035 ^o	0,0035 ^o
País Vasco	15,229	0,145	0,143

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE. ^a No se rechaza la hipótesis de independencia. ^oNo significativos al 5%.

Tabla 6
Contrastes de igualdad de varianzas y medias

a) Extensión de la pobreza

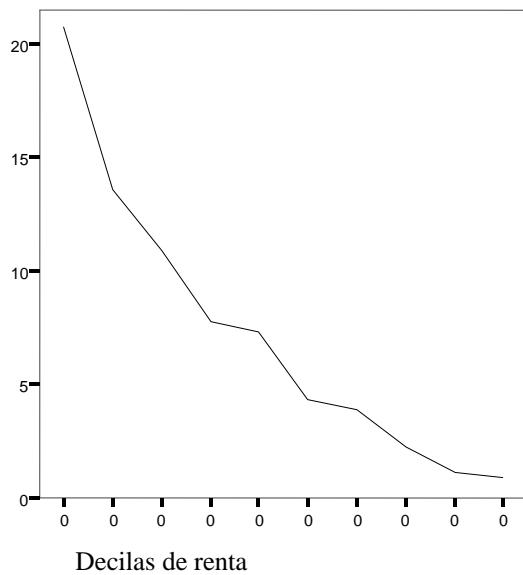
		Prueba de Levene para la igualdad de varianzas		Prueba T para la igualdad de medias						
		F	Sig.	t	gl	Sig. (bilateral)	Diferencia de medias	Error típ. de la diferencia	95% Intervalo de confianza para la diferencia	
									Inferior	Superior
<i>Extensión</i>	<i>Se han asumido varianzas iguales</i>	76,4	0,00	18,6	14868	,000	-,0306	,00164	-,03378	-,02734
	<i>No se han asumido varianzas iguales</i>			17,5	4379	,000	-,0306	,00175	-,03398	-,02714

b) Intensidad de la pobreza

		Prueba de Levene para la igualdad de varianzas		Prueba T para la igualdad de medias						
		F	Sig.	T	gl	Sig. (bilateral)	Diferencia de medias	Error típ. de la diferencia	95% Intervalo de confianza para la diferencia	
									Inferior	Superior
<i>Intensidad</i>	<i>Se han asumido varianzas iguales</i>	37,8	0,000	5,29	14868	,000	-,00465	,00088	,00638	-,00293
	<i>No se han asumido varianzas iguales</i>			5,10	5646,97	,000	-,00465	,00078	,00617	-,00313

Gráfico 1 Distribución de la población por decilas

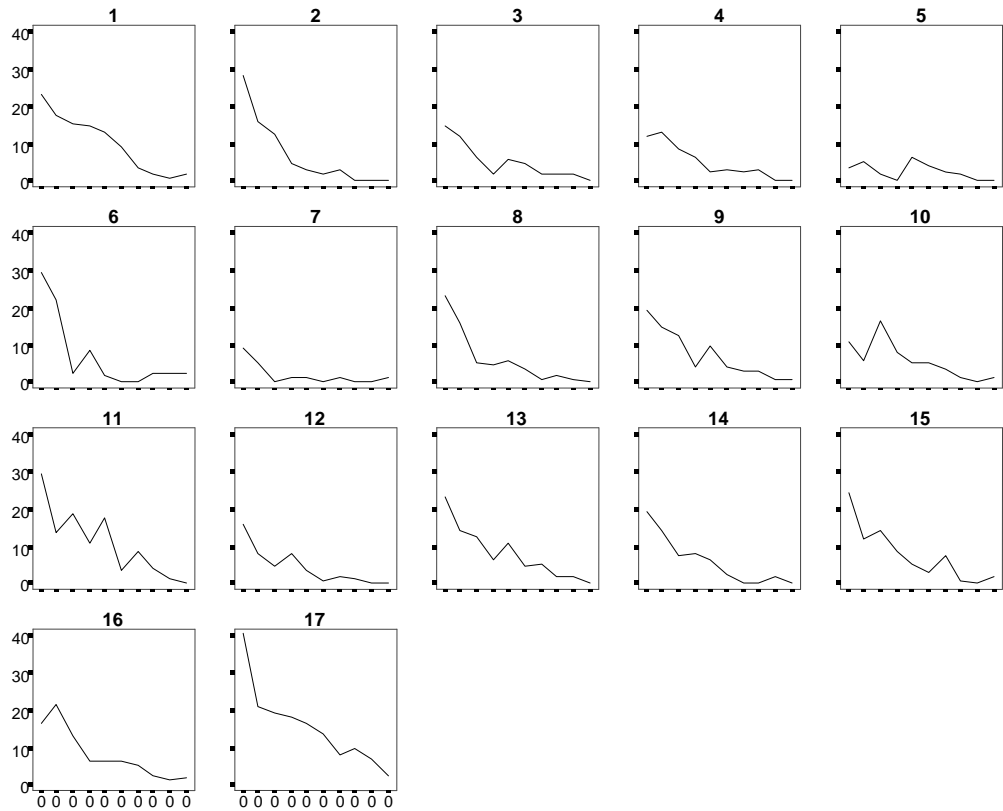
Privación



Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

Gráfico 2 Distribución de la población por decilas y Comunidades Autónomas

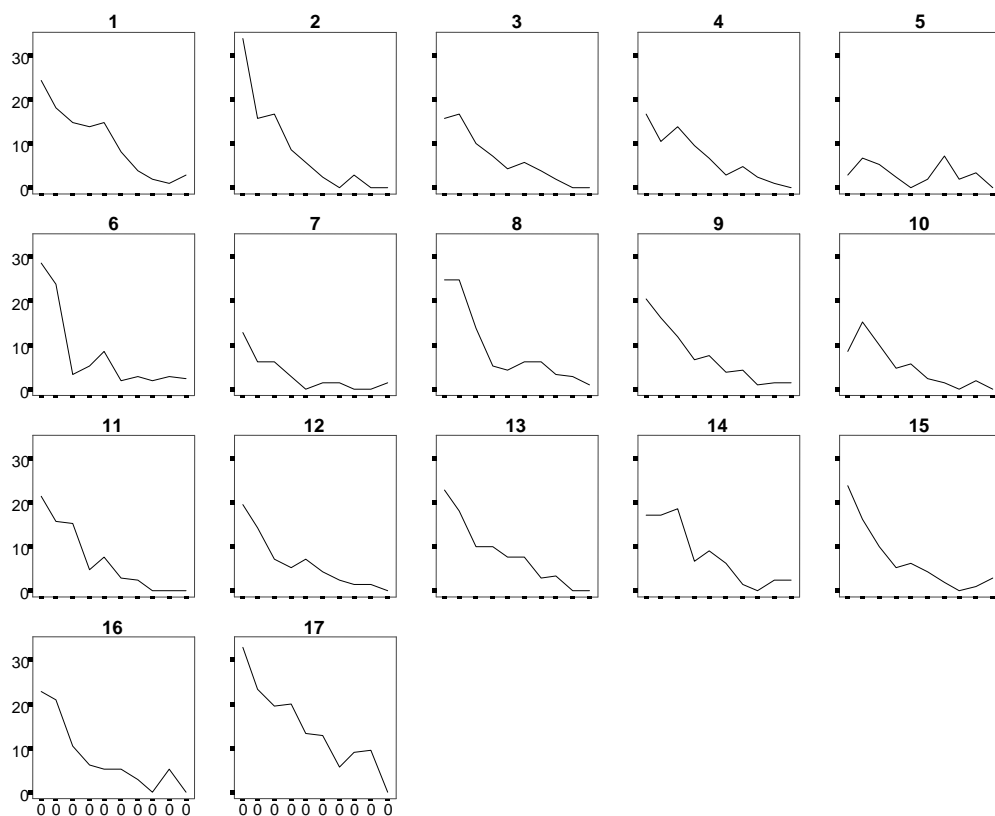
a) Decilas autonómicas



1: Galicia, 2: Asturias, 3: Cantabria, 4: País Vasco, 5: Navarra, 6: La Rioja, 7: Aragón, 8: Madrid, 9: Castilla y León, 10: Castilla-La Mancha, 11: Extremadura, 12: Cataluña, 13: C.Valenciana, 14: Baleares, 15: Andalucía, 16: Murcia, 17: Canarias

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.

b) Decilas nacionales



1: Galicia, 2: Asturias, 3: Cantabria, 4: País Vasco, 5: Navarra, 6: La Rioja, 7: Aragón, 8: Madrid, 9: Castilla y León, 10: Castilla-La Mancha, 11: Extremadura, 12: Cataluña, 13: C.Valenciana, 14: Baleares, 15: Andalucía, 16: Murcia, 17: Canarias

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE.