

**Heterogeneidad de la privación multidimensional en los hábitats  
urbanos y rurales en la crisis**

(versión preliminar)

Luis Ayala Cañón

*Universidad Rey Juan Carlos*

Antonio Jurado Málaga

Jesús Pérez Mayo

*Universidad de Extremadura*

## **Heterogeneidad de la privación multidimensional en los hábitats urbanos y rurales en la crisis**

### **Abstract**

El objetivo de este trabajo es analizar los cambios en la pobreza multidimensional en las áreas rurales durante la crisis económica. Se pretende contribuir a una mejor identificación de las tendencias del problema y a su caracterización en este tipo de hábitats a partir de dos líneas de análisis. En primer lugar, se analiza la privación material en las distintas áreas mediante un modelo de clases latentes aplicando una clasificación comarcal suficientemente desagregada, a partir de una explotación específica de la Encuesta de Condiciones de Vida correspondiente a los años 2005 y 2012. En segundo lugar, se realizan diferentes análisis de descomposición de la privación material, teniendo en cuenta tanto el doble componente intracomarcal y las diferencias entre comarcas como la realización de contrafactuales para identificar los principales factores que explican el cambio en la privación en las distintas áreas analizadas durante el período de crisis.

*Palabras clave:* privación, pobreza, clases latentes, áreas rurales, ECV

*JEL:* I32, R13

## INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

Una de las dimensiones menos estudiadas de las situaciones de pobreza monetaria y, en general, en el análisis de las condiciones de vida de los hogares, es la relación entre el territorio y las tendencias y características de los procesos que determinan aquéllas. Entre la variedad de elementos que en las sociedades contemporáneas condicionan la evolución y los perfiles de la pobreza y la privación material puede decirse que la dimensión espacial ha recibido menos atención que otros factores explicativos.

Incluso dentro del ámbito espacial, generalmente se ha incidido más en la dimensión política-administrativa, como la influencia sobre la pobreza de la unidad territorial, región o provincia donde residen los individuos, que en la identificación de las diferencias y características de la pobreza y la privación en hábitats rurales diferenciados. Normalmente se ha considerado el entorno rural como una única entidad agregada, obviando la acusada heterogeneidad que en la práctica existe entre las distintas comarcas.

Esta consideración relativamente marginal de la dimensión rural como tema relevante en el análisis del proceso distributivo en general y de la pobreza y privación en particular responde a varias razones. En primer lugar, en contraste con la realidad social de hace varias décadas, en la mayoría de los países de renta alta ha seguido disminuyendo la contribución del sector primario al PIB y a la ocupación, reduciéndose notablemente, por tanto, la contribución de las zonas rurales a la pobreza y la desigualdad. El progresivo despoblamiento de las zonas rurales, por un lado, y el envejecimiento de la población en estas áreas han limitado el análisis de las condiciones de vida en este ámbito al análisis de los problemas de adecuación de las prestaciones sociales y de acceso a servicios básicos de bienestar social.

Existen, además, razones metodológicas y de limitada disponibilidad de información que dificultan contar con suficiente desagregación territorial en los análisis

---

<sup>1</sup> Luis Ayala agradece la financiación recibida de la Comunidad de Madrid (Proyecto “*Desigualdad, pobreza e igualdad de oportunidades*”, S2015/HUM-3416-DEPOPOR-CM) y del Ministerio de Economía y Competitividad (ECO2013-46516-C4-3-R). Antonio Jurado y Jesús Pérez-Mayo agradecen la financiación recibida de la Junta de Extremadura y los Fondos FEDER (GR15023).

de pobreza y privación. El estudio de los aspectos territoriales ha supuesto tradicionalmente un reto importante para la medición y modelización de ambos fenómenos (Ravallion, 2016). La cuestión central de delimitación del umbral de pobreza resulta especialmente compleja cuando son necesarias líneas específicas, ajustadas a las características de cada territorio. Si bien se han dado avances importantes en la construcción de líneas de pobreza corregidas con distintos índices del coste de la vida (Nord y Leibtag, 2005; Jolliffe, 2006; Earley y Olsen, 2013; Ayala, Jurado y Pérez-Mayo, 2014), la construcción de umbrales adecuados para zonas de población muy dispersa todavía supone un reto para la investigación aplicada.

Lo mismo sucede cuando en lugar de indicadores de pobreza monetaria el objetivo de la investigación es la construcción de índices representativos de las situaciones de privación material, siendo notables las dificultades para trasladar los índices utilizados en los estudios nacionales de privación multidimensional al ámbito rural. Como señalan Haase y Walsh (2007), los conceptos construidos para el análisis de datos a nivel individual no deben aplicarse tal cual a nivel espacial. En segundo lugar, los enfoques para la construcción de indicadores de privación múltiple deberían descansar en una clara conceptualización de las dimensiones y no reducirse a un enfoque meramente aditivo de dimensiones. En tercer lugar, debería recibir especial consideración el concepto de oportunidad, fundamental para la medición adecuada de la privación rural.

A las dificultades para adaptar las decisiones metodológicas habituales a ámbitos territoriales más desagregados se une la propia heterogeneidad de las zonas rurales, causada tanto por la diversidad de los patrones de especialización productiva como por las diferencias en la estructura sociodemográfica, con tamaños y densidades de población muy distintos, que hacen hablar más de “ruralidades” que de lo rural. Dada la falta de disponibilidad de datos suficientemente desagregados, a menudo se utilizan clasificaciones excesivamente simplificadoras que únicamente discriminan entre urbano o no urbano a partir de un umbral de población. La realidad rural es mucho más compleja, dependiendo de cuestiones tales como la relación con la actividad económica, las formas de producción o la orografía del terreno. Los problemas de insuficiencia de los ingresos o de carencias materiales pueden diferir notablemente en cada una de esas dimensiones.

Como resultado de los dos límites citados, metodológicos y estadísticos, son pocos los trabajos que informan sobre las diferencias en la extensión y las características de la privación multidimensional en las distintas áreas rurales. Para la mayoría de los países, sin embargo, sí existe información sobre las diferencias entre zonas urbanas y rurales en los niveles de pobreza monetaria, que apuntan claramente a una mayor incidencia de ésta en las segundas. La evidencia disponible para Estados Unidos, por ejemplo, muestra un empeoramiento en el tiempo de la pobreza en las zonas rurales respecto a las urbanas (Ulimwengu y Kraybill, 2004), tanto en términos de renta como de activos (Fisher y Weber, 2005). En el caso de los países de la Unión Europea, los datos comparables de la Encuesta de Condiciones de Vida de la UE reflejan tasas de pobreza sistemáticamente menores en las zonas urbanas que en las rurales (Comisión Europea, 2008).

La mayor incidencia de la pobreza monetaria y su persistencia en el tiempo en las áreas rurales introduce numerosas cuestiones tanto para la investigación como para la toma de decisiones. Algunos trabajos muestran que incluso cuando se controla el efecto de un amplio número de variables individuales y del entorno local existen características no observables en las áreas rurales que hacen que las tasas de pobreza locales sean mayores y que las probabilidades individuales de ser pobre sean más elevadas en esas zonas (Weber *et al.*, 2005). Como han señalado algunos autores, puede haber trampas espaciales de la pobreza derivadas de una baja dotación de “capital geográfico” (físico, social y capital humano), que hacen del hábitat (*place matters*) un factor determinante de su incidencia (Birk *et al.*, 2002). Esta trampa espacial determina tanto que la incidencia de la pobreza sea mayor como que las políticas nacionales que tratan de reducir su incidencia sean considerablemente menos eficaces en estas áreas (Weber *et al.*, 2004; Simmons *et al.*, 2007; Mammen *et al.*, 2011).

Al hecho confirmado de una mayor incidencia de la pobreza en las áreas rurales suele oponerse la hipótesis de que las situaciones de privación material son, por el contrario, menores en las áreas rurales y que en éstas, además, suelen ser menos adversos los efectos de los ciclos económicos recesivos. Son muy pocos, sin embargo, los análisis de la privación material en el ámbito rural. Aunque algunos enfoques de desarrollo creciente se han aproximado indirectamente al tema, como los análisis de la

insuficiencia alimentaria (Mammen *et al.*, 2009) o de los *food deserts* (Fitzpatrick *et al.*, 2016), la aplicación de los nuevos enfoques de privación multidimensional al estudio de las áreas rurales ha sido muy limitada. Mosley y Miller (2004) encontraron para el caso de Estados Unidos que los indicadores eran peores en las grandes ciudades y en las zonas no urbanas. En el caso de España, trabajos anteriores a la crisis mostraron, utilizando distintas categorías de hábitat, un cierto crecimiento de las diferencias, ya fuera en renta per cápita o en tasas de pobreza y privación, entre los entornos urbanos y rurales (Jurado y Pérez-Mayo, 2008). Estas diferencias nacían fundamentalmente de la paulatina dependencia de las rentas en las zonas rurales de las transferencias sociales, tanto por el envejecimiento de la población como por el impacto en la renta agraria de las transferencias de la Unión Europea. Con datos que reflejan ya el efecto de la crisis, se han podido encontrar cambios profundos en la extensión e intensidad de la pobreza así como en la privación material en las zonas rurales (Ayala *et al.*, 2015). Estos cambios, sin embargo, suelen mantenerse en un plano muy secundario por el mayor peso demográfico de las zonas urbanas.

¿Ha supuesto la crisis un mayor empeoramiento de la privación multidimensional en las zonas rurales que en las urbanas? ¿Puede hablarse de un efecto uniforme en los municipios más pequeños? ¿En qué tipo de territorios se observa un mayor aumento de la privación material? Tanto el mayor peso relativo de la población mayor de 65 años en las zonas rurales y el mejor comportamiento de sus rentas en las fases recesivas, como las manifestaciones más acusadas de la pobreza en las áreas urbanas en las crisis –deterioro de la capacidad adquisitiva de los salarios, aumento del número de hogares con todos los activos en paro o crecimiento de la pobreza infantil– podrían anticipar un menor empeoramiento de la situación de los hogares residentes en áreas rurales. No obstante, la ya mencionada variedad de realidades dentro de estas áreas hace difícil predecir cuál ha sido el impacto del cambio de ciclo.

El objetivo de este trabajo es analizar los cambios en la pobreza multidimensional en las áreas rurales en España durante los momentos más álgidos de la crisis económica iniciada en el último tercio de la pasada década. Se pretende contribuir a una mejor identificación de las tendencias del problema y a su caracterización en este tipo de hábitats a partir de dos líneas de trabajo. En primer lugar, se analiza la privación material en las distintas áreas mediante un modelo de clases latentes aplicando una

clasificación comarcal suficientemente desagregada, a partir de una explotación específica de la Encuesta de Condiciones de Vida correspondiente a los años 2005 y 2012, período en el que la tasa de desempleo pasó de menos del 8,5% a más del 26%. En segundo lugar, se realizan diferentes análisis de descomposición de la privación material, teniendo en cuenta tanto el doble componente intracomarcal y las diferencias entre comarcas como la realización de contrafactuales para identificar los principales factores que explican el cambio en la privación en las distintas áreas analizadas durante el período de crisis.

El trabajo se estructura como sigue. En primer lugar, se presentan los datos utilizados en el estudio y los criterios de demarcación de las comarcas. En segundo lugar, se introduce el método de clases latentes utilizado para medir la privación multidimensional. En tercer lugar, se realiza un análisis detallado de la privación en el período de crisis. En cuarto lugar, se descomponen los cambios observados por categorías comarcales. El trabajo se cierra con una breve relación de conclusiones.

## **1. DATOS**

### **1.1. La Encuesta de Condiciones de Vida**

La Encuesta de Condiciones de Vida (EU-SILC) creada por Eurostat en 2004 supuso una notable mejora en la disponibilidad de información sobre ingresos y condiciones de vida de los individuos y hogares de los países europeos. Esta encuesta es la que habitualmente sirve de base estadística para la realización de estudios de pobreza en los países de la Unión Europea. Una importante ventaja respecto a fuentes anteriores, como el Panel de Hogares de la Unión Europea, es que ofrece información suficientemente desagregada territorialmente, cuestión muy importante en países con acusadas diferencias entre regiones y provincias, como es el caso español.

En este trabajo se utiliza la muestra española de la encuesta (ECV) correspondiente a los años 2005 y 2012. Los datos proceden de una explotación específica del Instituto Nacional de Estadística, que incluye, por primera vez, diferenciación comarcal. Se trata de un periodo de profunda recesión económica, con una tasa de desempleo nacional que pasó del 8,4% en el tercer trimestre de 2005 a más

del 26% a finales de 2012. Al adoptar el individuo como unidad de análisis, las muestras utilizadas en este trabajo incluyen 36.678 y 33.573 observaciones, respectivamente.

La estructura y diseño de la encuesta permite la recogida de información muy detallada sobre la renta, tanto de sus valores como de sus componentes, de los miembros del hogar y de determinadas características demográficas y materiales de los hogares, incluyéndose entre ellas la valoración subjetiva sobre el nivel de las dificultades financieras. De esta manera, no sólo es posible analizar o estimar la pobreza monetaria, sino también construir indicadores de privación multidimensional a partir de la información sobre bienestar material que ofrece la encuesta. Aparecen datos, por ejemplo, sobre la valoración subjetiva por parte de los componentes de cada hogar de la capacidad que tienen para satisfacer un conjunto amplio de necesidades, tanto bienes como actividades (una comida de carne o pescado cada dos días, una semana de vacaciones pagadas al menos una vez al año o mantener la vivienda a una temperatura adecuada en el invierno), 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 o de inodoro, entre otros aspectos), presencia de problemas en la vivienda (falta de espacio, insuficiencia de luz natural o goteras y humedades) y la posesión de algunos bienes (automóvil, televisor en color, lavadora, teléfono, etc.). Es importante destacar que las preferencias de los individuos son parcialmente consideradas, puesto que, cuando es posible, se pregunta sobre la capacidad de realizar una actividad o acceder a un bien, así como la razón de su carencia. De esta manera, se puede aplicar el criterio de “carencia forzosa” en la evaluación de los indicadores, reduciendo la posible sobreestimación derivada de carencias libremente elegidas por los individuos.

Pese a estas ventajas para medir la privación multidimensional, la encuesta tiene algunas limitaciones para el desarrollo de este tipo de estudios. Por ejemplo, no contiene información sobre el gasto de consumo del hogar, dato que sería interesante comparar con la renta y los indicadores de condiciones de vida. Es preciso recordar la intensa discusión en la literatura académica sobre la elección de gastos o ingresos del hogar

como indicadores del nivel de bienestar<sup>2</sup>. Además, la información sobre el gasto y los patrones de consumo permitiría reducir el efecto que las preferencias individuales tienen en las respuestas a algunas preguntas sobre capacidad económica. Por último, es preciso señalar que la información sobre las condiciones de vida y las dificultades económicas no se refiere al número de veces que el bien o la actividad se adquiere o realiza, respectivamente, sino a la capacidad de hacerlo al menos una vez.

## **1.2. La definición de áreas rurales**

El carácter territorial de la privación requiere definir inicialmente qué zonas se consideran urbanas y cuáles rurales. Varios estudios utilizan como criterio la clasificación diseñada por la OCDE (1994), basada principalmente en la densidad de población y que considera como zonas rurales a aquellas localidades con una densidad inferior a 150 habitantes por km<sup>2</sup>. A partir de esta información, se pueden clasificar las provincias (NUTS3) como:

- predominantemente rurales (más de la mitad de la población reside en localidades rurales)
- significativamente rurales (entre un 15 y un 50 por ciento de la población vive en municipios rurales)
- predominantemente urbanas (menos de un 15 por ciento de la población reside en localidades rurales)

Dada la superficie de los términos municipales y la distribución demográfica en España la aplicación de este criterio suscita varios problemas. El principal es que muchas ciudades españolas pertenecen a un municipio de baja densidad debido a la extensión de su término municipal, por lo que según el criterio anterior serían calificadas como zonas predominantemente rurales.

Una posible alternativa es la que ofrece Eurostat en la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), en la que aparece una variable para representar el grado de urbanización con tres categorías posibles:

---

<sup>2</sup> Ver, por ejemplo, Kruger y Perri (2006), Fisher *et al.*, (2013) y Meyer y Sullivan (2013), o para el caso español Cantó *et al.* (2008) y Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010).

- zona densamente poblada (conjunto contiguo de unidades locales, cada una de las cuales tiene una densidad de más de 500 habitantes por km<sup>2</sup> y una población total de al menos 50.000 habitantes)
- zona semiurbana o intermedia (conjunto contiguo de unidades locales, no pertenecientes a una zona densamente poblada, donde cada una tiene una densidad superior a los 100 habitantes por km<sup>2</sup> y donde la población total es al menos de 50.000 habitantes o es adyacente a una zona densamente poblada)
- zona escasamente poblada (conjunto contiguo de unidades locales, no formando ni una zona densamente poblada ni una zona intermedia)

Aunque esta clasificación presenta la clara ventaja de estar recogida directamente en la misma base de datos utilizada en el análisis sin necesidad de recodificación, tiene algunos de los problemas de la clasificación anterior, ya que, aunque con menor peso, la densidad de población continúa siendo un criterio de diferenciación de los hábitats. De nuevo, si el municipio fuese la unidad territorial de análisis, algunas ciudades con características y problemas claramente urbanos pero de gran extensión y una baja densidad no serían identificadas como zonas urbanas. Es importante tener en cuenta que la extensión del término municipal se ha diseñado exclusivamente con carácter histórico-administrativo. La densidad media de población está muy lejos del umbral que define a las zonas escasamente pobladas.

Otros trabajos han optado por definir una clasificación a partir de la población municipal para considerar diferentes niveles de urbanización, dada la diversidad poblacional y geográfica española. EDIS *et al.* (1999), con los datos de una encuesta específica realizada entre 1994 y 1996 a 30.000 hogares con ingresos por debajo del umbral de pobreza y Jurado y Pérez-Mayo (2008) aplicaron una misma clasificación, que dividía a los municipios en las siguientes categorías:

- rural (municipios que no superan los 5.000 habitantes)
- semiurbana (municipios entre 5.001 y 50.000 habitantes)
- urbana (municipios entre 50.001 y 500.000 habitantes)
- megaurbana (municipios de más de 500.000 habitantes)

El hecho de ceñirse a un criterio exclusivamente poblacional hace, sin embargo, que esta clasificación sea insuficiente para abordar el estudio de áreas rurales heterogéneas, como las españolas. Para salvar los límites citados, en este trabajo se ha optado por usar una clasificación basada en las ocho categorías o agrupaciones comarcales según los criterios definidos por Pereira *et al.* (2004). Además del tamaño y la densidad de la población se considera también la especialización productiva de las distintas zonas rurales:

- 1) Zonas urbanas: más de 160 habitantes por km<sup>2</sup> ó más de 500.000 habitantes
- 2) Otras zonas de actividad intensiva: entre 80 y 160 habitantes por km<sup>2</sup> o más del 10% de la superficie dedicada a regadío
- 3) Núcleos dispersos: comarcas con un número de núcleos mayor o igual que 30
- 4) Llanuras cerealistas con predominio del minifundio: más del 40% del terreno agrario dedicado a cultivos herbáceos y menos del 50% de los terrenos agrarios en explotación de más de 200 hectáreas
- 5) Llanuras cerealistas con predominio del latifundio: más del 40% del terreno agrario dedicado a cultivos herbáceos y más del 50% de los terrenos agrarios en explotación de más de 200 hectáreas
- 6) Serranías y dehesas con predominio del minifundio: menos del 40% del terreno dedicado a cultivos herbáceos y menos del 50% de los terrenos agrarios en explotación de más de 200 hectáreas
- 7) Serranías y dehesas con predominio del latifundio: menos del 40% del terreno dedicado a cultivos herbáceos y más del 50% de los terrenos agrarios en explotación de más de 200 hectáreas
- 8) Zonas de montaña: comarcas con más del 50% terreno con altitud superior a 1000 metros o más del 48% del terreno presenta una pendiente superior al 3%.

Esta clasificación de comarcas mucho más desagregada que las anteriores permite identificar y considerar una heterogeneidad en el análisis de la privación mucho mayor que la utilizada en trabajos anteriores. Si se aplica esta clasificación a los datos del último Censo de Población y Viviendas (2011) se puede trabajar con 326 comarcas, con datos de más de 8.000 municipios.

La necesaria combinación entre el Censo de Población y Viviendas y la fuente de datos disponible para medir la pobreza y la desigualdad (la ECV) obliga a modificar la clasificación ligeramente. Cuando los individuos y hogares de los microdatos de la Encuesta se agrupan según los criterios anteriores algunas categorías presentan una baja representación en la muestra de la ECV. Debido a tal restricción, se han unido las agrupaciones que además de representar un porcentaje pequeño de la muestra, son relativamente homogéneas en sus principales características, pasando de ocho a seis categorías. La tipología utilizada y la distribución de la población en cada categoría son:

- 1) Zonas urbanas (en ellas reside el 69,4% de la población)
- 2) Otras zonas de actividad intensiva (15,8%)
- 3) Núcleos dispersos (1,8%)
- 4) Llanuras cerealistas con predominio del minifundio + Serranías y dehesas con predominio del minifundio (3,9%)
- 5) Llanuras cerealistas con predominio del latifundio + Serranías y dehesas con predominio del latifundio (5,7%)
- 6) Zonas de montaña (3,4%)

Una manera de comprobar la heterogeneidad en las condiciones de vida en las distintas áreas definidas es comprobar si las situaciones de insuficiencia de ingresos difieren entre ellas. Éstas pueden aproximarse a través de las tasas de pobreza monetaria, estimadas como el porcentaje de población con ingresos por adulto equivalente inferiores al 60% de la mediana. La idea que subyace en este concepto de pobreza relativa es que esa población que está bajo el umbral no recibió los recursos monetarios necesarios para poder llevar un nivel de vida mínimamente aceptable en comparación a su entorno social. La estimación de la pobreza monetaria, medida con criterios relativos, puede servir, además, de puerta de entrada a la medición posterior de la privación multidimensional.

#### [TABLA 1]

La Tabla 1 recoge las tasas de pobreza en las distintas zonas en los dos años considerados. Se puede observar cómo en 2005, según el umbral nacional, casi un 20% de la población obtuvo unos ingresos inferiores al 60% de la mediana nacional. Tras los

primeros años de la crisis, la tasa aumentó significativamente hasta el 22,2%. No obstante, ese incremento no se repartió de forma equitativa entre las distintas zonas del territorio. El rasgo más destacado del cuadro resultante es la diferencia entre las zonas urbanas y las rurales. Antes de la crisis económica, las tasas en las primeras eran más de un 10% más bajas que la media nacional, en claro contraste con cada una de las áreas rurales definidas. En algunas de ellas, como las llanuras cerealistas y serranías y dehesas con predominio del latifundio, las tasas eran casi un 70% mayores que ese promedio. Esas diferencias se acortaron, sin embargo, con la prolongación de la crisis económica, aunque manteniéndose la mejor situación relativa de las zonas urbanas.

Destaca, en segundo lugar, el amplio rango de variación entre las zonas rurales tanto de las tasas como de su variación en el tiempo. En 2005, las mayores tasas de pobreza se registraron en las “llanuras cerealistas con predominio del latifundio” (36,9%) y en las “serranías y dehesas con predominio del latifundio” (32,9%). Durante la crisis disminuyeron notablemente las tasas en los núcleos dispersos y, más moderadamente, en las llanuras cerealistas de ambos tipos, en las serranías y dehesas con predominio del latifundio y en las zonas de montaña, mientras que aumentaron en otras zonas de actividad intensiva y, sobre todo, en las zonas urbanas. Los problemas de destrucción del empleo y de caída de las rentas salariales se concentraron especialmente en estas últimas, mientras que en la mayoría de las áreas rurales la estabilidad en las rentas de buena parte de la población debido al sostenimiento de la capacidad adquisitiva de las pensiones favoreció la caída de las tasas de pobreza relativa.

## **2. EL MODELO DE CLASES LATENTES PARA MEDIR LA PRIVACIÓN MULTIDIMENSIONAL**

### **2.1. El modelo de clases latentes**

A diferencia de la pobreza monetaria, para la que los métodos y procedimientos de medición están más validados y estandarizados tanto en las estadísticas oficiales como en los trabajos académicos, la privación múltiple o multidimensional aún no presenta un corpus metodológico con el mismo grado de consenso, como puede comprobarse en revisiones como las de Boarini y Mira d'Ercole (2006), Lustig (2011) o

Aaberge y Brandolini (2014), a pesar de los importantes avances en la construcción de índices axiomáticos de pobreza multidimensional (Alkire y Foster, 2011a, 2011b).

La literatura especializada ofrece una amplia gama de posibilidades para construir un índice sintético de privación múltiple. La propia opción de un indicador sintético es, de hecho, fruto de una decisión concreta, puesto que la mayoría de bases de datos proporcionan una batería de indicadores de privación sin resumir, siendo la primera disyuntiva el uso de una medida sintética o la consideración conjunta de los diferentes ítems<sup>3</sup>. En trabajos como Berthoud y Bryan (2011) o Chzhen *et al.* (2016) se sigue el enfoque conocido como *counting approach*, en el cual los individuos son identificados como privados si presentan carencias en uno o varios indicadores. De igual manera, el indicador oficial de la Unión Europea, como muestran Guio (2009) y Guio y Marlier (2013), estima la privación material severa cuando los hogares reportan carencias en un número determinado de indicadores del conjunto seleccionado

Para resumir la información contenida en varios indicadores parciales de privación o carencia material es preciso determinar, en primer lugar, la ponderación que debe recibir cada uno de ellos. El procedimiento más simple es asignar la misma ponderación a todos los indicadores parciales, tal como planteó inicialmente Townsend (1979). Esta opción no sólo se encuentra en los trabajos que estudiaron con carácter pionero la pobreza multidimensional, como Townsend (1979), Mack y Lansley (1985) o Mayer y Jencks (1989), sino también en la metodología seguida por Eurostat en su indicador oficial de privación material severa, en el que un hogar se encuentra en esa situación si presenta carencias en cuatro de nueve indicadores, o también en el caso de España en el índice de carencia material publicado por el Instituto Nacional de Estadística, que clasifica a los hogares en dicha situación si están privados en tres de los atributos seleccionados.

---

<sup>3</sup> Combinar en un solo indicador todos los atributos en un único índice presenta la gran ventaja de resumir de manera sencilla un conjunto de la información extensa y compleja. No obstante, este resumen tiene una contrapartida que puede tener cierta importancia: la información que se pierde al agregar los datos parciales. Para resolver este problema, algunos autores realizan un doble proceso de agregación por dimensiones. Por ejemplo, Nolan y Whelan (1996), Layte *et al.* (2000, 2001a), Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000), Whelan *et al.* (2001a,b) y Pérez-Mayo (2005) contemplan distintos factores o dimensiones en el análisis de la pobreza multidimensional, referidos a cuestiones como las necesidades básicas, las secundarias o las condiciones de la vivienda.

El principal inconveniente de este enfoque reside precisamente en su sencillez. Al no asignar diferente peso a los indicadores se acepta el supuesto implícito de que todas las carencias afectan de igual manera al bienestar global. Aparte de la facilidad de cálculo, la ventaja de la ponderación uniforme es una posible menor arbitrariedad. Aunque se piense que no todos los indicadores tienen igual importancia, puede no haber información sobre la necesidad de los bienes y servicios considerados. La decisión del investigador sobre el grado de necesidad podría introducir sesgos en los resultados, que en algunos casos podrían ser menores si se opta por pesos uniformes.

Dados estos límites, se han propuesto alternativas para estimar la importancia de cada atributo a partir de la información recogida en los valores observados. Esta cuestión es importante para el resultado final, como puede observarse en Brandolini y D'Alessio (1998), Decancq y Lugo (2013) o Aaberge y Brandolini (2014). Halleröd (1994) consideró que aquellos bienes considerados por la mayoría de la población como necesarios deben tener más relevancia en la construcción del indicador global. Desai y Shah (1988) para construir su índice de privación utilizaron la proporción de individuos que poseen cada bien en una cantidad mayor a la modal como peso de tales atributos. En España, los trabajos de Martínez y Ruiz-Huerta (1999, 2000) asignaron a cada atributo una ponderación igual al cociente entre la proporción de la población que no carece de cada ítem y la suma de las proporciones para cada indicador, en línea con Whelan *et al.* (2001, 2002) y Muffels y Fouarge (2001), que ponderan cada ítem según la proporción de individuos que lo poseen. Estas propuestas tienen su soporte teórico en la definición de privación realizada por Runciman (1966), en la que una persona se siente más pobre cuanto mejor vea a los demás. Según las propuestas anteriores, un indicador refleja mayor carencia cuanto más extendido esté en la población en general. Una propuesta alternativa mostrada en Guio y Marlier (2013) y Boarini and Mira D'Ercole (2013) consiste en el uso de la importancia declarada para cada indicador de privación en el Eurobarómetro u otras encuestas. Estos autores entienden que esta relevancia declarada puede ser equivalente a la percepción social de la importancia de cada ítem.

Otros autores proponen procedimientos alternativos y más complejos aplicados a las frecuencias observadas. En lugar de simples medias aritméticas o ponderadas y con el objeto de reducir la posible influencia de las opciones metodológicas de los

investigadores y contemplar diferentes dimensiones dentro de la privación global, se han utilizado técnicas estadísticas multivariantes, como el análisis factorial (Nolan y Whelan, 1996; Layte *et al.*, 1999, 2001), el análisis de componentes principales (Ram, 1982, Maasoumi y Nickelsburg, 1988, Klasen, 2000, Lelli, 2005, Coromaldi y Zoli, 2012), el análisis *cluster* (Hirschberg *et al.*, 1991, Ferro Luzzi *et al.*, 2008, Pisati *et al.*, 2010, Whelan *et al.*, 2010, Lucchini y Assi, 2013 y Caruso *et al.*, 2015), el análisis de correspondencias múltiples (Asselin y Tuan Anh, 2008), los modelos de conjuntos borrosos o fuzzy sets (Cerioli y Zani, 1990, Cheli and Lemmi, 1995, Betti *et al.*, 2002, Dagum y Costa, 2004, Deutsch y Silber, 2005, Pérez-Mayo, 2007, Betti *et al.*, 2008, D'Ambrosio *et al.*, 2011, Belhadj, 2012, Belhadj y Limam, 2012, Kim, 2015), el análisis de eficiencia (Lovell *et al.*, 1994, Deutsch and Silber, 2005, Ramos and Silber, 2005, Anderson *et al.*, 2008, Ramos, 2008) o el modelo de variables latentes (Gailly y Hausman, 1984; Dewilde, 2004, Pérez-Mayo, 2005, 2007, Ayala y Navarro, 2007, Jenkins y Cappellari, 2007, Fusco y Dickes, 2008, Ayala *et al.*, 2011, Hildebrand *et al.*, 2012, Raileanu Szeles y Fusco, 2013).

La opción metodológica seguida en este trabajo se encuadra dentro del último tipo de modelos. Se propone usar un modelo de clases latentes, propuesto inicialmente por Lazarsfeld (1950) y Lazarsfeld y Henry (1968). Este tipo de modelos permite estimar o medir una variable no observable directamente como la privación a partir de la información presente en un conjunto de indicadores observables directamente. Entre la amplia gama de modelos de variables latentes, en este trabajo se opta por el de clases latentes por un doble motivo. Estos modelos usan la información recogida en variables discretas para identificar grupos en la población, definidos como clases o categorías de la variable no observable. Al mismo tiempo, se puede observar que los indicadores utilizados son, en su mayoría, variables dicotómicas o binarias que indican la carencia o no en un determinado aspecto de las condiciones de vida de los hogares. Además, la identificación de diferentes grupos en la población según su nivel o perfil de privación permite solventar o, al menos reducir, el problema de la arbitrariedad producida por la elección del umbral o línea de privación. En lugar de determinar qué valor del indicador marca la frontera entre “estar privado” y no estarlo, reproduciendo la discusión habitual al fijar una línea de pobreza monetaria, se analizará qué grupo o perfil recoge a los individuos con un mayor nivel de carencias individuales.

Supóngase, como punto de inicio, que existe un conjunto de  $p$  indicadores parciales de privación  $(x_1, \dots, x_p)$ , con un número de categorías  $I_1, \dots, I_p$ , respectivamente. Existe una variable latente  $x_q$  con un total de  $J$  clases que representa la privación multidimensional. Dados estos supuestos, es posible construir las ecuaciones básicas del modelo:

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

donde

$$\pi_{i_1 \dots i_p | j} = \pi_j \pi_{i_1 \dots i_p | j} = \pi_j \pi_{i_1 | j} \dots \pi_{i_p | j}. \quad [2]$$

y  $\pi_{i_1 \dots i_p | j}$  representa la probabilidad de la distribución conjunta  $(x_1, \dots, x_p; x_q)$ . Además,  $\pi_j$  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  $\pi$  son probabilidades condicionadas a las anteriores.

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

$$\sum_{i_1=1}^{I_1} \pi_{i_1 | j} = \dots = \sum_{i_p=1}^{I_p} \pi_{i_p | j} = 1 \text{ y } \sum_{j=1}^J \pi_j = 1 \quad [3]$$

El proceso de estimación sigue el algoritmo EM, propuesto por Dempster, Laird y Rubin (1977). Aunque por razones de espacio no se mostrará todo el algoritmo, se puede presentar de manera reducida como un procedimiento iterativo de estimación en dos etapas. En la primera de ellas, todos los valores esperados se calculan condicionados a los valores observados y los parámetros “actuales” del modelo o parámetros estimados hasta ese momento. Los valores esperados en esta fase sirven para maximizar la función de verosimilitud de todos los datos en la segunda etapa. El proceso de maximización implica el cálculo de estimaciones actualizadas de los parámetros del modelo como si no faltaran datos. Este ciclo de estimaciones y

maximización se repite hasta que se alcanza la convergencia. Llegados a este punto, se pueden obtener las estimaciones máximo-verosímiles:

$$\hat{\pi}_{i_1|j} \dots \hat{\pi}_{i_p|j} \text{ y } \hat{\pi}_j \quad [4]$$

a partir de las que es posible calcular las probabilidades:

$$\hat{\pi}_{i_1 \dots i_p j} \text{ y } \hat{\pi}_{i_1 \dots i_p} = \sum_{j=1}^J \hat{\pi}_{i_1 \dots i_p j} \quad [5]$$

Una vez estimadas las probabilidades condicionadas y conjuntas, es preciso determinar la clase de la variable latente  $x_q$  a la que pertenece cada individuo, es decir, establecer su nivel de privación estimado. Para ello se calcula la probabilidad condicionada de que un individuo pertenezca a la clase  $j$  de la variable  $x_q$  dado que presenta las categorías  $(i_1, \dots, i_p)$  de los indicadores observados  $x_1, \dots, x_p$ , siguiendo la expresión:

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

Una cuestión importante, puesto que se debe seleccionar el modelo más adecuado, es el conjunto de medidas para valorar la calidad del ajuste. Los indicadores más usuales son el contraste chi-cuadrado de Pearson y la razón de verosimilitud  $L^2$ , que comparan las frecuencias esperadas y observadas:

$$\chi^2 = \sum_r \frac{(O_r - E_r)^2}{E_r} \quad [7]$$

$$L^2 = \sum_r O_r \ln \frac{O_r}{E_r} \quad [8]$$

donde  $r$  es la combinación de respuestas,  $O_r$  las frecuencias observadas y  $E_r$  las frecuencias esperadas. Ambos contrastes siguen asintóticamente una distribución chi-cuadrado en la que el número de grados de libertad se calcula como el número de celdas menos el número de parámetros log-lineales independientes. En situaciones con un número de observaciones muy elevado el modelo podría ser rechazado, como muestra

Hagenaars (1990). Al ser el tamaño muestral muy grande, muchas pequeñas diferencias pueden dar lugar a un estadístico muy grande al agregarse. El principio de simplicidad debería guiar entonces el proceso de elección del modelo. En este sentido, *ceteris paribus*, un modelo con menos parámetros (menos complejo) es mejor que otro con más parámetros (más complejo). Una de las medidas más indicadas para aplicar el principio de simplicidad es el estadístico BIC (Bayesian Information Criterion;  $BIC=L^2-\log(N)gl$ ), en el que se elimina el efecto del tamaño muestral y los grados de libertad. Cuanto menor sea el valor del estadístico BIC, más adecuado será el modelo.

Otra medida, propuesta por Bartholomew, Steele *et al.* (2002), compara el ajuste de cada modelo que considera una variable latente de  $j$  clases con el modelo de independencia. Por tanto, el valor %  $L^2$  indica el grado de asociación explicado por la variable latente:

$$\% L^2 = \frac{L_0^2 - L_q^2}{L_0^2} \quad [9]$$

Finalmente, una vez identificadas las clases, puesto que se asigna cada hogar a la clase latente más probable dado cada patrón de respuesta (probabilidad condicionada modal) es importante considerar el error de clasificación, es decir, la probabilidad de una mala clasificación para todos los individuos.

$$E = \sum_{i_1=1}^{I_1} \cdots \sum_{i_p}^{I_p} \pi_{i_1 \dots i_p} \epsilon_{i_1 \dots i_p} \quad [10]$$

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

## 2.2. Aplicación del modelo de clases latentes a la ECV

Para poder estimar el modelo de clases latentes y medir el grado de privación material en la ECV es necesario seleccionar, en primer lugar, los indicadores de carencia. Siguiendo el planteamiento de algunos trabajos pioneros en España (Martínez

y Ruiz-Huerta, 1999, 2000) de centrar el análisis, sobre todo, en indicadores de privación material, dentro de los componentes de la privación no se van a considerar cuestiones como las relaciones sociales, la situación laboral o el estado de salud, ni tampoco se incluirá entre los distintos ítems para el cálculo del indicador la información sobre la calidad del entorno de la vivienda –contaminación, ruido, vandalismo o crimen. Algunos trabajos, como Pérez Mayo (2005), comprobaron que esas dimensiones no tienen un carácter discriminante entre los hogares españoles, lo que aconseja su no inclusión en este trabajo.

Las variables elegidas como indicadores para estimar la privación están relacionadas con las condiciones de vida habituales de los hogares –tener capacidad para afrontar los gastos imprevistos, no poder permitirse una semana de vacaciones pagadas, comer carne o pescado cada dos días, tener coche u ordenador o retrasarse en los pagos ordinarios<sup>4</sup>– junto a deficiencias en las condiciones de la vivienda, como problemas para mantener una temperatura adecuada en invierno. Se han seleccionado estos indicadores por formar parte del conjunto de ítems usado tanto por Eurostat como el Instituto Nacional de Estadística (INE) en sus indicadores de privación material severa y carencia material, respectivamente. En el primer caso, se incluían cuatro variables adicionales referidas a la carencia forzosa de diversos bienes duraderos (automóvil, lavadora, teléfono y televisión) y se consideraba la existencia de privación material severa cuando el hogar presentaba carencias en cuatro de los nueve indicadores. En el caso del cálculo de la carencia material que realiza el INE, no se consideran los bienes duraderos anteriormente mencionados, incorporando alternativamente la carencia forzosa de ordenador, y se clasifica a un hogar en situación de carencia material cuando ésta tiene lugar en tres de los indicadores.

Además de los indicadores mencionados, en este trabajo se incluyen otros dos, ya utilizados por otros autores (Martínez y Navarro, 2015): la sobrecarga provocada por los gastos de la vivienda y el grado de hacinamiento en la vivienda.<sup>5</sup> Se trata de dos

---

<sup>4</sup> Se supone 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.

<sup>5</sup> Siguiendo la definición oficial de la Comisión Europea se entiende que existe sobrecarga debida a los gastos de la vivienda (alquiler, recibos, intereses de préstamos hipotecarios...) si éstos superan el 40% de la renta disponible del hogar, considerados ambos valores netos de las posibles ayudas de vivienda recibidas. Se considera que una persona vive en un hogar hacinado si el hogar no tiene a su disposición como mínimo: i) una habitación para el hogar; ii) una habitación para cada pareja; iii) una habitación para

indicadores potencialmente relevantes en el caso español. Por un lado, existe coincidencia en subrayar la incidencia de la expansión inmobiliaria y la evolución del precio de la vivienda anterior a la crisis en las condiciones de vida de los hogares. Por otra parte, el análisis del grado de hacinamiento puede recoger el efecto que la crisis económica ha producido sobre la estructura demográfica destruyendo hogares y combinando diferentes unidades familiares en un mismo hogar. Dado, además, que el foco de este trabajo es el análisis territorial, la vivienda cobra especial relevancia ante las grandes diferencias observadas en su precio en las últimas décadas en distintas zonas del territorio, con incrementos mucho mayores en las áreas urbanas.

El índice agregado de privación a partir de los indicadores propuestos mide, por tanto, un concepto de pobreza multidimensional que supera el marco de las necesidades básicas o la subsistencia, al incluir algunas cuestiones relacionadas con los bienes duraderos o la vivienda.

#### [TABLA 2]

Una vez descritos los indicadores que se utilizarán en la estimación, es preciso decidir qué modelo será seleccionado<sup>6</sup>. La elección del mejor modelo determinará el número de grupos (clases) de la variable latente (privación múltiple) que pueden identificarse en la población. Los resultados de la Tabla 2 muestran que el modelo más adecuado es el que identifica tres grupos de población según su nivel de privación. Atendiendo al indicador más común, el estadístico  $L^2$ , debería rechazarse no sólo la hipótesis de independencia –los resultados confirman que existen grupos latentes en la población– sino también el resto de modelos estimados. Este resultado puede venir provocado, como se señaló, por el elevado número de observaciones que hace que un elevado número de leves discrepancias pueda dar lugar a un agregado “aparentemente” relevante. Se hace preciso, por tanto, utilizar los indicadores alternativos mencionados en el epígrafe anterior. El primero de ellos, el Bayesian Information Criterion (BIC), resulta útil para este propósito. Este indicador da preferencia a los modelos con los menores valores y en este caso, son los que consideran tres y cuatro grupos de población

---

cada persona soltera igual o mayor de 18 años; iv) una habitación para cada pareja de niños del mismo sexo entre 12 y 17 años; v) una habitación para cada persona soltera de distinto sexo entre 12 y 17 años; y vi) una habitación para cada pareja de niños menores de 12 años.

<sup>6</sup> Para la estimación de los modelos y las probabilidades se ha utilizado el programa Latent Gold 4.5.

los que obtienen mejor resultado. Esta elección queda corroborada también por el incremento de verosimilitud cuando se amplía el número de clases: pasar del modelo de independencia a otro de dos clases mejora la verosimilitud casi un 79% y en los modelos de tres y cuatro clases la verosimilitud aumenta, respectivamente, un 85 y un 87%. Para discriminar entre estos dos modelos se usa la información procedente del indicador del error de clasificación (E). La mejora en dos puntos de la verosimilitud al usar el modelo de cuatro clases en lugar del de tres contrasta con el aumento del error de clasificación, que pasa del 14 al 20%.

El modelo elegido, por tanto, es el que supone tres grupos subyacentes diferentes en la población. Esta elección está en línea con la recomendación de usar la teoría en la elección final del modelo para seleccionar la mejor estructura. Parece razonable considerar un grupo intermedio formado por individuos que presentan privación en algunos de los indicadores pero no pertenecen a las categorías extremas. Este hecho se complementa con el análisis de los perfiles y probabilidades condicionadas, recogiendo el modelo de cuatro clases dos intermedias con el mismo perfil y con ligeras diferencias en las probabilidades dentro del perfil. La ganancia en capacidad explicativa no se traduce en mejoras en la explicación del problema.

### [TABLA 3]

Para favorecer la comparabilidad en los dos años que sirven de referencia temporal del análisis, se han aplicado las mismas opciones metodológicas a los datos de 2012. Los resultados, que recoge la Tabla 3, muestran de nuevo que el modelo de tres clases es el preferido por el balance entre la mejora en la capacidad explicativa y el error de clasificación. Aunque el modelo de cuatro clases presenta un estadístico BIC menor, y por tanto más adecuado, no mejora de manera relevante la explicación de los datos observados y tiene un error de clasificación ligeramente superior. Además, el análisis de los perfiles estimados para este último modelo no muestra información relevante que permita sostener conclusiones teóricas diferentes a las del modelo de tres clases.

### **3. ANÁLISIS POR COMARCAS DE LA PRIVACIÓN MULTIDIMENSIONAL**

#### **3.1. La privación en las áreas rurales antes de la crisis**

La estimación de un modelo de privación multidimensional a partir de las opciones metodológicas revisadas en el apartado anterior permite contar con un retrato tanto agregado como diferenciado territorialmente de la extensión del problema en España. Si la atención se fija inicialmente en la situación anterior a la crisis (Tabla 4), para el conjunto nacional un grupo reducido de la población (5,3%) presentaba un grado severo de privación mientras que más de la mitad de los individuos podían calificarse como “no privados” en 2005. El resto de la población podría identificarse como en situación de privación moderada tras el análisis de las probabilidades condicionadas o perfiles. Es preciso recordar que las probabilidades condicionadas o perfiles se refieren a la probabilidad de presentar carencia en un indicador dada la pertenencia a un grupo concreto de privación. Los individuos en situación de privación moderada no presentan privación en ninguno de los indicadores, salvo permitirse un mes de vacaciones pagadas al año y la capacidad de afrontar gastos imprevistos. Además, aunque es esperable que no presenten privación en indicadores como el retraso en los pagos relacionados con la vivienda, mantener una temperatura adecuada en el hogar, tener ordenador o sufrir hacinamiento en el hogar, las probabilidades condicionadas de estar privados en esos indicadores parciales son relevantes. En conclusión, podría definirse este grupo intermedio como un colectivo vulnerable que puede satisfacer sus necesidades básicas, aunque presenta carencias o riesgo de carencia en algunos bienes o actividades.

[TABLA 4]

La distribución del riesgo de privación por tipo de hábitat presenta algunas peculiaridades. Se puede observar que la incidencia presentada en la tabla para el conjunto nacional no coincide exactamente con la estimada para cada clase latente mostrada en la tabla 4. El motivo de estas discrepancias se encuentra en el procedimiento seguido para asignar los valores observados a cada clase latente partir de la probabilidad modal. Pueden producirse errores de clasificación que explican la disparidad observada. En términos de la dicotomía urbana-rural, destaca que la privación es menos relevante, en general, en las zonas urbanas aunque no sucede así en

las áreas rurales de montaña y en las minifundistas. Sobresale también que la privación material severa sólo es mayor que en las zonas urbanas en las zonas donde predomina el latifundio. La situación antes de la crisis se caracterizaba, por tanto, por una mayor incidencia de la privación, en general, en las zonas rurales, pero con una intensidad inferior a la de las zonas urbanas. El otro rasgo que destaca de la comparación de las distintas zonas geográficas es la diversidad de resultados en las zonas rurales, con indicadores de privación material severa en las áreas latifundistas cuatro veces mayores que en las zonas minifundistas y de montaña. Ambos resultados refuerzan la idea de la singularidad del ámbito rural en la evaluación de las condiciones de vida y de una notable heterogeneidad entre los distintos tipos de comarcas.

#### [TABLA 5]

Para reforzar el retrato de las diferencias de privación entre los distintos tipos de hábitat es interesante preguntarse si en el análisis territorial de la privación, tal como ocurre en el estudio de la pobreza monetaria cuando se cambia el ámbito de referencia territorial en la definición del umbral, se obtienen resultados distintos según cuál sea el marco de referencia. Esta cuestión es relevante a la hora de diseñar las políticas sociales o de evaluar sus efectos. Con los indicadores oficiales de privación material severa elaborados por los organismos productores de datos, como Eurostat o el INE, no tendría sentido plantear este problema al tratarse de indicadores absolutos. Si el criterio para identificar un individuo u hogar como privado es presentar carencia en cuatro de nueve indicadores parciales, sin tener en cuenta la relevancia de cada uno, es indiferente que el marco de referencia sea el Estado Miembro o la unidad territorial subnacional. Por el contrario, el método usado en este trabajo para estimar la privación considera que las carencias no tienen el mismo peso y que serán más importantes cuanto más discriminen entre grupos. En consecuencia, puede ser interesante comparar la privación latente estimada con el marco de referencia nacional –es decir, el peso de cada indicador se determina según su capacidad de generar grupos homogéneos internamente y heterogéneos entre sí– con la obtenida cuando el marco de referencia es comarcal. La justificación de esta ponderación alternativa es similar a la del uso de líneas regionales en la medición de la pobreza monetaria: acercar la medida al entorno más cercano de los individuos porque se supone que es ese contexto el que ofrece el nivel de vida más comparable.

## [TABLA 6]

La replicación del proceso en cada uno de los tipos de comarca definidos obliga a la estimación de seis modelos de clases latentes diferentes, aunque la revisión de los estadísticos de calidad del ajuste recomienda la elección del mismo número de clases en cada uno de ellos. Por tanto, los modelos sólo difieren en las probabilidades condicionadas y en las de cada grupo latente. Un número diferente de grupos dificultaría la comparación al estar combinando, por ejemplo, privación moderada y severa en alguna comarca. Los resultados de la tabla 6 muestran una incidencia ligeramente superior cuando se agregan todos los individuos identificados como pertenecientes a los respectivos grupos de “privación severa” en cada comarca respecto al valor que se obtuvo con el marco nacional. La incidencia de ese tipo de privación en cada una de las áreas rurales definidas es, sin embargo, diferente. Mientras que las zonas urbanas presentan un grado de privación severa más reducido que con el criterio anterior, algunos tipos de comarcas muestran un incremento muy importante, como las llanuras, serranías y dehesas, independientemente del régimen de producción, o, en menor medida, las zonas de montaña. Este crecimiento se produce, básicamente, porque hay ítems que son más importantes en algunas áreas que en el conjunto del país.

Es posible aislar el efecto que puede tener el marco territorial adoptado para el cálculo del indicador de privación sobre las discrepancias observadas. Para ello se adapta la propuesta de Chiappero-Martinetti y Civardi (2008) para descomponer la tasa de pobreza monetaria estimada con un umbral nacional. Estas autoras exponen que la tasa de pobreza de cada unidad territorial subnacional –en este caso, cada tipo de área rural– podría descomponerse en dos partes o componentes que reflejan el peso de los factores intracomarcales y el de las diferencias entre tipos de comarcas. En el caso específico de la privación, no se estaría hablando de disparidad en rentas medianas, sino de diferencias entre los perfiles de privación comarcales y el nacional, por una parte, y la privación específicamente comarcal, por la otra.

## [GRÁFICO 1]

Los resultados de aplicar esta descomposición se muestran en el Gráfico 1. Destacan los casos de las zonas urbanas y los núcleos dispersos, donde el componente “intercomarcal” es positivo. Es decir, usar el marco de referencia nacional produce una incidencia de la privación superior a la que se obtendría con el análisis limitado al contexto más cercano. En los resultados con la referencia nacional parece reflejarse el peso de la población residente en zonas urbanas. Así, por ejemplo, en los perfiles de algunas zonas con mayor privación intracomarcal aparecen las dificultades para mantener una temperatura adecuada en invierno dentro de la privación moderada, algo que, sin embargo, no ocurre en las zonas urbanas y tampoco en el conjunto nacional.

### **3.2. La privación en las áreas rurales después de la crisis**

La severidad de la crisis en España, con un profundo deterioro de la renta de los hogares y un dramático crecimiento de la tasa de desempleo por encima del 25% supuso un rápido crecimiento de la incidencia de la pobreza monetaria, pasando de una tasa por debajo del 20% en 2005 al 22,2% en 2012, pese a la caída continua del umbral debido a la reducción de la renta mediana. Como se vio en apartados anteriores, este crecimiento de la pobreza relativa afectó en menor medida a las zonas rurales, donde, salvo excepciones, tuvo lugar la evolución contraria. Parece pertinente, por tanto, analizar si se registró un proceso similar en el caso de la privación multidimensional.

[TABLA 7]

Utilizando una misma metodología que con los datos de 2005, los resultados de la Tabla 7 muestran un cambio de cierto calado en la incidencia de la privación en el conjunto nacional. Mientras que el porcentaje de hogares que no sufren privación permaneció prácticamente igual durante el desarrollo de la crisis, hubo una acusada recomposición del problema, ganando peso las situaciones de privación severa, que pasaron a afectar al 10% de la población, más del doble que en la situación previa a la crisis, y perdiéndolo en la misma proporción las de privación moderada.

[TABLA 8]

A diferencia de lo que pudo observarse en el caso de la pobreza monetaria, la privación material creció más en las zonas rurales que en las urbanas, salvo en el caso de los núcleos dispersos y las zonas de montaña (Tabla 8). Se produjo, además, un aumento muy significativo de las formas más severas de privación, especialmente en las zonas minifundistas y en las áreas de montaña. Destaca, además, que la incidencia en las llanuras, serranías y dehesas con predominio del latifundio la privación material pasó a ser considerablemente menos extensa pero más intensa de lo que era en 2005. El medio rural, considerado habitualmente como un refugio frente a los cambios en las condiciones macroeconómicas, habría resistido mucho peor los efectos del cambio de ciclo en términos de las condiciones de vida que en cuanto a la insuficiencia de ingresos de los hogares.

#### **4. DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA PRIVACIÓN MULTIDIMENSIONAL EN CADA HÁBITAT**

Las variaciones observadas en la extensión y estructura de la privación en cada tipo de área geográfica durante el período de crisis pueden deberse a una doble causa. Por un lado, la privación que se observa en cada tipo de comarca tras la crisis puede deberse tanto a que la incidencia de cada indicador parcial de carencia ha variado como a que la probabilidad de pertenecer al grupo de mayor privación es diferente en ambos períodos. Para analizar el peso de cada uno de los posibles determinantes se ha optado por evaluar los cambios en la privación entre las dos referencias temporales consideradas extendiendo el enfoque parecido al planteado por Datt y Ravallion (1992) para la pobreza monetaria. Dichos autores descomponen las variaciones de las tasas de pobreza entre el período inicial y final en dos componentes, crecimiento y desigualdad, interpretados como la combinación de dos contrafactuales: la variación que experimenta la pobreza debido al crecimiento económico suponiendo la desigualdad constante y el cambio de la tasa de pobreza causado por la desigualdad suponiendo que no hay crecimiento económico.

En este trabajo, la variación de la incidencia de la privación entre 2005 y 2012 se expresará como una combinación lineal de los cambios explicados por la presencia de diferentes patrones de respuesta, por una parte, y por las diferentes estructuras de

probabilidades, por otra. Supongamos que la tasa de privación en un período  $t$  se expresa como<sup>7</sup>

$$p^t = \frac{\sum n_{i_1 \dots i_p}^t}{N} \quad [11]$$

Al ser  $n_{i_1 \dots i_p}^t$  igual a  $n_{i_1 \dots i_p}^t = n_{i_1 \dots i_p}^t \pi_{i_1 \dots i_p}^t$ , es decir, al producto de la frecuencia de cada patrón de respuesta por la probabilidad condicionada de sufrir privación elevada dado ese patrón de respuesta, la expresión anterior puede escribirse como

$$p^t = \frac{\sum n_{i_1 \dots i_p}^t \pi_{1|i_1 \dots i_p}^t}{N} \quad [12]$$

Para simplificar la expresión [13] y su aplicación futura es preferible trabajar con frecuencias relativas en lugar de absolutas, de manera que

$$p^t = \sum f_{i_1 \dots i_p}^t \pi_{1|i_1 \dots i_p}^t \quad [13]$$

Aplicando la expresión [13] a los años considerados, se puede expresar la variación de la incidencia de la privación entre 2005 y 2012 como

$$p^{12} - p^{05} = \sum f_{i_1 \dots i_p}^{12} \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{12} - \sum f_{i_1 \dots i_p}^{05} \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{05} \quad [14]$$

Esta expresión no permite analizar de manera independiente los efectos de los cambios en las carencias parciales y las estructuras de probabilidad. Para ello, se incluye, sumando y restando, el siguiente término  $\sum f_{i_1 \dots i_p}^{12} \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{05}$  a la derecha de la expresión [14]:

$$p^{12} - p^{05} = \sum f_{i_1 \dots i_p}^{12} \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{12} - \sum f_{i_1 \dots i_p}^{12} \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{05} + \sum f_{i_1 \dots i_p}^{12} \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{05} - \sum f_{i_1 \dots i_p}^{05} \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{05} \quad [15]$$

Agrupando términos comunes, la expresión anterior puede reescribirse como:

---

<sup>7</sup> Se usa el subíndice 1 para la clase latente para identificar la clase caracterizada por un mayor nivel de privación.

$$p^{12} - p^{05} = f_{i_1 \dots i_p}^{12} \sum \left( \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{12} - \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{05} \right) + \pi_{1|i_1 \dots i_p}^{05} \sum \left( f_{i_1 \dots i_p}^{12} - f_{i_1 \dots i_p}^{05} \right) \quad [16]$$

El primer componente de la expresión recoge la influencia de los cambios en la probabilidad ponderada por la incidencia relativa en 2012 y el segundo el efecto de los cambios en la incidencia relativa ponderados por la estructura de probabilidades de 2005.

#### [TABLA 9]

La Tabla 9 muestra los resultados de la descomposición. En esta tabla se pueden observar, en primer lugar, las diferencias en la incidencia de la privación, así como, sucesivamente, el componente debido a cambios en los patrones y la parte del cambio observado debido a la variación de las probabilidades condicionadas. Recordemos que la incidencia estimada de la privación depende tanto de los indicadores observados de carencia como de las probabilidades condicionadas de presentar estas carencias dada la pertenencia a un determinado grupo latente.

El primero de estas componentes muestra qué parte de la diferencia observada se debe exclusivamente a cambios en los indicadores de carencia observados, como el retraso en los pagos o mantener con una temperatura adecuada la vivienda. Es decir, expresa cuánto hubiera cambiado la privación si las probabilidades condicionadas o de respuesta permanecieran constantes. Podría asimilarse al efecto “crecimiento” del método Datt-Ravaillon para la pobreza monetaria. El componente que recoge la última columna de la Tabla 9 presenta el efecto provocado únicamente por las probabilidades condicionadas. Responde a la pregunta de qué hubiese ocurrido si la distribución de las carencias observadas hubiera permanecido constante y sólo hubiera cambiado su importancia relativa, es decir, la probabilidad condicionada. Es importante hacer esta distinción para descubrir en qué medida el incremento observado en la crisis se debe a cambios en las condiciones de vida de los individuos o a la diferente importancia relativa de dichas condiciones.

El análisis realizado muestra cómo, a pesar de la preeminencia del efecto de los cambios de las estructuras de probabilidad, es decir, de los pesos relativos, la incidencia

de las carencias parciales tiene signo positivo. Es decir, la privación hubiera aumentado en casi todas las zonas, aunque se hubiese mantenido la importancia relativa de cada indicador, por lo que se constata el importante efecto de la crisis económica sobre las condiciones de vida de los hogares, medidas mediante la privación multidimensional. La excepción, aunque con un valor muy ligero, se encuentra en los núcleos dispersos, donde la evolución de la carencia observada hubiese reducido la privación entre 2005 y 2012. No obstante, los cambios en los pesos relativos de los indicadores de carencia hacen que se estime un grado de privación mayor.

Por otra parte, el análisis permite también comprobar, de nuevo, la incidencia de la crisis en la privación en las áreas rurales, en general con mayores incrementos, aunque con una marcada heterogeneidad, que la observada en las zonas urbanas. Es posible afirmar, por tanto, que la crisis ha afectado a las zonas rurales en los indicadores directos del nivel de vida, a la vez que los resultados obtenidos desmienten el estereotipo habitual de que la mayor incidencia de la pobreza monetaria en las zonas rurales está compensada por las mejores condiciones de vida.

## **5. CONCLUSIONES**

Los cambios registrados en las zonas rurales en las últimas décadas han afectado a los ingresos y las condiciones de vida de los hogares residentes en dichos hábitats. Esta evolución, marcada tanto por el paulatino envejecimiento y el éxodo poblacional hacia las ciudades como por la situación de la actividad productiva del sector primario, ha dado origen a situaciones muy heterogéneas en el ámbito rural, muy alejadas del supuesto de uniformidad desde el que suele analizarse esta realidad.

El objetivo de este trabajo ha sido aprovechar las posibilidades de desagregación comarcal que ofrece la fuente especialmente diseñada para analizar los ingresos y las condiciones de vida en la Unión Europea (Encuesta de Condiciones de Vida) para analizar la heterogeneidad en las situaciones de privación multidimensional en los diversos tipos de hábitat y la diferente intensidad de los efectos de la crisis en cada zona. La riqueza de la información ha permitido comprobar las notables diferencias que hay tanto en la extensión de estos problemas entre las zonas urbanas y rurales como dentro de estas últimas.

A diferencia de lo que muestran los estudios de pobreza monetaria, parece observarse una menor incidencia en determinadas zonas del ámbito rural de los problemas de privación material severa, aunque existe una amplia variedad de experiencias, que dificulta hablar de resultados homogéneos. En general, en casi todos los hábitats rurales considerados la incidencia de la privación moderada es mayor que en las zonas urbanas, salvo en las zonas minifundistas y de montaña, mientras que los problemas de privación severa son mayores en los núcleos urbanos, con la excepción de las zonas latifundistas. Esta diversidad de rasgos debería tenerse en cuenta a la hora de articular y diseñar iniciativas públicas que consideren la multidimensionalidad de la privación.

Tanto la estimación de diversos tipos de indicadores de privación como la descomposición realizada de sus cambios en el tiempo permiten afirmar que la crisis ha tenido efectos particularmente importantes en algunas de estas zonas, aumentando en casi todas ellas las formas de privación severa, pese a que la mejora relativa de los ingresos de los hogares, debido a la mayor estabilidad de las transferencias de la Seguridad Social, hizo que disminuyera la incidencia de la pobreza monetaria. Las áreas rurales no han salido indemnes del impacto sufrido por la mayoría de la población, añadiéndose mayores problemas a los que ya había antes de la profunda desaceleración de la actividad económica. Para ser eficaz, la necesaria rebaja de los problemas de pobreza y privación múltiple debería atender a la acusada heterogeneidad de los efectos por tipos de comarca, que hacen necesario contemplar la complejidad de cada área y la diversidad de estructuras demográficas y económicas de cada entorno.

## Referencias

- Aaberge, R. y Brandolini, A. (2014) Multidimensional poverty and inequality, Documentos de trabajo Banca d'Italia n° 976.
- Alkire, S., Foster, J. (2011a). "Counting and multidimensional poverty measurement". *Journal of Public Economics* 95, 476-487.
- Alkire, S., Foster, J. (2011b). "Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement". *Journal of Economic Inequality* 9, 289-314.
- Anderson, G., Crawford, I., Leicester, A. (2008). "Efficiency Analysis and the Lower Convex Hull". En :Kakwani and Silber (Eds.) *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty*, 176-191
- Asselin, L.M. y Tuan Anh, V. (2008): "Multidimensional Poverty and Multiple Correspondence Analysis". En Kakwani, N. y Silber, J. (eds.): *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty*. Londres: Palgrave Macmillan.
- Ayala, L. y Navarro, C. (2007): "The Dynamics of Housing Deprivation", *Journal of Housing Economics*, 16, 72-97.
- Ayala, L., Jurado, A., Perez-Mayo, J. (2011). "Income Poverty and Multidimensional Deprivation: Lessons from Cross-regional Analysis". *Review of Income and Wealth* 57, 40-60.
- Ayala, L., Jurado, A. y Pérez-Mayo, J. (2014): "Drawing the poverty line: do regional thresholds make a difference?". *Applied Economic Perspectives & Policy* 36, 309-322.
- Ayala, L., Jurado, A. y Pérez-Mayo, J. (2015) "Pobreza, privación y territorio: un análisis de las diferencias entre las comarcas españolas" en *Pobreza, privación y desigualdad en el mundo rural*, Fundación FOESSA, 44-86.
- Bartholomew, D.J., Steele, F., Moustaki, I. and Galbraith, J.I.: 2002, *The Analysis and Interpretation of Multivariate Data for Social Scientists* (Chapman and Hall, Boca Raton).
- Belhadj, B. (2012). "New Weighing Scheme for the Dimensions in Multidimensional Poverty Indices". *Economics Letters* 116, 304-307.
- Belhadj, B., Limam, M. (2012). "Unidimensional and Multidimensional Fuzzy Poverty Measures: New Approach". *Economic Modelling* 29, 995-1002.
- Berthoud, R. y Bryan, M (2011) "Income, Deprivation and Poverty: A Longitudinal Analysis", *Journal of Social Policy*, 40(1), 135-156.
- Betti, G., D'Agostino, A., Neri, L. (2002). "Panel regression models for measuring multidimensional poverty dynamics". *Statistical Methods and Applications* 11, 359-369
- Betti, G., Verma, V. (2008). "Fuzzy measures of the incidence of relative poverty and deprivation: A multi-dimensional perspective". *Statistical Methods and Applications* 17, 225-250.

- Bird, K., Hulme, D., Moore, K. y Shepherd, A. (2002): “Chronic poverty and remote rural areas”, CPRC Working Paper n°13.
- Boarini, R. y Mira d’Ercole, M.M (2006) “Measures of Material Deprivation in OECD Countries”, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, n° 37, OECD Publishing.
- Boarini, R., Mira D’Ercole, M. (2013). “Going beyond GDP: An OECD Perspective”. *Fiscal Studies* 34, 289-314.
- Brandolini, A., y D’Alessio, G. (1998). “Measuring Well-Being in the Functioning Space”. Mimeo, Bank of Italy, Roma. Publicado en: Chiappero Martinetti, E. (2009) (Ed.), *Debating Global Society: Reach and Limits of the Capability Approach*, 91-156. Fondazione Giangiacomo Feltrinelli, Milán.
- Cantó, O., Gradín, C. y Del Rio, C. (2008): “Inequality, Poverty and Mobility: Choosing Income or Consumption as Welfare Indicators”. *Investigaciones Económicas* 32, 169-200.
- Caruso, G., Sosa-Escudero, W., Svarc, M. (2015). “Deprivation and the dimensionality of welfare: a variable-selection cluster-analysis approach”. *Review of Income and Wealth*, 61 (4), 702–722.
- Cerioli, A., Zani, S. (1990). “A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty”. En: Dagum, C., Zenga, M. (Eds.), *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*, 272-284. Springer, Berlin.
- Cheli, B., Lemmi, A. (1995). “A ‘Totally’ Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty”. *Economic Notes* 24, 115–134.
- Chiappero-Martinetti, E. y Civardi, M. (2008): “Measuring poverty within and between population subgroups”. *Rivista Internazionale di Scienze Sociali* 116, 305-320.
- Chzhen, Y. De Neubourg, C. Plavgo, I. De Milliano M. (2016) “Child poverty in the European Union: the Multiple Overlapping Deprivation Analysis (EU-MODA)”, *Child Indicators Research*, 9(2), 335-356.
- Comisión Europea (2008): *Poverty and social exclusion in rural areas*. Directorate-General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities, European Communities.
- Coromaldi, M., Zoli, M. (2012). “Deriving Multidimensional Poverty Indicators: Methodological Issues and an Empirical Analysis for Italy”. *Social Indicators Research* 107, 37-54.
- D’Ambrosio, C., Deutsch, J., Silber, J. (2011). “Multidimensional approaches to poverty measurement: an empirical analysis of poverty in Belgium, France, Germany, Italy and Spain, based on the European panel”. *Applied Economics* 43, 951-961.
- Dagum, C., Costa, M. (2004). “Analysis and Measurement of Poverty. Univariate and Multivariate Approaches and Their Policy Implications. A Case Study: Italy”. En: Dagum, C., Ferrari, G. (Eds.), *Household Behaviour, Equivalence Scales, Welfare and Poverty*, 221-271. Physica, Heidelberg

- Datt, G. y Ravallion, M. (1992) "Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s", *Journal of Development Economics*, 38 (2), 275-295.
- Decancq, K., Lugo, M.A. (2013). "Weights in Multidimensional Indices of Wellbeing: an Overview". *Economic Review* 32, 7-34.
- Dempster, A.P., Laird, N.M., Rubin, D.B.: 1977, 'Maximum likelihood estimation from incomplete data via the EM algorithm', *Journal of the Royal Statistical Society B* 39, pp. 1-38.
- Desai, M. y Shah, A. (1988) "An econometric approach to the measurement of poverty". *Oxford Economic Papers*, 40(3), 505-522.
- Deutsch, J., Silber, J. (2005). "Measuring Multidimensional Poverty: An Empirical Comparison of Various Approaches". *Review of Income and Wealth* 51, 145-174.
- Dewilde, C. (2004). "The Multidimensional Measurement of Poverty in Belgium and Britain: a Categorical Approach". *Social Indicators Research* 68, 331-369
- Early, D.W. y Olsen, E.O. (2013): "Geographical Price Variation, Housing Assistance and Poverty". En Jefferson, P.N. (ed.): *Oxford Handbook of Economics of Poverty*. Oxford University Press.
- EDIS, Alguacil, J., Camacho, J., Fernández Such, F., Renes, V., Trabada, E. (1999): *Las condiciones de vida de la población pobre desde la perspectiva territorial*. Madrid: Fundación FOESSA.
- Ferro Luzzi, G., Flückiger, Y., y Weber, S. (2008): "Multidimensional Poverty. Factor and Cluster Analysis". En Kakwani, N. y Silber, J. (eds.): *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty*. Londres: Palgrave Macmillan
- Fisher, J., Johnson, D. y Smeeding, T. (2013): "Measuring the Trends in Inequality of Individuals and Families: Income and Consumption," *American Economic Review* 103, 184-188.
- Fisher, M. G. y Weber, B. A. (2005): "Does Economic Vulnerability Depend upon Place of Residence? Asset Poverty across Metropolitan and Nonmetropolitan Areas." *Review of Regional Studies* 34, 137-155.
- Fitzpatrick, K., Greenhalgh-Stanley, N. y Ver Ploeg, M. (2016): "The Impact of Food Deserts on Food Insufficiency and SNAP Participation among the Elderly". *American Journal of Agricultural Economics* 98, 513-532 .
- Fusco, A., Dickes, P. (2008). "The Rasch Model and Multidimensional Poverty Measurement". En: Kakwani y Silber (Eds.) *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty*. Londres: Palgrave Macmillan, 49-62.
- 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.
- Guio, A.C. (2009) "What can be learned from deprivation indicators in Europe", *Methodologies and Working Papers*, EUROSTAT, Luxemburgo.

- Guio, A.C. y Marlier, E. (2013) Alternative vs. current measures of material deprivation at EU level. What differences does it make?, ImPRovE Working Papers 13/07, Herman Deeleck Centre for Social Policy, Universidad de Amberes.
- Haase, T. y Walsh, K. (2007): "Measuring Rural Deprivation". A Report to the Rural Development Advisory Committee. Dublin: Pobal.
- Hagenaars, J.A. (1990): *Categorical longitudinal data. Log-linear Panel, Trend, and Cohort Analysis*, Sage Publications, London.
- 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.
- Hildebrand, V., Pi Alperin, M.N. y Van Kerm, P (2012). "Measuring and accounting for the deprivation gap of Portuguese immigrants in Luxembourg," LISER Working Paper Series 2012-33, LISER.
- 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.
- Jenkins, S.P. y Cappellari, L. (2007) "Summarizing multiple deprivation indicators" en: Micklewright, John, (ed.) *Inequality and Poverty Re-Examined*. Oxford University Press, Oxford, UK, 166-184.
- Jolliffe, D. (2006): "Poverty, prices, and place: how sensitive is the spatial distribution of poverty to cost of living adjustments?". *Economic Inquiry* 44, 296–310.
- Jurado, A. y Pérez-Mayo, J. (2008): "Pobreza y territorio". En Ayala, L. (coord.): *Desigualdad, pobreza y privación*. Madrid: Fundación FOESSA.
- Kim, S.-G. (2015). "Fuzzy Multidimensional Poverty Measurement: An Analysis of Statistical Behaviors". *Social Indicators Research*, 120(3), 635–667
- Klasen, S. (2000): "Measuring Poverty and Deprivation in South Africa", *Review of Income and Wealth*, 46, 33 -58.
- Kruger, D. y Perri, F. (2006): "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality?". *Review of Economic Studies* 73, 163–193.
- 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.
- Lazarsfeld, P.F. and Henry, N.W. (1968): *Latent structure analysis*, Houghton Mifflin, Boston.
- Lazarsfeld, P.F.(1950): "The logical and mathematical foundation of latent structure analysis". En S.A. Stouffer, (ed.): *Measurement and prediction*, Princeton University Press, Princeton.

- Lelli, S. (2005). "Using functionings to estimate equivalence scales". *Review of Income and Wealth* 51, 255-284.
- Lovell, C.A.K., Richardson, S., Travers, P., Wood, L. (1994). "Resources and Functionings: A New View of Inequality in Australia". En: Eichhorn, W. (Ed.), *Models and Measurement of Welfare and Inequality*, 787-807. Springer, Heidelberg
- Lucchini, M., Assi, J. (2013). "Mapping Patterns of Multiple Deprivation and Well-Being Using Self-Organizing Maps: An Application to Swiss Household Panel Data". *Social Indicators Research* 112, 129-149.
- Lustig, N. (2011). "Multidimensional Indices of Achievements and Poverty: What Do We Gain and What Do We Lose? An Introduction to JOEI Forum on Multidimensional Poverty". *Journal of Economic Inequalities* 9, 227-234.
- 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.
- Mammen, S., Lawrence, F.C., St. Marie, P., Berry, A.A., Knight, S.E. (2011): "The Earned Income Tax Credit and Rural Families: Differences Between Non-participants and Participants". *Journal of Family and Economic Issues* 32, 461-472.
- Mosley, J. y Miller, K.K. (2004): "Material Hardship Across Place". Institute of Public Policy, Harry S. Truman School of Public Affairs, University of Missouri-Columbia
- Martínez, R. y Navarro, C. (2015) *Pobreza y privación: tendencias y determinantes*, Documento de Trabajo, Fundación FOESSA.
- 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.
- Meyer, B.D. y Sullivan, J. (2013): "Consumption and Income Inequality and the Great Recession". *American Economic Review* 103, 178-83.
- Mosley, J. y Miller, K.K. (2004): "Material Hardship Across Place". Institute of Public Policy, Harry S. Truman School of Public Affairs, University of Missouri-Columbia.
- 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.
- Nolan, B. y Whelan, C.T. (1996) *Resources, deprivation and poverty*. Oxford: Clarendon Press, Oxford.

- Nord, M. y Leibtag, E. (2005): "Is the 'Cost of Enough Food' Lower in Rural Areas?", *Review of Regional Studies* 35, 291-310.
- OCDE (1994) *Creating rural indicators for shaping territorial policies*, París
- Pereira, D., Fernández-Such, F., Ocón, B. y Márquez, O. (2004): *Las zonas rurales en España: un diagnóstico desde la perspectiva de las desigualdades territoriales y los cambios sociales y económicos*. Madrid: Fundación FOESSA.
- Pérez-Mayo, J. (2005) "Identifying deprivation profiles in Spain: a new approach", *Applied Economics* 37, 943-955.
- Pérez-Mayo, J. (2007). "Latent vs. Fuzzy methodology in multidimensional poverty analysis". En Bishop, J., Amiel, Y. (Eds.), *Inequality and Poverty: Papers from the Society for the Study of Economic Inequality's Inaugural Meeting*, Research on Economic Inequality, Volume 14, 95-117. Elsevier JAI, Amsterdam
- Pijoan-Mas, J., y Sánchez-Marcos, V. (2010): "Spain is Different: Falling Trends of Inequality". *Review of Economic Dynamics* 13, 154-178.
- Pisati, M., Whelan, C.T., Lucchini, M., Maître B. (2010). "Mapping patterns of multiple deprivation using self-organising maps: An application to EU SILC data for Ireland", *Social Science Research* 39, 405-418.
- Raileanu Szeles M. y Fusco, A. (2013), "Item Response Theory and the measurement of deprivation: evidence from PSELL-3", *Quality & Quantity* , 47 (3), 1545–1560.
- 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.
- Ramos, X. (2008). "Using Efficiency Analysis to Measure Individual Well-being with an Illustration for Catalonia". En: Kakwani and Silber (Eds.) (2008), 155-175
- Ramos, X., Silber J. (2005). "On the Application of Efficiency Analysis to the Study of the Dimensions of Human Development". *Review of Income and Wealth* 51, 285-309
- Ravallion, M. (2016) *The Economics of Poverty*. Oxford University Press.
- Runciman, W.G. (1966) *Relative deprivation and social justice*, Routledge and Kegan Paul, Londres.
- Simmons, L.A., Dolan, E.M. y Braun, B. (2007): "Rhetoric and Reality of Economic Self-sufficiency Among Rural, Low-Income Mothers: A Longitudinal Study". *Journal of Family and Economic Issues* 28,489–505.
- Townsend, P. (1979) *Poverty in the United Kingdom*, Penguin Books, Harmondsworth.
- Ulimwengu, J. M. y Kraybill, D.S. (2004): "Poverty over Time and Location: An Examination of Metro-Nonmetro Differences." *American Journal of Agricultural Economics* 86, 1282–1288.

- Weber, B, Edwards, M. y Duncan, G. (2004): “Single mother work and poverty under welfare reform: are policy impacts different in rural areas?”. *Eastern Economic Journal* 2004, 31-51.
- Weber, B., Jensen, L., Miller, K., Mosley, J. y Fisher, M. (2005): “A Critical Review of Rural Poverty Literature: Is There Truly a Rural Effect?”. *International Regional Science Review* 28, 381-414.
- Whelan, C.T., Layte, R. y Maître, B., (2002) “Multiple deprivation and persistent poverty in the European Union”, *Journal of Applied Social Science Studies*, 122, 31-54.
- Whelan, C.T., Layte, R., Maître, B. y Nolan, L. (2001) “Income, Deprivation, and Economic Strain. An Analysis of the European Community Household Panel”, *European Sociological Review*, 17, 357-372.
- Whelan, C.T., Lucchini, M., Pisati, M., Maître, B. (2010). “Understanding the socioeconomic distribution of multiple deprivation: An application of self-organising maps”. *Research in Social Stratification and Mobility* 28, 325-342

**Tabla 1. Tasas de pobreza por tipos de hábitat**

<i>Categorías comarcales</i>	Tasa de pobreza	
	2005	2012
Zonas urbanas	17,4	20,5
Otras zonas de actividad intensiva	23,0	25,5
Núcleos dispersos	22,4	15,5
Llanuras cerealistas y serranías y dehesas con predominio del minifundio	28,4	27,1
Llanuras cerealistas y serranías y dehesas con predominio del latifundio	33,2	31,5
Zonas de montaña	23,1	22,0
<b>TOTAL NACIONAL</b>	<b>19,9</b>	<b>22,2</b>

**Tabla 2. Modelos de clases latentes para la privación, 2005**

Modelo	L <sup>2</sup>	g.l.	Prob	E	Δ%L <sup>2</sup>	BIC
Independencia	27994	502	1,6x10 <sup>-5535</sup>	0,000	0,0000	22708
2 clases	5888	492	7,6x10 <sup>-910</sup>	0,073	0,7897	707
3 clases	4130	482	1,7x10 <sup>-570</sup>	0,141	0,8525	-945
4 clases	3526	472	4,1x10 <sup>-460</sup>	0,204	0,8741	-1444

**Tabla 3. Modelos de clases latentes para la privación, 2012**

Modelo	L <sup>2</sup>	g.l.	Prob	E	Δ%L <sup>2</sup>	BIC
Independencia	34371	502	5,2x10 <sup>-6898</sup>	0,000	0,0000	29140
2 clases	4990	492	1,6x10 <sup>-732</sup>	0,046	0,8548	-137
3 clases	2910	482	3,1x10 <sup>-342</sup>	0,127	0,9153	-2112
4 clases	2299	472	1,6x10 <sup>-237</sup>	0,130	0,9331	-2619

**Tabla 4. Perfiles latentes de privación, 2005**

		No privación	Privación moderada	Privación severa
Probabilidad clase latente		0,5521	0,3949	0,0530
	Probabilidades condicionadas			
Retrasos en los pagos	No privado	0,9827	0,9081	0,5156
	Privado	0,0173	0,0919	0,4844
Vacaciones pagadas	No privado	0,8820	0,2100	0,0834
	Privado	0,1180	0,7900	0,9166
Mantener una temperatura adecuada	No privado	0,9784	0,8651	0,4829
	Privado	0,0216	0,1349	0,5171
Gastos imprevistos	No privado	0,9434	0,3350	0,0404
	Privado	0,0566	0,6650	0,9596
Comer carne o pescado cada dos días	No privado	0,9980	0,9716	0,7855
	Privado	0,0020	0,0284	0,2145
Tener ordenador	No privado	0,9834	0,7773	0,4924
	Privado	0,0166	0,2227	0,5076
Poseer coche	No privado	0,9943	0,9130	0,5082
	Privado	0,0057	0,0870	0,4918
Sobrecarga de los gastos de vivienda	No privado	0,9506	0,9123	0,7385
	Privado	0,0494	0,0877	0,2615
Hacinamiento	No privado	0,9701	0,8830	0,6195
	Privado	0,0299	0,1170	0,3805

**Tabla 5. Distribución de la privación por tipo de comarca, 2005**

Tipos de comarca	No privación	Privación moderada	Privación severa
Zonas urbanas	58,3	37,7	4,0
Otras zonas de actividad intensiva	57,9	38,7	3,4
Núcleos dispersos	57,1	40,8	2,1
Llanuras cerealistas con predominio del minifundio + Serranías y dehesas con predominio del minifundio	62,9	35,7	1,4
Llanuras cerealistas con predominio del latifundio + Serranías y dehesas con predominio del latifundio	52,5	42,5	5,0
Zonas de montaña	62,0	37,3	0,7
Total	58,2	38,1	3,7

**Tabla 6. Distribución de la privación por tipo de comarca, 2005 (referencia comarcal)**

Tipos de comarca	No privación	Privación moderada	Privación severa
Zonas urbanas	58,3	37,9	3,8
Otras zonas de actividad intensiva	62,3	31,9	5,8
Núcleos dispersos	70,8	27,8	1,4
Llanuras cerealistas con predominio del minifundio + Serranías y dehesas con predominio del minifundio	68,6	16,0	15,4
Llanuras cerealistas con predominio del latifundio + Serranías y dehesas con predominio del latifundio	43,0	36,6	20,4
Zonas de montaña	55,1	40,1	4,8
Total	58,5	35,9	5,6

**Tabla 7. Perfiles latentes de privación, 2012**

	No privación	Privación moderada	Privación severa	
Probabilidad clase latente	0,5500	0,3475	0,1025	
Probabilidades condicionadas				
Retrasos en los pagos	No privado	0,9887	0,8632	0,4656
	Privado	0,0113	0,1368	0,5344
Vacaciones pagadas	No privado	0,8714	0,8482	0,0166
	Privado	0,0113	0,1368	0,9834
Mantener una temperatura adecuada	No privado	0,9913	0,8765	0,5737
	Privado	0,0087	0,1235	0,4263
Gastos imprevistos	No privado	0,9360	0,1805	0,0140
	Privado	0,0640	0,8195	0,9860
Comer carne o pescado cada dos días	No privado	0,9998	0,9728	0,8440
	Privado	0,0002	0,0272	0,1560
Tener ordenador	No privado	0,9909	0,9253	0,6592
	Privado	0,0091	0,0747	0,3408
Poseer coche	No privado	0,9890	0,9490	0,6725
	Privado	0,0110	0,0510	0,3275
Sobrecarga de los gastos de vivienda	No privado	0,9439	0,8391	0,5042
	Privado	0,0561	0,1609	0,4958
Hacinamiento	No privado	0,9793	0,9325	0,7746
	Privado	0,0207	0,0675	0,2254

**Tabla 8. Distribución de la privación por tipo de comarca, 2012**

Tipos de comarca	No privación	Privación moderada	Privación severa
Zonas urbanas	62.5	29.0	8.6
Otras zonas de actividad intensiva	59.9	32.7	7.4
Núcleos dispersos	62.8	31.0	6.3
Llanuras cerealistas con predominio del minifundio + Serranías y dehesas con predominio del minifundio	67.0	26.9	6.1
Llanuras cerealistas con predominio del latifundio + Serranías y dehesas con predominio del latifundio	51.9	37.5	10.5
Zonas de montaña	70.6	24.0	5.4
Total	61,9	29,9	8,2

**Tabla 9. Descomposición de las diferencias de privación 2005-2012**

Tipos de comarca	Diferencia en privación	Cambios en patrones	Cambios en probabilidades
Zonas urbanas	0,0494	0,0097	0,0397
Otras zonas de actividad intensiva	0,0489	0,0100	0,0389
Núcleos dispersos	0,0080	-0,0141	0,0222
Llanuras cerealistas con predominio del minifundio + Serranías y dehesas con predominio del minifundio	0,0461	0,0149	0,0311
Llanuras cerealistas con predominio del latifundio + Serranías y dehesas con predominio del latifundio	0,0593	0,0158	0,0434
Zonas de montaña	0,0616	0,0336	0,0280
Total	0,0495	0,0108	0,0387

**Gráfico 1. Descomposición de la incidencia de la privación severa.  
Tasas en componentes intra e intercomarcales, 2005**

