

Original

Índice de privación en España por sección censal en 2011

Ignacio Duque^{a,*}, María Felicitas Domínguez-Berjón^b, Alba Cebrecos^{c,d},
María Dolores Prieto-Salceda^e, Santiago Esnaola^f, Montserrat Calvo Sánchez^f
y Marc Marí-Dell’Olmo^{g,h,i}, en nombre del Grupo de Determinantes Sociales de la Salud,
iniciativa contexto de la Sociedad Española de Epidemiología¹

^a Subdirección General de Tecnologías de la Información y las Comunicaciones, Instituto Nacional de Estadística, Madrid, España

^b Dirección General de Salud Pública, Consejería de Sanidad, Comunidad de Madrid, Madrid, España

^c Grupo de Investigación Social y Cardiovascular, Universidad de Alcalá de Henares, Alcalá de Henares (Madrid), España

^d Departamento de Geología, Geografía y Ciencias Ambientales, Alcalá de Henares (Madrid), España

^e Observatorio de Salud Pública de Cantabria, Fundación Marqués de Valdecilla, Consejería de Sanidad, Santander, España

^f Estudios e Investigación Sanitaria, Dirección de Planificación, Ordenación y Evaluación, Departamento de Salud, Gobierno Vasco, Vitoria (Álava), España

^g Agència de Salut Pública de Barcelona, Barcelona, España

^h CIBER de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP), España

ⁱ Institut d’Investigació Biomèdica Sant Pau, Barcelona, España



INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 9 de mayo de 2019

Aceptado el 23 de octubre de 2019

On-line el 1 de febrero de 2020

Palabras clave:

Área pequeña

Censo

España

Factores socioeconómicos

Índice de privación

Desigualdades en salud

RESUMEN

Objetivo: Presentar la metodología seguida en el diseño y la implementación de un índice de privación por sección censal, y describir la situación socioeconómica en España en 2011.

Método: La unidad de análisis fue la sección censal (N = 35.960). Los datos proceden del Censo de Población y Viviendas de 2011. Teniendo en cuenta el carácter muestral del censo y las limitaciones normativas de confidencialidad de datos, las variables se calcularon indirectamente usando los complementarios de las variables disponibles. Se efectuaron comprobaciones para asegurar su fiabilidad. En la selección de indicadores se consideró la comparabilidad con el índice MEDEA y se exploró la incorporación de nueva información. Se elaboró un índice de privación mediante análisis de componentes principales. Se realizó un análisis de sensibilidad del índice en ámbitos urbanos y en el resto de los territorios.

Resultados: Con la información censal se elaboraron 22 indicadores para 35.917 secciones censales. El índice de privación se basó en seis indicadores: población trabajadora manual, población asalariada eventual, desempleo, personas de 16 y más años y de 16 a 29 años con instrucción insuficiente, y viviendas principales sin acceso a Internet. El mapa de España muestra un eje decreciente de privación de suroeste a nordeste.

Conclusiones: Se ha aprovechado sistemáticamente la información socioeconómica del censo de 2011 por sección censal. El índice elaborado, similar al MEDEA, facilitará el estudio actualizado de las desigualdades en salud para toda España después de la crisis económica iniciada en 2008.

© 2020 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Deprivation index by enumeration district in Spain, 2011

ABSTRACT

Keywords:

Small area

Census

Spain

Socioeconomic factors

Deprivation index

Health inequalities

Objective: To present the methodology used in the design and implementation of a deprivation index by enumeration district, and to describe the socioeconomic situation of Spain in 2011.

Method: The unit of analysis was the enumeration district (N = 35,960). Data came from the 2011 Population and Housing Census of Spain. Given both the sampling nature of the Census and the regulatory limitations of data confidentiality, variables were calculated indirectly by using the complement of the available variables. Checks were made to ensure reliability. The selection of the indicators took into account comparability with the MEDEA index. The inclusion of additional information was explored. A deprivation index was built using Principal Component Analysis. Sensitivity analysis of the index was performed for urban areas and the rest of the regions.

Results: Using the census information, 22 indicators were calculated for 35,917 enumeration districts. The deprivation index was based on six indicators: manual and temporary workers, unemployment, insufficient education overall and in young people (aged 16 to 29 years), and dwellings without access to the internet. The map of Spain shows a gradient of decreasing deprivation from south-west to north-east.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: ignacio.duque.ra@gmail.com (I. Duque).

¹ <https://www.seepidemiologia.es/gruposdetrabajo.php?contenido=gruposdetrabajosub6>

Conclusions: The socioeconomic information of the 2011 census by enumeration district was used systematically. The drafted index, similar to the MEDEA, will facilitate the updated study of health inequalities for Spain overall following the economic recession that began in 2008.

© 2020 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

Los índices para medir la privación son herramientas ampliamente utilizadas en el análisis de las desigualdades en salud, tanto en el ámbito nacional como en el internacional, y están profundamente arraigados en la tradición británica, que se remonta al menos a Booth¹ y Llewellyn-Smith². El cuadro conceptual actual fue desarrollado desde los años 1970 por Townsend et al.³ y Carstairs⁴, y fue ampliado por Sen⁵. A diferencia del concepto clásico de pobreza, la privación considera la dificultad de acceso (*capabilities*) a empleo, educación, cultura y desarrollo social a niveles que se consideran aceptables en una sociedad dada, y no solo la falta de alimentación, vestido y características básicas de la vivienda. Esta perspectiva ampliada, más allá de aspectos monetarios, está en consonancia con el modelo holístico de la salud.

Se mantiene hoy el debate conceptual sobre la elección de los indicadores^{6,7} y las metodologías que deben utilizarse en la construcción de índices^{8,9} que permitan medir un constructo tan complejo como es la privación. Recientemente se ha producido una mayor implicación de las administraciones sanitarias¹⁰, territoriales¹¹ y estadísticas¹² en la elaboración y la publicación de índices de privación.

En muchos países, los análisis ecológicos para áreas pequeñas mantienen un considerable ritmo de producción^{13–17}. En España, una revisión sobre los estudios que han usado indicadores socioeconómicos de área de residencia en la investigación epidemiológica¹⁸ muestra que la fuente principal de datos socioeconómicos fue el censo (57%), que se produjo un incremento de dichos trabajos en el periodo 2005–2012 (en comparación con los 6 años anteriores) y que en dicho periodo casi el 39% de los estudios usaron el seccionado censal como unidad de análisis, aunque nunca abarcando la totalidad de España. La publicación de índices de privación para diversos ámbitos y unidades ha continuado, especialmente en lo que se refiere al proyecto Mortalidad en áreas pequeñas Españolas y Desigualdades socio-Económicas y Ambientales (MEDEA)^{19–23} y con aproximaciones relevantes fuera del ámbito epidemiológico²⁴.

La crisis económica de 2008 y sus enormes secuelas han acentuado la necesidad de contar con un índice de privación por sección censal relativo a los años siguientes. El horizonte teórico de privación adoptado en este trabajo incluye las aportaciones de los autores previamente citados en una aproximación amplia de la privación y la evaluación de las capacidades sociales y relacionales de las personas (incluyendo las dimensiones laborales, educativas, culturales y de cuidados).

El censo de población de 2011 tiene como principal novedad, respecto a los previos, la recogida de la información con procedimientos muestrales. En los censos del siglo XVIII (1768, 1787 y 1797) y del periodo oficial maduro (entre 1857 y 1960), la recogida y el tratamiento de la información fue siempre exhaustiva. En 1970 y 1981, la recogida de información continuó siendo exhaustiva, pero el tratamiento de los datos fue muestral. Posteriormente, los censos de 1991 y 2001 fueron de nuevo exhaustivos. El carácter muestral, junto con las normativas relativas a la confidencialidad de los datos, inciden en la información que el Instituto Nacional de Estadística (INE) difunde y puede ser utilizada.

Los objetivos del presente estudio fueron presentar la metodología de construcción de un índice de privación por sección censal

en toda España a partir del censo de 2011, mostrar unos primeros resultados y visualizar la consistencia de dicho índice para ámbitos urbanos, intermedios y rurales.

Método

Diseño, fuente de información y población de estudio

Se trata de un estudio ecológico transversal. La unidad de análisis fue la sección censal y la fuente de información fue el Censo de Población y Viviendas de 2011^{25,26} elaborado por el INE, con una fracción de muestreo media del 12,3%. La población objeto de estudio fueron los residentes habituales en viviendas familiares o establecimientos colectivos, y la fecha de referencia fue el 1 de noviembre de 2011.

Indicadores

En la petición inicial al INE se incluyeron datos para calcular 22 indicadores teniendo en cuenta dos criterios: primero, incluir los indicadores que componen el índice de privación del proyecto MEDEA construido con datos del censo de 2001²⁷ centrado en dimensiones relativas al trabajo-mercado (I01 a I05) y la educación (I06 e I07); y segundo, estudiar la posibilidad de ampliar estas dimensiones, y para ello se incluyeron indicadores ya considerados en la elaboración del índice MEDEA relativos a población mayor de 65 años (I08), migración (I19–I20) y hogares monoparentales (madre con hijos, I22), así como nuevos indicadores relativos a tareas de no-mercado (sociales y reproductivas, I09 a I16), viviendas con y sin acceso a Internet (I17–I18), y ascendientes migrantes (I21) (tabla 1).

Análisis preliminar y reconstrucción del universo de información necesaria

En la difusión de datos, el INE aplica técnicas de confidencialidad, como el redondeo a la cifra más próxima terminada en 0 o 5, o la supresión de información por cero cuando el número de observaciones muestrales es inferior a un determinado umbral. El INE suministró información de 35.917 secciones (de las 35.960 existentes), pero en 18 de ellas la información fue prácticamente inutilizable. Para evaluar la información suprimida se comparó la suma de los datos de todas las secciones de la petición al INE con los valores obtenidos por la herramienta de tablas a medida de la web del INE (que en el ámbito nacional no incluye supresiones por confidencialidad). Debido a la información suprimida por el INE y marcada como cero (que afecta al 21,7% de las celdas), las diferencias eran muy notables: algunas variables quedaban muy afectadas y otras completamente descartadas (por ejemplo, en la población asalariada eventual la diferencia con las tablas a medida fue del 57,6%).

La solución a la falta de información podía abordarse aplicando métodos clásicos de estimación de información, como la interpolación geoespacial, la estimación basada en las distribuciones del censo exhaustivo de 2001 o una combinación de ambos métodos. Sin embargo, estas estrategias presentaban limitaciones debido a la desigual distribución espacial de la información faltante, su

Tabla 1
Definiciones de los 22 indicadores del censo de 2011 incluidos en la petición inicial realizada al Instituto Nacional de Estadística

Indicador	Numerador	Denominador	En 2001
I01. Población trabajadora manual entre población ocupada o parada que ha trabajado antes, de 16 o más años	Población de 16 o más años ocupada o parada que ha trabajado antes con CNO-11 ^a = 5 + 6 + 7 + 8 + 9	Población ocupada o parada que ha trabajado antes, de 16 o más años	No
I02. Población trabajadora manual entre la población ocupada, de 16 o más años	Población de 16 o más años ocupada con CNO-11 ^a = 5 + 6 + 7 + 8 + 9	Población ocupada, de 16 o más años	Sí
I03. Población parada de 16 o más años entre la población activa	Población de 16 o más años en situación laboral = 2 (parada que ha trabajado antes) + 3 (parada buscando su primer empleo)	Población de 16 o más años en situación laboral = 1 (ocupada) + 2 (parada que ha trabajado antes) + 3 (parada que busca empleo) (población activa)	Sí
I04. Población asalariada eventual entre la población ocupada o parada que han trabajado antes, de 16 o más años	Población de 16 o más años ocupada o parada que han trabajado antes, que son trabajadores por cuenta ajena eventuales o temporales	Población ocupada o parada que ha trabajado antes, de 16 o más años	No
I05. Población asalariada eventual entre población ocupada de 16 o más años	Población ocupada de 16 o más años que son trabajadores por cuenta ajena eventuales o temporales	Población ocupada de 16 o más años	Sí
I06. Población de 16 o más años con instrucción insuficiente	Población de 16 o más años con CNED ^b = 1 + 2 + 3	Población de 16 o más años	Sí
I07. Población de 16 a 29 años con instrucción insuficiente	Población de 16 a 29 años con CNED ^b = 1 + 2 + 3	Población de 16 a 29 años	Sí
I08. Población de 65 o más años	Población de 65 o más años	Población total	Sí
I09/I10. Hombres y mujeres de 16 o más años que se encargan de la mayor parte de las tareas domésticas de su hogar	Hombres y mujeres de 16 o más años que se encargan de la mayor parte de las tareas domésticas de su hogar	Hombres y mujeres de 16 o más años.	No
I11/I12. Hombres y mujeres de 16 o más años que se encargan de cuidar a un/una menor de 15 años	Hombres y mujeres de 16 o más años que se encargan de cuidar a un/una menor de 15 años	Hombres y mujeres de 16 o más años	No
I13/I14. Hombres y mujeres de 16 o más años que se encargan de cuidar a una persona con problemas importantes de salud	Hombres y mujeres de 16 o más años que se encargan de cuidar a una persona con problemas importantes de salud	Hombres y mujeres de 16 o más años	No
I15/I16. Hombres y mujeres de 16 o más años que realizan tareas benéficas o de voluntariado social	Hombres y mujeres de 16 o más años que realizan tareas benéficas o de voluntariado social	Hombres y mujeres de 16 o más años	No
I17/I18. Viviendas con/sin acceso a Internet	Viviendas que sí/no tienen contratado servicio de acceso a Internet	Viviendas principales	No
I19. Personas nacidas en países de renta baja	Personas nacidas en países diferentes de los considerados de renta alta ^c	Población total	Sí
I20. Personas nacidas en países de renta baja llegadas a España después de 2006	Personas nacidas en países diferentes de los considerados de renta alta ^c llegadas a España después de 2006	Población total	No
I21. Personas nacidas en países de renta baja o nacidas en España cuyo padre o madre ha nacido en países de renta baja	Personas nacidas en países diferentes de los considerados de renta alta o nacidos en España cuyo padre o madre ha nacido en países diferentes de los considerados de renta alta ^c	Población total	No
I22. Población en hogares monoparentales con una mujer al cargo	Población en hogares con madre que convive con algún hijo menor de 25 años	Población total	^d

^a Categorías de la Clasificación Nacional de Ocupaciones de 2011 (CNO-11) = 5 (trabajadores/as de los servicios de restauración, personales, protección y vendedores/as) + 6 (trabajadores/as cualificados/as en el sector agrícola, ganadero, forestal y pesquero) + 7 (artesanos/as y trabajadores/as cualificados/as de las industrias manufactureras y la construcción, excepto operadores/as de instalaciones y maquinaria) + 8 (operadores/as de instalaciones y maquinaria, y montadores/as) + 9 (ocupaciones elementales).

^b Categorías de nivel de estudios: 1 (no sabe leer o escribir) + 2 (sabe leer y escribir, pero fue menos de 5 años a la escuela) + 3 (fue a la escuela 5 o más años, pero no llegó al último curso de ESO, EGB o Bachillerato Elemental).

^c Se han considerado países de renta baja los diferentes de España, Austria, Bélgica, Chipre, Dinamarca, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Islandia, Italia, Liechtenstein, Luxemburgo, Malta, Mónaco, Noruega, Países Bajos, Portugal, Andorra, el Reino Unido, Alemania, San Marino, Vaticano, Suecia, Suiza, Canadá, los Estados Unidos de América, Japón, Australia y Nueva Zelanda (Glòria Pérez et al. Protocolo del estudio sobre el efecto de la crisis económica en la mortalidad, la salud reproductiva y las desigualdades en salud en España. Gac Sanit. 2016;30:472-6).

^d En 2001 se utilizó el indicador hogares monoparentales (sin restringirlo a aquellos con una mujer al cargo).

concentración en determinados indicadores y los cambios en el repertorio y en los límites territoriales del seccionado entre ambos censos (no documentado de manera explícita por el INE, pero probablemente cercano a un sexto del total de las secciones a lo largo de la década).

Finalmente se utilizó una estrategia basada en la reconstrucción indirecta de las variables deseadas a partir de sus complementarias, y para ello se realizó una segunda petición a medida al INE. Por ejemplo, la población parada se obtuvo mediante la diferencia entre la población activa y la ocupada. Esta estrategia, que parece similar a la utilizada por otros autores²⁸, mejoró radicalmente la información disponible.

Para comprobar la calidad de los datos reconstruidos, una vez calculados de forma indirecta los numeradores y los denominadores se volvieron a comprobar sus totales agregados con las tablas

a medida de la web del INE, como se realizó en el análisis preliminar (tabla 2). Además, en aquellas variables no afectadas por la supresión de información se comprobó que los indicadores reconstruidos de forma indirecta a nivel de sección coincidían (teniendo en cuenta el redondeo a múltiplos de 5) con los suministrados en la primera petición realizada al INE.

Construcción del índice de privación

Previamente a la construcción del índice se procedió a imputar valores a la información no disponible (un 0,089% de los datos), asignando la media de los valores de las secciones censales vecinas (con alguna parte de su perímetro en común).

En una primera etapa se descartaron ocho variables de tareas sociales y reproductivas (de I09 a I16). Se verificó su escasa

Tabla 2
Diferencia entre la suma de los datos reconstruidos para numeradores y denominadores de los indicadores en todas las secciones censales^a, y los totales para España obtenidos de la herramienta *Tablas a medida* de la web del Instituto Nacional de Estadística

	Suma de valores reconstruidos para todas las secciones censales	Diferencia entre la suma anterior y los datos obtenidos para España con <i>Tablas a medida</i> del INE	
		I	{Dif. / (I + Dif.)} × 100
Numeradores (n)			
I01.n. Población de 16 o más años ocupada o parada que ha trabajado antes en ocupaciones manuales	13.958.510	65	0,0005%
I02.n. Población de 16 o más años ocupada que ha trabajado antes en ocupaciones manuales	9.299.220	835	0,0090%
I03.n. Población de 16 o más años parada entre la población activa	7.376.955	– 380	– 0,0052%
I04.n. Población de 16 o más años asalariada eventual entre la población ocupada o parada que ha trabajado antes	6.930.540	240	0,0035%
I05.n. Población de 16 o más años asalariada eventual entre la población ocupada	3.389.440	450	0,0133%
I06.n. Población de 16 o más años con instrucción insuficiente	10.088.050	105	0,0010%
I07.n. Población de 16 a 29 años con instrucción insuficiente	964.420	390	0,0404%
I08.n. Población de 65 o más años	7.934.770	995	0,0125%
I19.n. Personas nacidas en países de renta baja	4.521.270	1.955	0,0433%
I20.n. Personas nacidas en países de renta baja llegadas a España después de 2006	1.156.980	815	0,0705%
I21.n. Personas nacidas en países de renta baja o nacidas en España cuyo padre o madre ha nacido en países de renta baja	6.333.120	No disponible	
I22.n. Población en hogares monoparentales con mujer al cargo	1.781.050	255	0,0010%
Denominadores (d)			
I01.d/I04.d. Población de 16 o más años ocupada o parada que ha trabajado antes	23.875.120	– 110	– 0,0005%
I02.d/I05.d. Población de 16 o más años ocupada que ha trabajado antes	17.514.990	440	0,0025%
I03.d. Población activa	24.891.945	55	0,0002%
I06.d. Población de 16 o más años	39.085.290	1.550	0,0040%
I07.d. Población de 16 a 29 años	7.372.610	985	0,0134%
I08.d/I19.d-I22.d. Población total	46.575.200	475	0,0010%
I09.d/I11.d/I13.d/I15.d. Hombres de 16 o más años	19.153.620	930	0,0049%
I10.d/I12.d/I14.d/I16.d. Mujeres de 16 o más años	19.931.670	620	0,0031%

^a Número de secciones censales: 35.917.

asociación (correlaciones de Spearman < 0,3) con las variables que constituyen el núcleo de las dimensiones de mercado de trabajo, ocupación y educación (de I01 a I07). Además, no se pudo recopilar evidencia concluyente de que el crecimiento de tales tareas reproductivas se asocie a la privación en todos los grupos sociales. En la [figura 1](#) se presentan los resultados de un análisis descriptivo de los 14 indicadores restantes.

En la segunda etapa, después de estandarizar los indicadores de modo que todos tuvieran como media 0 y una varianza de 1, se realizó un análisis bivariado calculando las correlaciones de Spearman entre los 14 indicadores seleccionados ([tabla 3](#)). Cuando un par de indicadores presentaba una correlación > 0,8 se descartaba uno de ellos por consenso entre los investigadores (se descartaron los indicadores I02, I04, I17 e I19). En total, con este procedimiento se seleccionaron 10 indicadores, que son los que figuran en la [tabla 4](#).

En la tercera etapa, el índice se elaboró utilizando un análisis de componentes principales (ACP) secuencial para maximizar la varianza de la primera componente. El ACP puede describirse como una técnica de reducción de la dimensión, pues permite pasar de una gran cantidad de variables interrelacionadas a unas pocas componentes principales. El método consiste en buscar combinaciones lineales de las variables originales que representen lo mejor posible la variabilidad presente en los datos. Las condiciones para poder aplicar el ACP se evaluaron con dos criterios: el contraste de esfericidad de Bartlett (considerando un nivel de significación del 5%) y la adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin para toda la base de datos e individualmente para cada variable. En una primera fase del análisis se realizó un ACP con los 10 indicadores seleccionados, y posteriormente se estimaron las correlaciones de Spearman entre

cada uno de los indicadores seleccionados y la primera componente obtenida en el ACP. Los indicadores con correlaciones < 0,4 fueron excluidos para la siguiente fase del análisis ([tabla 4](#), columna 4). Este proceso de selección limita la proyectada ampliación del índice en la dimensión de tareas reproductivas, pero los indicadores disponibles no se asocian claramente a privación y no se dispone en el censo de otras alternativas. En una segunda fase se realizó un nuevo ACP con los seis indicadores finalmente considerados (I01, I03, I04, I06, I07 e I18). Como índice de privación se consideró la primera componente del ACP de la segunda fase estandarizada, de modo que tuviera como media 0 y una desviación estándar de 1. En la [tabla 4](#) pueden consultarse, para cada fase del ACP secuencial, los pesos de la primera componente y su varianza explicada, la correlación de la primera componente con los indicadores, y los resultados de las condiciones de aplicabilidad. En ambas fases, el contraste de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativo y los valores del KMO fueron aceptables para la realización de los ACP.

La ampliación del índice de privación a todas las secciones censales de España aconsejó realizar un análisis de sensibilidad que observase (de manera independiente) tanto el ámbito urbano como el intermedio y el rural ([tabla 4](#)). Se calculó, siguiendo el mismo procedimiento que para el índice general (toda España), un índice de cada ámbito (urbano, intermedio y rural) utilizando como unidad de análisis las secciones censales. La clasificación de las secciones según categorías de urbanización es un asunto ampliamente debatido, pero Eurostat ha establecido unas categorías de ámbitos urbanos, intermedios y rurales (DEGURBA)²⁹ que son las que se han aplicado aquí. Para cada uno de los ámbitos se realizó un ACP con los 10 indicadores seleccionados y se obtuvo el porcentaje de varianza explicada por la primera

Tabla 3

Correlaciones de Spearman entre los 14 indicadores seleccionados. Secciones censales de España, censo de 2011

	I01. Población trabajadora manual entre población ocupada o parada que ha trabajado antes, de 16 o más años	I02. Población trabajadora manual entre la población ocupada, de 16 o más años	I03. Población parada de 16 o más años entre la población activa	I04. Población asalariada eventual entre la población ocupada o parada que ha trabajado antes, de 16 o más años	I05. Población asalariada eventual entre población ocupada de 16 o más años	I06. Población de 16 o más años con instrucción insuficiente	I07. Población de 16 a 29 años con instrucción insuficiente	I08. Población de 65 o más años	I17. Viviendas con acceso a Internet	I18. Viviendas sin acceso a Internet	I19. Personas nacidas en países de renta baja	I20. Personas nacidas en países de renta baja llegadas a España después de 2006	I21. Personas nacidas en países de renta baja o nacidas en España cuyo padre o madre ha nacido en países de renta baja	I22. Población en hogares monoparentales con una mujer al cargo
I01. Población trabajadora manual entre población ocupada o parada que ha trabajado antes, de 16 o más años	1	0,95	0,45	0,47	0,33	0,70	0,30	0,17	-0,62	0,61	-0,06	-0,05	-0,06	-0,19
I02. Población trabajadora manual entre la población ocupada, de 16 o más años		1	0,36	0,40	0,30	0,67	0,28	0,18	-0,60	0,59	-0,06	-0,04	-0,06	-0,20
I03. Población parada de 16 o más años entre la población activa			1	0,63	0,35	0,42	0,32	-0,06	-0,28	0,27	0,04	-0,01	0,05	0,04
I04. Población asalariada eventual entre la población ocupada o parada que han trabajado antes, de 16 o más años				1	0,80	0,39	0,28	-0,05	-0,30	0,29	0,01	0,00	0,02	0,03
I05. Población asalariada eventual entre población ocupada de 16 o más años					1	0,27	0,22	-0,07	-0,20	0,19	0,05	0,04	0,05	0,04
I06. Población de 16 o más años con instrucción insuficiente						1	0,36	0,44	-0,71	0,71	-0,16	-0,12	-0,16	-0,23
I07. Población de 16 a 29 años con instrucción insuficiente							1	-0,12	-0,16	0,15	0,10	0,08	0,10	0,05
I08. Población de 65 o más años								1	-0,54	0,54	-0,22	-0,14	-0,22	-0,29
I17. Viviendas con acceso a Internet									1	-0,98	0,16	0,11	0,16	0,28
I18. Viviendas sin acceso a Internet										1	-0,17	-0,11	-0,17	-0,28
I19. Personas nacidas en países de renta baja											1	0,68	0,93	0,12
I20. Personas nacidas en países de renta baja llegadas después de 2006												1	0,62	0,08
I21. Personas nacidas en países de renta baja o nacidas en España cuyo padre o madre ha nacido en países de renta baja													1	0,12
I22. Población en hogares monoparentales con una mujer al cargo														1

Tabla 4
Resultados y parámetros de la elaboración del índice de privación de 2011 por secciones censales para toda España

	Primera fase del análisis de componentes principales ^a				Segunda fase del análisis de componentes principales ^b				
	Correlación de Spearman con la primera componente principal				Pesos de la primera componente principal	Kaiser-Meyer-Olkin	Correlación de Spearman con la primera componente principal	Pesos de la primera componente principal	Kaiser-Meyer-Olkin
	Urbano	Intermedio	Rural	España					
<i>Referencias de fila/columna</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) I01. Población trabajadora manual entre población ocupada o parada que ha trabajado antes, de 16 o más años	0,85	0,8	0,63	0,83	0,45	0,78	0,84	0,47	0,85
(2) I03. Población parada de 16 o más años entre la población activa	0,74	0,72	0,28	0,6	0,34	0,75	0,68	0,39	0,74
(3) I04. Población asalariada eventual entre la población ocupada o parada que ha trabajado antes, de 16 o más años	0,69	0,73	0,26	0,6	0,34	0,75	0,66	0,39	0,74
(4) I06. Población de 16 o más años con instrucción insuficiente	0,84	0,85	0,84	0,89	0,49	0,76	0,86	0,48	0,74
(5) I07. Población de 16 a 29 años con instrucción insuficiente	0,48	0,48	0,04	0,42	0,27	0,72	0,47	0,3	0,79
(6) I08. Población de 65 o más años	0,15	0,32	0,72	0,39	0,23	0,6	0,26	-	-
(7) I18. Viviendas sin acceso a Internet	0,71	0,73	0,8	0,79	0,43	0,78	0,73	0,4	0,72
(8) I20. Personas nacidas en países de renta baja llegadas después de 2006	0,16	-0,05	-0,38	-0,08	0,01	0,53	-0,06	-	-
(9) I21. Personas nacidas en países de renta baja o nacidas en España cuyo padre o madre ha nacido en países de renta baja	0,25	-0,05	-0,47	-0,11	0	0,55	-0,07	-	-
(10) I22. Población en hogares monoparentales con una mujer al cargo	-0,04	-0,17	-0,37	-0,27	-0,12	0,87	-0,17	-	-
(11) Varianza explicada por la primera componente principal	35,32	34,66	26,56		32,69			52,27	
(12) Correlación con el índice de privación	0,99	0,99	0,77		0,98			1,00	
(13) Adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin					0,72			0,76	
(14) Contraste de esfericidad de Bartlett					p < 0,0001			p < 0,0001	

^a Resultados de la correlación entre los 10 indicadores seleccionados y la primera componente del ACP (primera fase con los 10 indicadores seleccionados) para toda España y para cada uno de los ámbitos (urbano, intermedio y rural) por separado.

^b Resultados de la correlación entre el índice de privación calculado con los seis indicadores finales (I01, I03, I04, I06, I07 e I18) y los 10 indicadores seleccionados en la primera fase.

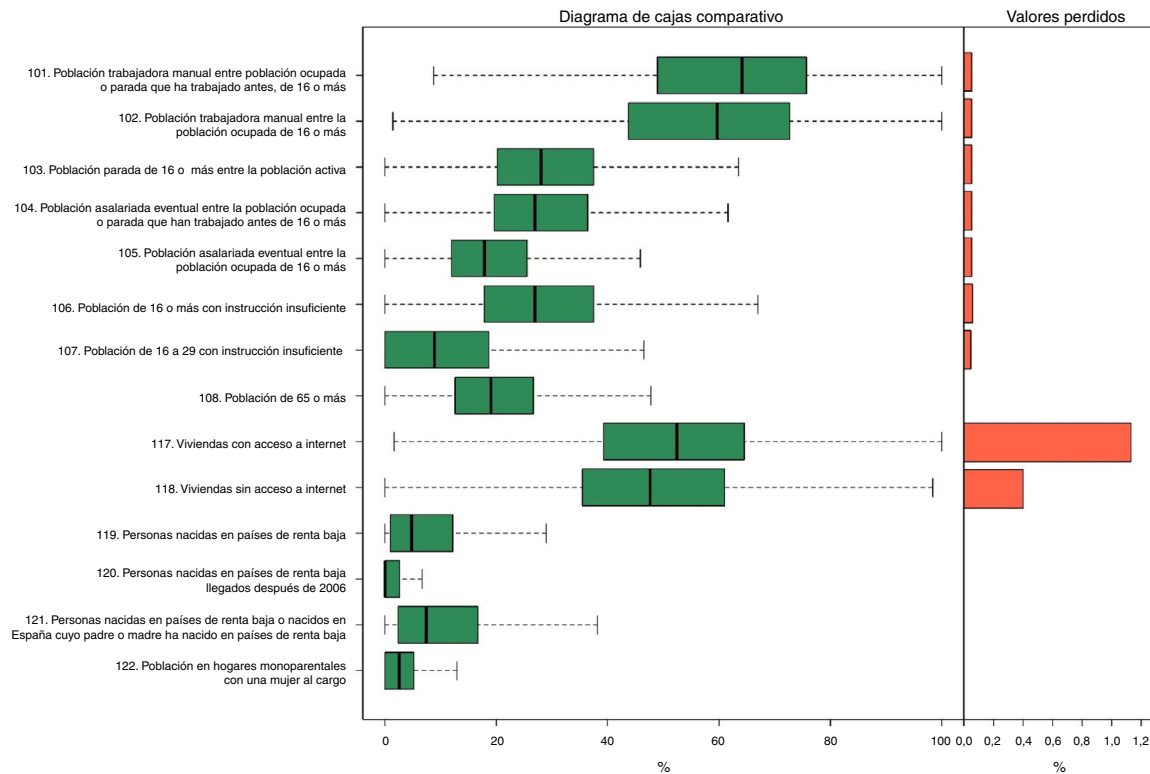


Figura 1. Diagrama de cajas de los indicadores y porcentaje de valores perdidos para las secciones censales de España, censo de 2011.

componente (tabla 4, fila 11). Además, en cada ámbito se calculó la correlación de Spearman de la primera componente obtenida en el análisis de ACP y cada uno de los 10 indicadores (tabla 4, columnas 1, 2, y 3). Los tres índices obtenidos recogen de forma independiente la varianza de los indicadores en cada uno de los tres ámbitos. Se calculó para toda España la correlación de Spearman entre el índice de privación (obtenido con los seis indicadores finales) y cada uno de los 10 indicadores (tabla 4, columna 7). Finalmente, se calculó la correlación de Spearman entre el índice de privación y cada uno de estos tres índices (tabla 4, fila 12).

Resultados

A pesar de las limitaciones del censo muestral, gracias a la reconstrucción indirecta de variables complementarias se logró disponer de 22 indicadores para casi la totalidad de las secciones censales. La fiabilidad de la reconstrucción realizada se ha probado tanto en la comparación con las tablas a medida de la web del INE (tabla 2) como por coherencia completa entre la información reconstruida y la suministrada directamente por el INE en algunos de los datos. La figura 1 muestra el análisis descriptivo de los indicadores iniciales con un máximo de valores perdidos del 1,13%.

Tras el ACP secuencial, el índice final de privación por sección censal se construyó con seis indicadores: población trabajadora manual, población asalariada eventual, desempleo, dos indicadores de instrucción insuficiente (en personas de 16 y más años, y en población joven de 16 a 29 años) y viviendas principales sin acceso a Internet. Este índice final (que corresponde a la primera componente del ACP de la segunda fase) explicó el 52,27% de la varianza total de los datos (tabla 4).

En lo que respecta al análisis de sensibilidad (tabla 4), el índice de privación (obtenido con seis indicadores) presentó una fuerte correlación con cada uno de los índices calculados para los ámbitos urbano, intermedio y rural (0,99, 0,99 y 0,77, respectivamente), y con el índice obtenido con los 10 indicadores para toda España

(0,98). Los resultados del índice son bastante consistentes entre los grados de urbanización.

La visualización del indicador de privación por sección censal para la Península (las islas presentan patrones específicos) muestra un fortísimo eje de privación desde el suroeste (mayor privación) hacia el nordeste (menor privación), como puede verse en la figura 2. Las principales excepciones son las grandes aglomeraciones metropolitanas, como por ejemplo la madrileña, que si bien en términos generales tienen una situación más favorable reproducen en su interior patrones territoriales específicos de privación socioeconómica.

Los datos del índice de privación y de los seis indicadores que lo componen están accesibles en la página web de la Sociedad Española de Epidemiología³⁰.

Discusión

Se ha aprovechado la información del censo de 2011 por sección censal y se ha elaborado un índice de privación que detecta áreas pequeñas de España con una situación socioeconómica desfavorable. El índice de privación se basa fundamentalmente en las mismas dimensiones y variables que el índice de privación MEDEA 2001. La inclusión del indicador relativo a viviendas sin acceso a Internet supone un aspecto novedoso respecto al índice anterior, que añade una dimensión conceptualmente coherente y aprovecha una información antes no disponible.

El análisis de la evolución en el tiempo de la privación es un asunto complejo desde el punto de vista conceptual y metodológico^{31,32}, sobre el que existen interesantes investigaciones a nivel de área pequeña^{33–35} que en general reflejan una imagen de gran estabilidad territorial, incluso en el largo plazo^{36,37}.

En cuanto a los resultados empíricos para las secciones censales de España en 2011 (fig. 2), es especialmente impactante la imagen del patrón nordeste-suroeste de la privación. En la observación del mapa debe considerarse que el análisis por sección censal tiene el

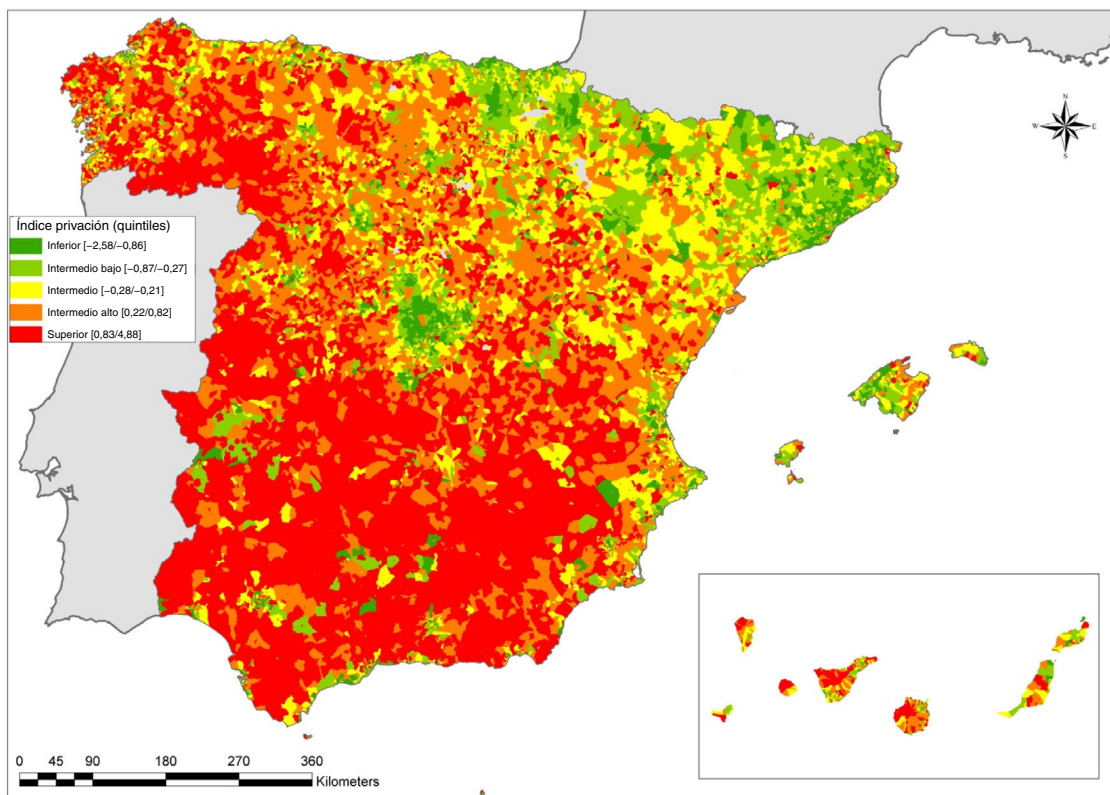


Figura 2. Mapa del índice de privación final elaborado con seis indicadores por secciones censales del censo de 2011.

inconveniente de que el impacto visual de cada medida depende de cómo la superficie no urbanizada se reparte entre las distintas secciones, y que los intervalos de clase están obtenidos por quintiles, lo que iguala el tamaño de las clases, pero no se mantiene igual la anchura de los intervalos de cada clase. En todo caso, este patrón ya fue observado anteriormente para otras unidades territoriales³⁸. Es motivo de reflexión cómo las mejoras de las últimas décadas han alterado de manera muy limitada el patrón territorial español clásico, y al tiempo es una luz que puede alumbrar otros debates sobre los flujos económicos de bienes, rentas y patrimonio, así como sobre el desigual reparto de la formación y las ocupaciones entre territorios.

El índice de privación puede utilizarse para identificar áreas geográficas con mayores necesidades de intervención. Habida cuenta de la fuerte continuidad en el tiempo de los patrones de privación, es necesario debatir sobre cómo aplicar en la práctica los resultados obtenidos y cuál debe ser la estrategia para mejorar la situación en España. Existen experiencias interesantes de uso de los indicadores de privación en programas de intervención para mejora de la salud y disminución de la mortalidad evitable^{32,39,40}.

El índice puede ser útil para explorar su asociación con indicadores de salud y sus determinantes, o puede usarse como variable confusora y de ajuste de la privación socioeconómica.

El índice de privación elaborado presenta varias fortalezas. En primer lugar, aprovecha sistemáticamente toda la información censal de carácter socioeconómico disponible, tanto en el aspecto temático como en el territorial. Es importante que la construcción de los indicadores y del índice de privación no se haya ceñido a los ámbitos urbanos, lo que le da una mayor potencia comparativa y una ampliación de los trabajos de investigación a los que puede aplicarse. En segundo lugar, en 2011 los indicadores de trabajadores manuales y asalariados eventuales se han construido incluyendo no solo los ocupados, sino también los parados que han trabajado antes, lo que le da una mayor solidez conceptual sin introducir

diferencias significativas de comportamiento. En tercer lugar, para la elaboración del índice se ha utilizado la misma metodología multivariante que se usó para los datos de 2001, lo que añade solidez a los análisis comparativos.

Sin embargo, el estudio muestra ciertas limitaciones. En primer lugar, se mantiene el punto crítico de las limitaciones sobre las fuentes transversales, siendo prometedores los resultados con ficheros longitudinales⁴¹. En segundo lugar, el carácter muestral del censo da una menor robustez a los resultados⁴², lo cual debe ser tenido en cuenta por los analistas y los usuarios, en especial en el caso de su uso para asignación de recursos. En tercer lugar, aunque el indicador de privación funciona bien en los tres ámbitos, la correlación del primer componente del ACP con los distintos indicadores es decreciente desde el ámbito urbano al intermedio y al rural. La diferente composición por grupos de edades de la población y la intensidad de los procesos migratorios seguramente influyen en que en el ámbito rural la asociación entre los indicadores y la privación no sea tan estrecha⁴³. En cuarto lugar, la sección censal tiene la ventaja de una dimensión en tamaño poblacional similar, pero presenta el inconveniente de sus frecuentes cambios en el tiempo; el cálculo por rejillas fijas de 1 km² puede ofrecer en el futuro ventajas en este sentido. En quinto lugar, no se ha podido validar la consistencia del indicador elaborado con ningún indicador de salud, ya que no se dispone de ninguno con la misma precisión territorial y de una fecha similar para toda España.

El censo sigue siendo una herramienta básica para el análisis por áreas pequeñas de los determinantes sociales de la salud, que son las claves para describir las desigualdades de mortalidad y de acceso a los servicios de salud. El carácter muestral del censo de 2011 supone una merma en la robustez de los indicadores sociales territorialmente detallados, pero es posible disponer de un repertorio de informaciones para comparaciones con el anterior censo y con los próximos. El índice de privación por secciones censales para toda España permitirá el análisis de los determinantes sociales de

la salud y de las desigualdades sociales con un mayor detalle que lo realizado hasta el momento, será un valioso instrumento para la planificación y la gestión sanitaria, y facilitará el estudio actualizado de las desigualdades en salud después del periodo de crisis económica iniciado en 2008.

En conclusión, se ha construido un indicador de privación para todas las secciones censales de España, con un aprovechamiento intensivo de las variables censales y que concuerda con el desarrollado en 2001 para ámbitos urbanos. Este tipo de indicadores han demostrado ser valiosas herramientas para el estudio de las desigualdades en salud y para la priorización de áreas que requieren más recursos e intervenciones. El análisis en profundidad de su evolución temporal, de sus diferencias territoriales y de su asociación con otras variables agregadas es la tarea que queda por delante y que solo el trabajo aquí descrito posibilita.

¿Qué se sabe sobre el tema?

La elaboración de indicadores sintéticos de privación es una práctica muy extendida en el análisis de las desigualdades sociales, y su influjo en la salud y su uso por secciones censales se han constituido como un referente básico de los análisis de la mortalidad y la morbilidad de la población. En España, hasta el momento, estos análisis se han restringido a ámbitos urbanos o regiones específicas.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

El censo de 2011 planteaba la dificultad de su metodología muestral. El presente trabajo desarrolla una metodología para tratar el censo de 2011 y amplía el ámbito territorial de análisis a la totalidad de las secciones censales de España. Siguiendo la línea metodológica del proyecto MEDEA, y la máxima comparabilidad con los resultados de 2001, se ha elaborado un índice de privación que aprovecha las posibilidades informativas del último censo y abre la posibilidad de trabajar ahora, y en el futuro también, con rejillas ortogonales de 1 km².

Editora responsable del artículo

María Victoria Zunzunegui.

Declaración de transparencia

El autor principal (garante responsable del manuscrito) afirma que este manuscrito es un reporte honesto, preciso y transparente del estudio que se remite a GACETA SANITARIA, que no se han omitido aspectos importantes del estudio, y que las discrepancias del estudio según lo previsto (y, si son relevantes, registradas) se han explicado.

Contribuciones de autoría

I. Duque diseñó y ejecutó el tratamiento de datos de los indicadores elementales, participó en la discusión del índice, redactó una primera versión del texto y revisó parte de la bibliografía. M.F. Domínguez-Berjón diseñó y coordinó el conjunto del proyecto, elaboró parte de los textos del artículo y participó en la discusión del índice. A. Cebrecos desarrolló las comprobaciones de los resultados de los indicadores elementales y participó en la recopilación bibliográfica. M.D. Prieto-Salceda elaboró la recopilación bibliográfica, revisó parte de la bibliografía y redactó la versión final del texto del artículo. S. Esnaola elaboró el *Manual de uso del índice de*

privación. M. Calvo analizó la coherencia de las informaciones y seccionado del censo de 2011 con las correspondientes del EUSTAT en el ámbito del País Vasco. M. Marí-Dell'Olmo elaboró el índice de privación y los textos asociados. Todas las personas firmantes han elaborado propuestas, han revisado y aprobado la versión final del trabajo y dan su visto bueno para su publicación.

Agradecimientos

Agradecemos al personal de las Subdirecciones Generales de Difusión y de Estadísticas Sociodemográficas del Instituto Nacional de Estadística la ayuda prestada en la atención de las solicitudes de información y en la aclaración de dudas e incidencias. Agradecemos a Elisa Suárez Antón su ayuda para el tratamiento de la información del censo de 2011, ya que su experiencia y conocimientos fueron una iluminación clave para los tratamientos básicos de la información que aquí se presenta.

Financiación

La Sociedad Española de Epidemiología financió los costes de la explotación de datos solicitada al Instituto Nacional de Estadística y de la publicación del artículo (identificador no disponible).

Conflictos de intereses

Ninguno.

Bibliografía

- Booth C. Life and labour of the people. London: Macmillan; 1st ed., 1889-1991, 2 vol; 2nd ed., 1892-1896, 9 vol; 3th ed., 1902-1903, 17 vol.
- Llewellyn-Smith H. *New Survey of London Life and Labour*. London: P.S. King and Son Ltd.; 1932.
- Townsend P, Corrigan P, Kowarzik U. *Poverty & labour in London. Interim Report of a Centenary Survey. Low Pay Unit*; 1987. p. 134.
- Carstairs V. Deprivation indices: their interpretation and use in relation to health. *J Epidemiol Community Health*. 1995;49 (Suppl 2):S3-8.
- Sen A. *Development as freedom*. Oxford: Oxford University Press; 1999. p. 109.
- Alkire S, Robles G. Multidimensional Poverty Index – Summer 2017: brief methodological note and results. *MPI Methodological Notes* 44. Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI). (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: <https://ophi.org.uk/multidimensional-poverty-index-summer-2017-brief-methodological-note-and-results/>.
- Ayala L, Jurado A, Pérez-Mayo J. Income poverty and multidimensional deprivation: lessons from cross-regional analysis. *Review of Income and Wealth*. 2011;57:40-60. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2010.00393.x>.
- Annoni P, Fattore M, Brüggemann R. Analysing the structure of poverty by fuzzy partial order. En: Owsinsky JW, Brüggemann R, editores. *Multicriteria ordering and ranking: partial orders, ambiguities and applied issues*. Varsovia: Polish Academy of Sciences; 2008. p. 107-24.
- Rodero Cosano ML. Reformulación del índice de privación. El caso de la Comunidad Autónoma de Andalucía. [Tesis doctoral]. Córdoba: Universidad de Córdoba. 2013. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: <http://hdl.handle.net/10396/10758>.
- Cookson R, Asaria M, Ali S, et al. Health equity indicators for the English NHS: a longitudinal whole-population study at the small-area level. *Health Serv Deliv Res*. 2016;4:26.
- Collection English indices of deprivation. Ministry of Housing, Communities & Local Government. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: <https://www.gov.uk/government/collections/english-indices-of-deprivation>.
- Fusco A, Guio AC, Marlier E. Building a material deprivation index in a multinational context: lessons from the EU experience. En: Bérenger V, Bresson F, editores. *Poverty and social exclusion around the Mediterranean sea*. Boston: Springer; 2013. p. 43-71.
- McIntyre D, Muirhead D, Gilson L, et al. Geographic patterns of deprivation in South Africa: informing health equity analyses and public resource allocation strategies. *Health Policy and Planning*. 2002;17 (Suppl 1):30-9.
- Caranci N, Biggeri A, Grisotto L, et al. L'indice di deprivazione italiano a livello di sezione di censimento: definizione, descrizione e associazione con la mortalità. *Epidemiologia e Prevenzione*. 2010;34:16776. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: http://www.epiprev.it/articolo_scientifico/%E2%80%99indice-di-deprivazione-italiano-livello-di-sezione-di-censimento-definizione-
- Brown D, Allik M, Dundas R, et al. Carstairs scores for Scottish postcode sectors, datazones and output areas from the 2011 census. Technical report. MRC/CSO

- Social and Public Health Sciences Unit, University of Glasgow, Glasgow;. 2014. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: <http://eprints.gla.ac.uk/99555/>.
16. Yuan Y, Wu F. The development of the index of multiple deprivations from small-area population census in the city of Guangzhou. PRC. *Habitat International*. 2014;41:142–9.
 17. Guillaume E, Pornet C, Dejardin O, et al. Development of a cross-cultural deprivation in five European Countries. *J Epidemiol Community Health*. 2016;70:493–9.
 18. Domínguez-Berjón MF, Rodríguez-Sanz M, Dell’Olmo MM, et al. Grupo de Determinantes Sociales de la Salud de la Sociedad Española de Epidemiología. Uso de indicadores socioeconómicos del área de residencia en la investigación epidemiológica: experiencia en España y oportunidades de avance. *Gac Sanit*. 2014;28:418–25.
 19. Borrell C, Serral G, Martínez-Beneito MA, et al. Atlas de mortalidad en ciudades de España (1996–2003). Barcelona: Dit i Fet; 2009.
 20. Gotsens M, Olmo MM, Martínez-Beneito MA. Socio-economic inequalities in mortality due to injuries in small areas of ten cities in Spain (MEDEA Project). *Accid Anal Prev*. 2011;43:1802–10.
 21. Olmo MM, Gotsens M, Palencia L, et al. Socioeconomic inequalities in cause-specific mortality in 15 European cities. *J Epidemiol Community Health*. 2015;69:43241.
 22. Olmo MM, Gotsens M, Palencia L, et al. Trends in socioeconomic inequalities in mortality in small areas of 33 Spanish cities. *BMC Public Health*. 2016;16:663.
 23. Aguilar-Palacio I, Martínez-Beneito MA, Rabanaque MJ, et al. Diabetes mellitus mortality in Spanish cities: trends and geographical inequalities. *Prim Care Diabetes*. 2017;11:453–60.
 24. Alguacil Gómez J, Camacho Gutiérrez J, Hernández Aja A. La vulnerabilidad urbana en España. Identificación y evolución de los barrios vulnerables. *Empiria*. 2014;27:73–94.
 25. Instituto Nacional de Estadística. Censos de Población y Viviendas. Metodología. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: http://www.ine.es/censos2011_datos/cen11_datos_metodologia.htm.
 26. Instituto Nacional de Estadística. Proyecto de los censos demográficos 2011. Madrid: Subdirección General de Estadísticas de la Población; 2011. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: http://www.ine.es/censos2011/censos2011_proyecto.pdf.
 27. Domínguez-Berjón MF, Borrell C, Cano-Serral G, et al. Construcción de un índice de privación a partir de datos censales en grandes ciudades españolas (Proyecto Medea). *Gac Sanit*. 2008;22:179–87.
 28. Ministerio de Fomento. Atlas de la vulnerabilidad urbana. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: <http://atlasvulnerabilidadurbana.fomento.es/>.
 29. Eurostat. Degree of urbanisation (DEGURBA) – Local Administrative Units. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/miscellaneous/index.cfm?TargetUrl=DSP_DEGURBA.
 30. Sociedad Española de Epidemiología. Grupo de Trabajo sobre Determinantes Sociales de la Salud. (Consultado el 21/9/2019.) Disponible en: <https://www.seepidemiologia.es/gruposdetrabajo.php?contenido=gruposdetrabajosub6>.
 31. Morrison PS, Nissen K. Moving in and out of areas of deprivation: evidence from the New Zealand census. *New Zealand Population Review*. 2010;36:55–80.
 32. Norman P. Identifying change over time in small area socio-economic deprivation. *Applied Spatial Analysis and Policy*. 2010;3:107–38.
 33. Haase T, Pratschke J. Deprivation and its spatial articulation in the Republic of Ireland. New measures of deprivation based on the Census of Population. 1991, 1996 and 2002. National Development Plan, Social & Economic Consultant; 2005. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: <http://trutzhaase.eu/publications/deprivation-and-its-spatial-articulation-in-the-republic-of-ireland/>.
 34. Montoya Arroniz I. Evolución de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en áreas pequeñas de la Comunidad Autónoma del País Vasco. [Tesis doctoral]. Universidad del País Vasco, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales; 2015. (Consultado el 31/8/2019.) Disponible en: <http://hdl.handle.net/10810/17264>.
 35. Nolasco A, Moncho J, Quesada JA, et al. Trends in socioeconomic inequalities in preventable mortality in urban areas of 33 Spanish cities, 1996–2007 (MEDEA project). *Int J Equity Health*. 2015;14:33.
 36. Gregory IN. Comparisons between geographies of mortality and deprivation from 1900 and 2001: spatial analysis of census and mortality statistics. *BMJ*. 2009;339:b3454.
 37. Dorling D, Mitchell R, Shaw M, et al. The ghost of Christmas past: health effects of poverty in London in 1896 and 1991. *BMJ*. 2000;7276:1547–51.
 38. Benach J, Yasui Y. Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two index of deprivation. *J Epidemiol Community Health*. 1999;53:423–31.
 39. Hurtado JL, Bacigalupe A, Calvo M, et al. Social inequalities in a population based colorectal cancer screening programme in the Basque Country. *BMC Public Health*. 2015;15:1021.
 40. Pampalon R, Hamel D, Gamache P, et al. A deprivation index for health planning in Canada. *Chronic Dis Can*. 2009;29:178–91.
 41. Voigt M, Ordanovich D, Viciana F, et al. Urban environment and mortality differentials in Spain. *Popul Space Place*. 2019;25:e2239.
 42. Compés Dea ML, Olivan Bellido E, Feja Solana C, et al. Construcción de un índice de privación por Zona Básica de Salud en Aragón a partir de Censo de 2011. *Rev Esp Salud Publica*. 2018;92, pii: e201812087.
 43. Caro-Mendivelso J, Elorza-Ricart JM, Méndez Boo L, et al. Associations between socioeconomic index and mortality in rural and urban small geographic areas of Catalonia. Spain: ecological study. *J Epidemiol Res*. 2016;2:80–6.