

Isabel Aguilar Palacio

# Desigualdades en la distribución de salud y enfermedad: la influencia de factores socioeconómicos

Departamento  
Microbiología, Medicina Preventiva y Salud  
Pública

Director/es  
Rabanaque Hernández, María José

<http://zaguan.unizar.es/collection/Tesis>

---

© Universidad de Zaragoza  
Servicio de Publicaciones

ISSN 2254-7606

Tesis Doctoral

DESIGUALDADES EN LA DISTRIBUCIÓN DE  
SALUD Y ENFERMEDAD: LA INFLUENCIA DE  
FACTORES SOCIOECONÓMICOS

Autor

Isabel Aguilar Palacio

Director/es

Rabanaque Hernández, María José

**UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA**

Microbiología, Medicina Preventiva y Salud Pública

2015



---

**DESIGUALDADES EN LA  
DISTRIBUCIÓN DE SALUD Y  
ENFERMEDAD.  
LA INFLUENCIA DE FACTORES  
SOCIOECONÓMICOS**

---

*Doctoranda:*

Isabel AGUILAR PALACIO

*Directora:*

M<sup>a</sup> José RABANAQUE HERNÁNDEZ

DEPARTAMENTO DE MICROBIOLOGÍA, MEDICINA PREVENTIVA  
Y SALUD PÚBLICA

Zaragoza, 2015



**Universidad**  
Zaragoza



A mis abuelos,  
Chema, Pepita, Eusebio y María.



“In terms of negative impacts, there is a need for political leaders to acknowledge what and who is generating and making inequalities worse. This means acknowledging that some individuals and groups benefit from perpetuating inequalities and that their actions need to be carefully scrutinised.”

Margaret WHITEHEAD

*Swimming upstream? Taking action on the social determinants of health inequalities*



# Agradecimientos

Gracias a M<sup>a</sup> José Rabanaque por su comprensión, su paciencia y gran compromiso a lo largo de tantos años.

Gracias a Margaret Whitehead por permitirme aprender de ella. Por su amabilidad y su sonrisa tranquila.

Gracias a Carmen Martos, porque sin ella, yo no habría llegado hasta aquí. Y gracias a Jesús Castilla, del que he aprendido tanto.

Gracias a mis padres, que me han dado más amor del que jamás podré devolver. Y a Ani, porque soy incapaz de imaginarme una hermana mejor.

Gracias a mis amigos, a los que han estado siempre ahí y a los que acaban de llegar. Por aparecer a mi lado antes de llamarlos. Por regalarme tantos abrazos, por su sinceridad y por hacerme reír. Por unirse a mis locuras con sólo decirlo dos veces. Por las conversaciones interminables. Por ser fuegos que siempre me encienden cuando me acerco. Por todo, porque sin vosotros, yo no soy nada.



La Tesis Doctoral que se presenta está compuesta por un compendio de trabajos previamente publicados y pretende ser la vía para optar a la Mención Europea en el título de Doctor.

A continuación se enuncian las referencias bibliográficas de los trabajos que constituyen el cuerpo de la presente Tesis.

## **Trabajo 1**

Compés ML, Feja C, Niño de Guzmán E, Aguilar I, Conde S, Alonso JP, et al. Bayesian analysis of the geographical variation of type 1 diabetes mellitus in under 15 yr olds in northeast Spain. *Pediatric Diabetes*. 2012;14(1):66–76.

## **Trabajo 2**

Aguilar I, Feja C, Compés ML, Rabanaque MJ, Esteban M, Alcalá T, et al. Desigualdades y mortalidad por cirrosis en varones, Zaragoza (1996–2003). *Gac Sanit*. 2011;25(2):139–45.

## **Trabajo 3**

Aguilar I, Compés L, Feja C, Rabanaque MJ, Martos C. Gastric cancer incidence and geographical variations: the influence of gender, rural and socioeconomic factors, Zaragoza (Spain). *Gastric Cancer*. 2013;16(2):245–53.

## **Trabajo 4**

Aguilar-Palacio I, Carrera-Lasfuentes P, Rabanaque MJ. Salud percibida y nivel educativo en España: tendencias por comunidades autónomas y sexo (2001-2012). *Gac Sanit*. 2015;29(1):37–43.



# Índice general

|   |           |
|---|-----------|
| <b>Resumen</b>  | <b>1</b>  |
| <b>Abstract</b>   | <b>5</b>  |
| <b>Listado de abreviaturas y acrónimos</b>                                      | <b>7</b>  |
| <b>1. Introducción General</b>  | <b>9</b>  |
| 1.1. Antecedentes . . . . .   | 9         |
| 1.1.1. Conceptos generales de las desigualdades en salud . . . . .              | 9         |
| 1.1.2. Estudio de las desigualdades en salud . . . . .                          | 12        |
| 1.2. Justificación de la unidad temática de la línea de investigación . . . . . | 22        |
| <b>2. Presentación de los trabajos que comprende la tesis</b>                   | <b>25</b> |
| 2.1. Trabajo 1 . . . . .  | 25        |
| 2.2. Trabajo 2 . . . . .  | 39        |
| 2.3. Trabajo 3 . . . . .  | 49        |
| 2.4. Trabajo 4 . . . . .  | 61        |
| <b>3. Objetivos de investigación</b>  | <b>71</b> |
| 3.1. Objetivo General . . . . .   | 71        |
| 3.2. Objetivos Específicos . . . . .  | 71        |
| <b>4. Metodología</b>   | <b>73</b> |
| 4.1. Estudios de base poblacional . . . . .                                     | 73        |
| 4.1.1. Aspectos comunes de los estudios de base poblacional . . . . .           | 73        |
| 4.1.2. Metodología propia del Trabajo 1 . . . . .                               | 80        |
| 4.1.3. Metodología propia del Trabajo 2 . . . . .                               | 81        |
| 4.1.4. Metodología propia del Trabajo 3 . . . . .                               | 83        |
| 4.2. Estudio de base individual. Metodología del Trabajo 4 . . . . .            | 85        |

## *Índice general*

|           |   |            |
|-----------|---|------------|
| 4.3.      | Consideraciones éticas, financiación y conflicto de interés . . . . .   | 89         |
| 4.3.1.    | Consideraciones éticas . . . . .  | 89         |
| 4.3.2.    | Financiación . . . . .  | 90         |
| 4.3.3.    | Conflicto de interés . . . . .  | 90         |
| <b>5.</b> | <b>Aportaciones de la doctoranda</b>  | <b>91</b>  |
| 5.1.      | Aportaciones . . . . .  | 91         |
| 5.1.1.    | Variaciones en la distribución de salud y enfermedad . . . . .  | 91         |
| 5.1.2.    | Factores explicativos . . . . .   | 92         |
| 5.1.3.    | Fortalezas y debilidades de las diferentes aproximaciones metodológicas . . . . .                                 | 94         |
| 5.2.      | Implicaciones de los resultados y líneas de investigación futuras . . . . .                                       | 97         |
| <b>6.</b> | <b>Conclusiones</b>   | <b>101</b> |
| <b>7.</b> | <b>Conclusions</b>  | <b>103</b> |
|           | <b>Bibliografía</b>   | <b>105</b> |
|           | <b>Anexos</b>   | <b>121</b> |
|           | <b>Anexo I. Factor de impacto, áreas temáticas y contribución de la doctoranda en las publicaciones incluidas</b> | <b>123</b> |
|           | <b>Anexo II. Mapas de Aragón</b>  | <b>125</b> |
|           | <b>Anexo III. Indicadores socioeconómicos simples del proyecto MEDEA</b>  | <b>129</b> |

# Resumen

## Antecedentes y Objetivos

Las desigualdades en salud se definen como las “variaciones en el nivel de salud derivadas de la desigual distribución de poder por clase social, género, etnia y/u otras circunstancias que limitan el acceso a los individuos y grupos a recursos claves para su salud, suponiendo una barrera de las estructuras sociales a que las personas consigan su más alto nivel de salud alcanzable”<sup>1</sup>. Éstas tienen origen, a su vez, en las desigualdades políticas, económicas y sociales existentes en la sociedad, y conllevan una mayor vulnerabilidad a la enfermedad de unos colectivos determinados<sup>2</sup>, lo que genera diferencias en los niveles de salud innecesarias, injustas y evitables<sup>3</sup>. El estudio y actuación en el ámbito de las desigualdades en salud es un asunto prioritario en Salud Pública.

La investigación de las desigualdades en salud pretende analizar la existencia de desigualdades en la distribución de salud y enfermedad y, en caso de que existan, cuáles son las causas de las mismas. Entre estas causas, se encuentra el nivel socioeconómico. El abordaje de la investigación de las desigualdades puede realizarse mediante la utilización de metodologías diversas, la obtención de información a través de distintas fuentes y utilizando diferentes definiciones del nivel socioeconómico.

El objetivo de la línea de investigación de la presente Tesis Doctoral es analizar las desigualdades en salud en nuestro medio (España y la Comunidad Autónoma de Aragón), utilizando diversos abordajes metodológicos, indicadores de salud, fuentes de información y poblaciones, y comprobar la consistencia de los resultados obtenidos, independientemente de los aspectos considerados.

## Metodología

La metodología utilizada en esta línea de investigación ha sido de dos tipos. Por un lado, los tres primeros trabajos abordan el estudio de las variaciones en salud desde un enfoque ecológico, mientras que el cuarto plantea un estudio de base individual. A continuación se

describen brevemente las características metodológicas de los mismos.

Estudios poblacionales o ecológicos. El primer trabajo utilizó como unidad geográfica de análisis la Zona Básica de Salud de Aragón y en los otros dos estudios, se utilizaron las Secciones Censales a nivel de la ciudad de Zaragoza, y los municipios para el resto de la provincia. En relación a las fuentes de información, el primer trabajo utiliza el Registro de Diabetes Mellitus tipo 1 de Aragón, el segundo el Registro de Mortalidad de Aragón y el tercero el Registro Poblacional de Cáncer de Zaragoza. En los tres se aplica metodología bayesiana para obtener patrones geográficos. En los trabajos 2 y 3 se estudia la posible influencia del nivel socioeconómico sobre las variaciones observadas, utilizando para ello un índice de privación, así como índices que exploran la influencia del nivel socioeconómico a nivel rural, y las propias características de ruralidad.

Estudio de ámbito individual. Las fuentes de información utilizadas fueron la Encuesta Nacional de Salud y la Encuesta Europea de Salud. Se estudiaron las variaciones en la mala salud percibida a nivel de España, estratificando por Comunidad Autónoma de residencia y explorando su evolución temporal. La influencia del nivel socioeconómico se evaluó utilizando como indicador el nivel educativo de los individuos.

## **Conclusiones**

En el trabajo de investigación desarrollado, y que ha dado lugar a la Tesis Doctoral que se presenta, se han podido observar desigualdades en la distribución de salud y enfermedad, independientemente del tipo de metodología utilizada y del resultado en salud considerado. Esta distribución no parece ser debida al azar, pudiéndose identificar, en la mayoría de los casos, patrones geográficos. En relación al nivel socioeconómico bajo, estudiado como posible factor explicativo de estas desigualdades, se ha encontrado asociado a peores resultados en salud en todos los trabajos, e independientemente del ámbito de estudio, de la metodología empleada y del indicador de nivel socioeconómico utilizado. Se ha comprobado que los índices de privación empleados de manera habitual no son adecuados para su aplicación en el ámbito rural, debido a las particularidades de este medio, que hacen que los indicadores socioeconómicos sean distintos a los del medio urbano. La utilización de índices desarrollados de manera específica para este ámbito es, por tanto, necesaria para estudiar la influencia del nivel socioeconómico sobre la salud en un entorno rural.

Tanto la información que ha sido obtenida a nivel poblacional, como la obtenida a nivel individual, proporcionan evidencia útil para el estudio de las desigualdades en salud. Es necesario desarrollar mecanismos para aumentar la relación entre los niveles ejecutivos y

los investigadores, con la finalidad de reorientar la investigación a una mayor operatividad y obtener, así, un mayor compromiso para el desarrollo de políticas adecuadas.



# Abstract

## Background and Objectives

Health inequalities are defined as “health status variations derived from the unequal distribution of power by social class, gender, ethnic and/or other circumstances, that limited the access of individuals and groups to health resources. These variations generate social barriers that keep people from getting their highest health level”. Health inequalities have their origin in political, economic and social differences, which imply that some groups have higher vulnerability to illness than others. These differences in health are unnecessary, unfair and avoidable. The study and action in health inequalities is a priority field in Public Health.

Research on health inequalities considers the presence of inequalities in the distribution of health and illness and, in case they exist, which are the causes of these differences. One of these causes is socioeconomic level. Health inequalities approach can be conducted using different methodologies, various information sources and using different definitions of socioeconomic level.

The main objective of this line of research is to analyse health inequalities in our area (Spain and the autonomous community of Aragon), using different methodological approaches, health indicators, information sources and populations, and to test the consistency of results, independently of the aspects previously cited.

## Methodology

Two different methodological approaches have been used. On one side, the three first papers study health inequalities from an ecological perspective, and on the other side, the fourth paper is an individual based study. As follows, methodological characteristics are described briefly.

Population based or ecological study. The first work uses the Basic Healthcare Area of Aragon as geographical unit of analysis. In the other two studies, Census Tracts in the

city of Zaragoza, and the municipalities for the rest of the province, were used. The first work used the Registry of Diabetes Mellitus 1 of Aragon as source of information. The source of information in the second work was the Mortality Registry of Aragon and, in the third paper, the Population-based Zaragoza Cancer Registry. In these three works, Bayesian methodology has been applied, in order to obtain geographical patterns. In studies 2 and 3, the influence of socioeconomic level on the observed variations has been explored. To this end, deprivation indexes, both urban and rural, and indexes to explore rural conditions, have been used.

Individual based study. The National Health Survey and the European Health Survey were the information sources used. Inequalities in self-rated health in Spain, stratified by autonomous communities, and their temporal trend, were studied. The influence of socioeconomic level was evaluated using educational level as indicator.

## **Conclusions**

In the research work developed, and that has given rise to this Thesis, inequalities in the distribution of health and illness could be observed, independently of the methodology used or the health outcome considered. Health distribution is not random and, in the majority of cases, it is possible to identify geographical patterns. In relation to low socioeconomic level as explanatory factor of the observed inequalities, it has been associated with worse health results in all the works, independently of the study area, methodology or socioeconomic indicator used. It has also been tested that deprivation indexes usually applied are not suitable for its utilization in rural areas, due to the peculiarities of rural environment, which made their socioeconomic indicators different to the urban ones. The use of indexes specifically develop for rural areas is necessary to know the influence of socioeconomic level on health in this context.

Information obtained both at population and individual level, proportion useful evidence for health inequalities research. It is necessary to develop mechanisms to increase the relationship between executive levels and researchers, with the objective of making research more operative and getting a higher political engagement.

# Listado de abreviaturas y acrónimos

|        |   |
|--------|---|
| ACP    | Análisis de Componentes Principales   |
| AP     | Atención Primaria   |
| AUC    | Área Bajo la Curva ROC  |
| BMY    | Modelo de Besag, York y Mollié  |
| CA     | Comunidad autónoma  |
| CAR    | Modelo Condicional Autoregresivo  |
| CCAA   | Comunidades autónomas   |
| CIE-O2 | Clasificación Internacional de Enfermedades para Oncología, 2ª<br>revisión                              |
| CIE-9  | 9ª revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades   |
| CIE-10 | 10ª revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades  |
| CMBD   | Conjunto Mínimo Básico de Datos   |
| DIC    | Deviance Information Criterion  |
| DM1    | Diabetes Mellitus tipo 1  |
| EES    | Encuesta Europea de Salud   |
| ENS    | Encuesta Nacional de Salud  |
| ES     | Encuesta de Salud   |
| IAEST  | Instituto Aragonés de Estadística   |
| IC95%  | Intervalo de Confianza al 95%   |
| INE    | Instituto Nacional de Estadística   |
| IR     | Tasas de incidencia   |
| ISCED  | International Standard Classification of Education  |
| LOPD   | Ley Orgánica de Protección de Datos de Carácter Personal  |
| MEDEA  | Estudio de la mortalidad en áreas pequeñas españolas y de-<br>sigualdades socioeconómicas y ambientales |
| OMS    | Organización Mundial de la Salud  |
| OR     | Odds Ratio  |
| PRP    | Probabilidad a Posteriori   |

*Listado de abreviaturas y acrónimos*

|        |   |
|--------|---|
| RIE    | Razón de Incidencia Estandarizada                             |
| RIEs   | Razón de Incidencia Estandarizada Suavizada                   |
| RME    | Razón de Mortalidad Estandarizada                             |
| RMEs   | Razón de Mortalidad Estandarizada Suavizada                   |
| SEE    | Sociedad Española de Epidemiología                            |
| SESPAS | Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria |
| SC     | Sección Censal  |
| ZBS    | Zona Básica de Salud  |

# 1 Introducción General

## 1.1. Antecedentes

### 1.1.1. Conceptos generales de las desigualdades en salud

Los determinantes sociales de la salud son las características específicas y las vías por las que las condiciones sociales influyen en la salud de las personas, las cuales pueden ser modificadas mediante una actuación fundamentada<sup>4</sup>. Estos factores tienen una construcción social, son diferentes en dependencia del contexto socio-cultural de cada población y se interrelacionan entre sí.

La posición que ocupa un individuo dentro de la escala social determina diferentes oportunidades en salud<sup>5</sup>. Se definen como desigualdades en salud las “variaciones en el nivel de salud derivadas de la desigual distribución de poder por clase social, género, etnia y/u otras circunstancias que limitan el acceso a los individuos y grupos a recursos claves para su salud, suponiendo una barrera de las estructuras sociales a que las personas consigan su más alto nivel de salud alcanzable”<sup>1</sup>. Éstas tienen origen, a su vez, en las desigualdades políticas, económicas y sociales existentes en la sociedad, que conllevan una mayor vulnerabilidad a la enfermedad de unos colectivos determinados<sup>2</sup>, lo que hace que se generen diferencias en los niveles de salud que son consideradas como innecesarias, injustas y evitables<sup>3</sup>.

El término desigualdad en salud implica, por tanto, una valoración negativa. Braveman asume esta connotación cuando afirma “a health disparity/inequality is a particular type of difference in health (or in the most important influences on health that could potentially be shaped by policies); it is a difference in which disadvantaged social groups—such as the poor, racial/ethnic minorities, women, or other groups who have persistently experienced social disadvantage or discrimination—systematically experience worse health or greater health risks than more advantaged social groups”<sup>6</sup>. Las desigualdades en salud son, por tanto, el resultado de acciones políticas, por omisión o intencionalidad, que afectan a la distribución de los recursos en la sociedad<sup>7</sup> y a la capacidad de movilidad social de los sujetos<sup>8</sup>.

El estudio, conocimiento y actuación sobre las desigualdades en salud es un asunto prioritario en Salud Pública. En primer lugar, porque son las causantes de un exceso de morbilidad y mortalidad en los colectivos más desfavorecidos<sup>2</sup>. También porque los estudios muestran que tienden a aumentar, al mejorar más rápidamente la salud de las clases aventajadas, respecto a aquellas personas que se encuentran en una peor posición socioeconómica<sup>9</sup>. Por último, porque se ha podido observar que, con el desarrollo de políticas adecuadas, son evitables<sup>10</sup>.

Reino Unido fue uno de los países pioneros en el estudio de las desigualdades en salud, con la elaboración en 1980 del llamado “Informe Black”<sup>11</sup>. Una de las principales conclusiones de este estudio fue que existían importantes diferencias en las tasas de mortalidad entre clases ocupacionales, en ambos sexos y en todas las edades, observándose además un gradiente de clase que se había incrementado en las últimas décadas. En España el estudio de las desigualdades en salud no empezó hasta años más tarde, ya en la década de los 90. En 1993 el Ministerio de Sanidad y Consumo del gobierno español nombró una Comisión Científica para estudiar las desigualdades sociales en salud en España, la cual elaboró un informe de estructura similar al informe Black. En este informe se incluyeron varios estudios pioneros en España, entre los que se encontraban el primer estudio ecológico sobre desigualdades sociales en salud a nivel de áreas geográficas pequeñas en la totalidad del territorio nacional y el primer estudio sobre desigualdades sociales en salud en España<sup>12</sup>. A estos trabajos les siguió el informe de la Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria (SESPAS) del 2004, cuyo tema fue “La salud pública en España desde la perspectiva de género y clase social”<sup>13</sup>.

Pero sin duda el elemento que más contribuyó a que los determinantes sociales y las desigualdades en salud adquiriesen verdadera relevancia, fue la creación en 2005 de la Comisión de los Determinantes Sociales de la Salud de la Organización Mundial de la Salud (OMS). El objetivo de esta Comisión era reunir evidencia sobre los determinantes sociales de la salud y el abordaje de las inequidades en salud, con la finalidad de asesorar y orientar a los Estados Miembros y los programas de la OMS en este tema. En este sentido, la Comisión quería recuperar el antiguo compromiso con la justicia social y la equidad en salud. En 2008 se hizo público su informe final “Subsanar las desigualdades en una generación”<sup>14</sup>. En este documento, la Comisión hacía un llamamiento a la OMS y a los gobiernos a que tomaran la iniciativa en la acción sobre los determinantes sociales de la salud, con el fin de alcanzar la equidad en salud, considerando que era un objetivo posible de alcanzar en el lapso de una generación. Otra de las aportaciones de la Comisión de los Determinantes Sociales de la Salud, fue la definición de un marco conceptual de los determinantes sociales<sup>15</sup>. Para ello,

se identificó el contexto socioeconómico y político, la estructura social y los determinantes intermedios. El contexto socioeconómico y político hace referencia a los factores que afectan de forma importante a la estructura social y a la distribución de poder y recursos dentro de la sociedad. La estructura social incluye los distintos ejes de desigualdad, como son la clase social, el género, la edad, la etnia o la raza y el territorio, los cuales determinan jerarquías de poder en la sociedad. Por último, identificó los determinantes intermedios, puesto que la estructura social determina desigualdades en los recursos materiales, que a su vez influyen en procesos psicosociales y en las conductas<sup>16</sup>.

Este modelo fue adoptado, a su vez, por la Comisión para Reducir las Desigualdades en Salud en España<sup>17</sup>, creada en 2008 por el Ministerio de Sanidad. El informe final fue publicado en 2010 y presentado durante la Presidencia Española de la Unión Europea. En este informe, titulado “Avanzando hacia la equidad. Propuesta de políticas e intervenciones para reducir las desigualdades sociales en salud en España” se presentaron un total de 27 recomendaciones principales y 166 específicas, ordenadas por prioridad y divididas en 5 áreas temáticas: la distribución del poder, la riqueza y los recursos; las condiciones de vida y trabajo cotidianas a lo largo del ciclo vital; los entornos favorecedores de la salud; los servicios sanitarios; y la información, vigilancia, investigación y docencia. Entre sus principales recomendaciones, se encontraba la creación de organismos políticos y técnicos alineados con esta prioridad; la existencia de sistemas de vigilancia para monitorizar las desigualdades y el impacto de las políticas; la promoción de intervenciones que reduzcan las desigualdades y el establecimiento de alianzas para impulsar las políticas para reducir las desigualdades fuera del sector salud.

El mismo año de la creación de la Comisión para Reducir las Desigualdades en Salud en España se creó el Observatorio de Desigualdades en Salud<sup>18</sup>, desarrollado por el Programa Transversal de Desigualdades en la Salud y el Centro de Investigación Biomédica en red de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP). Entre sus objetivos se encuentran la creación de un servicio de información virtual, donde se recoja, sistematice y transmita información y documentación sobre desigualdades en salud, principalmente en el medio español, así como el desarrollo de contenidos y espacios dirigidos a población general, para difundir los resultados de la investigación en desigualdades en salud.

En los últimos años el conocimiento sobre las desigualdades en salud ha mejorado y ha sido ampliado en España, siendo consistente la evidencia encontrada con la observada en otros países. De este modo, la literatura científica ha aportado información sobre una mayor mortalidad asociada a las clases sociales más desfavorecidas, tanto en términos de exceso de mortalidad en áreas deprimidas<sup>19</sup>, como en mortalidad evitable<sup>20</sup>, esperanza de vida<sup>21</sup>

o en causas específicas de muerte<sup>22,23</sup>. Una mayor morbilidad ha podido ser también observada en las personas con mala situación socioeconómica. En este sentido, en la cohorte Whitehall, que sigue desde hace décadas a funcionarios del ayuntamiento de Londres, se ha obtenido un gradiente socioeconómico en la morbilidad de tipo cardiovascular<sup>24</sup>. Esto ha sido observado en otras patologías, como la relación entre la percepción de una mala situación económica y el riesgo de Diabetes Mellitus tipo 2 y de obesidad en las mujeres<sup>25</sup>.

El nivel socioeconómico no sólo se ha encontrado asociado a desigualdades en la mortalidad y la morbilidad diagnosticada. Otro aspecto que ha sido estudiado son las variaciones en la percepción que los individuos tienen de su propia salud según factores socioeconómicos. Así, el nivel de ingresos<sup>26</sup>, la situación ocupacional<sup>27</sup> o la pertenencia a grupos vulnerables desde un punto de vista socioeconómico<sup>28</sup>, condiciona una peor percepción de la salud por parte de los individuos.

### **1.1.2. Estudio de las desigualdades en salud**

Con el fin de obtener evidencia científica válida en la investigación de las desigualdades en salud, la Measurement and Evidence Knowledge Network de la Comisión de los Determinantes Sociales de la OMS propuso una serie de principios que debían guiar el estudio de las desigualdades<sup>29</sup>. Entre estos principios, se encuentra el compromiso con la equidad, la utilización de aproximaciones basadas en la evidencia, tanto desde una perspectiva cuantitativa como cualitativa, el empleo de metodologías diversas, lo que implica el abordaje desde diferentes métodos y disciplinas, la necesidad de enfatizar en un enfoque de tipo poblacional, el intento de identificar los mecanismos causales y la adopción de metodologías que conlleven una minimización de sesgos.

En este apartado abordaremos el estudio de las desigualdades en salud desde dos perspectivas: en primer lugar, desde los tipos de estudios desarrollados de manera más habitual y, posteriormente, en relación a las fuentes de información utilizadas con más frecuencia.

#### **Tipos de estudios**

La investigación en desigualdades en salud tiene un doble objetivo. En primer lugar, pretende identificar la existencia de desigualdades en salud en un contexto concreto y, en segundo lugar, identificar posibles factores asociados con esta desigualdad. Estos objetivos pueden, y deben, ser abordados mediante la utilización de metodologías diversas. Éstas incluyen no sólo la adopción de distintos diseños de estudio, mediciones y consideraciones analíticas, sino también la utilización de metodologías para abordar cuestiones específicas

de este campo<sup>30</sup>.

Las desigualdades en salud pueden ser analizadas en distintos niveles. Para ello podemos utilizar estudios a nivel ecológico, donde la unidad de análisis es el área geográfica. En estos estudios se analiza la asociación entre los indicadores socioeconómicos de área, como son el porcentaje de personas con estudios primarios, la tasa de paro o la utilización de índices de privación, con indicadores conjuntos de salud. Estos indicadores del área geográfica suelen ser obtenidos a partir de la información recabada a los individuos residentes en dichas áreas.

Otra aproximación son los estudios cuya unidad de análisis son los individuos, para lo que utilizaremos indicadores socioeconómicos a nivel individual, como son el nivel de estudios o la situación ocupacional del sujeto, relacionándolos con indicadores de salud también a nivel del individuo.

Por último se encontrarían los estudios multinivel, donde se utilizan datos a nivel individual y de área<sup>31</sup>.

A continuación, se va a proceder a explicar los estudios poblacionales o ecológicos y estudios de base individual, al ser los dos tipos de estudios utilizados en los trabajos que componen la presente Tesis Doctoral.

**Estudios poblacionales o ecológicos** Los estudios de base poblacional son aquellos que consideran poblaciones o grupos como unidad de análisis, en lugar de los individuos<sup>32</sup>.

En los últimos años ha aumentado el número de estudios que tienen como unidad de análisis el área geográfica. Estos estudios han supuesto un avance en el conocimiento de las desigualdades en salud, basando su importancia y su cada vez más frecuente utilización en distintas razones<sup>33</sup>:

1. Existen factores contextuales del área geográfica de residencia que tienen implicaciones sobre la salud. En este sentido se pueden situar los factores relacionados con el medio ambiente, la exposición a determinados contaminantes, el urbanismo, los equipamientos de ocio y la provisión de servicios sanitarios, entre otros.
2. Los estudios a nivel de área geográfica posibilitan el desarrollo de intervenciones específicas en aquellas áreas que son identificadas como de mayor riesgo.
3. La disponibilidad de los datos. Muchas veces en epidemiología se trabaja con datos agregados, sin poder disponer de información a nivel individual.

4. La posibilidad de detectar patrones espaciales de enfermedad que no podrían ser identificados de otro modo. Estos patrones geográficos son de especial importancia para poder formular hipótesis etiológicas<sup>34</sup>.

Dentro de los estudios geográficos han cobrado especial interés aquellos en los que las unidades de análisis son áreas pequeñas. Esta definición depende del contexto de estudio. Barceló et al<sup>35</sup> consideraron como áreas pequeñas aquellas con menos de 20 casos y con una población mínima de 10.000 habitantes. Autores como Rao<sup>36</sup> aplican un criterio de tipo estadístico, definiéndolas como las áreas en las que, debido a su tamaño, no se pueden obtener estimaciones con una determinada precisión. Así, un área es considerada como “pequeña” si la información disponible no es lo suficientemente grande como para proporcionar estimaciones con una precisión adecuada. Estos estudios de áreas pequeñas son los estudios ecológicos que más se aproximan al nivel individual, con una alta homogeneidad en los factores de riesgo asociados al nivel socioeconómico, ya que individuos de características socioeconómicas similares tienden a vivir en las mismas zonas<sup>37</sup>.

En los estudios ecológicos de desigualdades en salud suelen utilizarse los índices de privación como medida de la distribución de riqueza y de definición del nivel socioeconómico a nivel de área. En este sentido, Townsend<sup>38</sup> definió la privación como un estado de desventaja observable y demostrable en relación con la comunidad, la sociedad o la nación a la que pertenece un individuo, una familia o un grupo. Diferenciamos entre privación social, relacionada con aspectos como la integración en la comunidad o la participación, y la privación material<sup>4</sup>. Vivir en una zona con altos niveles de privación se ha asociado a una mayor frecuencia de estilos de vida perjudiciales para la salud, como es el abuso de sustancias en el embarazo<sup>39</sup>, o la adicción al juego<sup>40</sup>. También se ha observado que las mujeres residentes en zonas de bajo nivel económico reciben un diagnóstico tardío de cáncer con más frecuencia<sup>41</sup>, y que determinados colectivos que residen en áreas con alta privación pueden presentar una peor salud percibida<sup>42</sup>. Además, vivir en un vecindario con altos niveles de pobreza se ha asociado a un exceso de mortalidad total<sup>43</sup>, mayor mortalidad por enfermedad cardiovascular<sup>44</sup> y a una mayor incidencia de cáncer de mama<sup>45</sup>, entre otros.

Los índices de privación se construyen a partir de la combinación de indicadores simples<sup>46</sup>. Messer et al.<sup>47</sup> establecieron su utilidad basándose en distintas razones, como el hecho de que los indicadores sociales tienden a formar agrupaciones o clusters dentro de un mismo vecindario, la alta correlación existente entre las variables socioeconómicas, su mayor estabilidad en el tiempo frente a la utilización de indicadores simples y su mayor capacidad para reflejar el carácter multidimensional de la posición socioeconómica de una comunidad.

En España, el proyecto MEDEA (“Mortalidad en áreas pequeñas españolas y desigualdades socioeconómicas y ambientales”), financiado por el Fondo de Investigación Sanitaria, elaboró un índice sintético de privación con los datos socioeconómicos obtenidos del Censo de Población y Viviendas del año 2001<sup>46</sup>.

Por último, es interesante señalar que ha sido descrito que los efectos de vivir en áreas con altos niveles de privación son diferentes según sean zonas rurales o urbanas<sup>48</sup>. Algunos autores<sup>33,49</sup> señalan que las desigualdades son mayores en las zonas urbanas, debido a la mayor acumulación de núcleos de pobreza en las ciudades. No obstante, otros estudios<sup>50</sup> afirman que el efecto de la privación en las áreas rurales está oculto, debido a la dificultad de definir qué es ruralidad, al importante papel que juega la exclusión social, y que pocas veces es considerado, y a la alta heterogeneidad de la población rural, en la que es posible encontrar una elevada variabilidad en la distribución de ingresos.

**Estudios de base individual** En los estudios de desigualdades de base individual las unidades de análisis son los individuos. La información suele obtenerse de Encuestas de Salud (ES), que proporcionan información tanto sobre la salud del individuo, como sobre su nivel socioeconómico, pero también es posible utilizar registros de base poblacional. En estos estudios se utilizan indicadores de la posición socioeconómica del individuo y de su estado de salud para analizar la asociación entre ellos.

El nivel educativo es utilizado con frecuencia como un indicador genérico de la posición socioeconómica. Los conocimientos y habilidades adquiridos por una persona a través de la educación afectan a sus estilos de vida, le hacen más receptivo a los mensajes de educación para la salud y facilitan su acceso y comunicación con los servicios sanitarios<sup>51</sup>. Además, el nivel educativo capta la transición entre el nivel socioeconómico de los padres (educación recibida) y el nivel socioeconómico esperable de la persona en el futuro, pues este indicador tiene una fuerte asociación con el tipo de trabajo que desempeñará un individuo y con sus ingresos<sup>52</sup>. Por último, el nivel educativo de una persona se puede ver limitado por la mala salud del individuo en sus primeros años de vida y predisponer, a su vez, a una peor salud en la edad adulta<sup>53</sup>.

La educación es fácilmente medible a través de las ES. Esta variable suele tener una alta tasa de respuesta y tiene una alta relevancia, independientemente de la edad de los sujetos o de sus condiciones laborales. No obstante, presenta algunas limitaciones a la hora de comparar distintas cohortes de nacimiento, ya que se puede producir una clasificación errónea de los sujetos<sup>51</sup>.

Otros indicadores de la posición socioeconómica a nivel individual son la ocupación, el

nivel de ingresos, la riqueza, las características de la vivienda o indicadores de tipo proxy, que son una aproximación indirecta al nivel socioeconómico del individuo, y se utilizan cuando la información directa no está disponible<sup>54</sup>. No obstante, y pese a su frecuente utilización, los principales indicadores socioeconómicos a nivel individual, como son la educación, los ingresos, o la clase ocupacional, no deberían ser usados de manera intercambiable. Geyer et al.<sup>55</sup> observaron que estos tres indicadores tenían una correlación moderada, pero fueron predictores para distintos resultados en salud, presentando efectos independientes para cada uno de estos resultados.

### Fuentes de información

Las fuentes de información empleadas en los estudios de desigualdades en salud dependen del objetivo de la investigación, pero también del tipo de metodología a utilizar en el desarrollo del estudio. Las fuentes pueden proporcionarnos información acerca de las variables resultado, por ejemplo información sobre el estado de salud, y de variables explicativas, como es el nivel socioeconómico, o de ambos tipos de variables. No obstante, resulta destacable la dificultad existente para obtener información de tipo socioeconómico. En este apartado describiremos tres tipos de fuentes para el estudio de las desigualdades en salud: los registros de mortalidad, los registros específicos de enfermedades y las Encuestas de Salud.

**Registros de mortalidad** En el estudio de las desigualdades en salud se ha utilizado, con una alta frecuencia, la mortalidad. Actualmente, la causa de muerte se codifica utilizando la 10ª revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-10), que clasifica las causas de muerte en 21 grandes grupos y 2.036 categorías. En Aragón, la Codificación de la causa básica de mortalidad se realiza en el Departamento de Sanidad, Bienestar Social y Familia del Gobierno de Aragón mediante convenio de colaboración con el Instituto Aragonés de Estadística (IAEST) y el Instituto Nacional de Estadística (INE), siendo estos dos últimos los que remiten los boletines al departamento de Sanidad mensualmente para su codificación.

La exhaustividad y objetividad de la mortalidad hace que este indicador sea adecuado para monitorizar los problemas de salud y establecer prioridades. Aunque puede existir una clasificación incorrecta de las causas de muerte, algunos autores han demostrado que la calidad de las estadísticas de mortalidad en España es comparable a la de otros países del entorno<sup>56,57</sup>.

La mortalidad es uno de los indicadores más utilizados en el estudio de las desigualdades

en salud. Los estudios geográficos han mostrado una mayor mortalidad en las áreas con altos niveles de privación<sup>19,58-60</sup>. La elaboración en los últimos años en nuestro país de atlas de mortalidad, tanto a nivel nacional<sup>61,62</sup> como autonómico<sup>63,64</sup> ha mejorado el conocimiento geográfico de las desigualdades en nuestro medio. En todos estos trabajos se han podido detectar diferencias en la mortalidad para las causas estudiadas en las distintas regiones de análisis, mostrando la existencia para la mortalidad de un patrón geográfico Norte-Sur, que es coincidente con la distribución de la riqueza, siendo la mitad Sur-Oeste de la península la zona de mayor riesgo. Estas diferencias geográficas, lejos de disminuir, han aumentado en los últimos años<sup>65</sup> pudiendo deberse, al menos en parte, a un incremento desigual del estado de salud para los diferentes estratos sociales. Además, los estudios geográficos han sido utilizados para valorar la mortalidad por enfermedades específicas. Se ha observado en las áreas con un alto nivel de privación una mayor mortalidad por enfermedades respiratorias, principalmente en hombres<sup>58,66</sup>, enfermedades cardiovasculares<sup>67</sup>, cirrosis<sup>68,69</sup>, lesiones externas<sup>22</sup> o cáncer<sup>70</sup>.

La mortalidad también ha sido utilizada en estudios a nivel individual. Mackenbach et al.<sup>71</sup> exploraron las desigualdades en la mortalidad por cáncer de pulmón, según nivel educativo, en diferentes países europeos, observando que países como Inglaterra, Noruega o Dinamarca tenían mayores tasas de mortalidad por cáncer de pulmón entre los hombres con menor nivel educativo, en todos los grupos de edad. En Finlandia<sup>72</sup> el nivel educativo se encontró asociado a una mayor mortalidad cardiovascular. El desempleo se ha asociado a un exceso de mortalidad, principalmente en aquellas personas que están al comienzo y a mitad de su vida profesional<sup>73</sup> y en los hombres<sup>74</sup>. En relación a los ingresos, la bibliografía describe una mayor mortalidad en las personas con bajos ingresos respecto a las de altos, siendo máximas estas diferencias en la población en edad trabajadora<sup>75</sup>.

En esta Tesis Doctoral, el Registro de Mortalidad de la Comunidad Autónoma (CA) de Aragón ha sido utilizado para conocer las defunciones cuya causa básica de muerte fue la cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado. Los resultados obtenidos están reflejados en el segundo trabajo que conforma esta Tesis.

**Registros específicos de enfermedades** En los estudios de incidencia, cuando se pretende explorar la frecuencia de determinadas enfermedades, y su potencial asociación con otros factores, deberemos recurrir a registros específicos de enfermedades. Entre los registros con más tradición, se encuentran los registros de cáncer, que se definen como los sistemas de información cuya finalidad es recoger, almacenar, analizar e interpretar la información de personas diagnosticadas de cáncer<sup>76</sup>. Entre éstos, cabe destacar los registros

de base poblacional, cuyo primer registro en España se instauró en Zaragoza, en 1960. Estos registros recogen todos los casos nuevos de cáncer existentes en un área geográfica concreta, por lo que constituyen un factor clave para la monitorización de la incidencia, participando en la planificación y asesoramiento de las acciones de control del cáncer<sup>77</sup>.

Entre las funciones de los registros de cáncer se encuentra el control de la enfermedad, la educación para la salud, proporcionar información a la población general pero, también, la investigación<sup>78</sup>. Tradicionalmente, la información de estos registros ha sido utilizada con fines de investigación debido a su relevancia. En el campo de las desigualdades en salud, se ha descrito una fuerte asociación entre el nivel socioeconómico y la supervivencia por cáncer, explorada en diversas localizaciones de enfermedades oncológicas y distintas poblaciones<sup>79</sup>. Estas diferencias han sido mayores para cánceres como el de mama o el de vejiga, que cuentan con un pronóstico relativamente bueno y en los cuáles el estadio en el momento del diagnóstico es un factor pronóstico clave<sup>80</sup>. Coleman et al.<sup>81</sup> observaron una menor supervivencia por cáncer en los residentes en áreas con un nivel de privación alto, frente a aquellos que vivían en zonas aventajadas. Los autores explicaron estas diferencias por una menor utilización de los servicios sanitarios en las áreas con nivel socioeconómico bajo.

También se han observado desigualdades en la incidencia de cáncer. En Inglaterra<sup>82</sup>, la incidencia de cáncer de cérvix y pulmón fue mayor en los individuos residentes en áreas de bajo nivel socioeconómico, mientras que se observaron los resultados contrarios para el melanoma y el cáncer de mama. En el cáncer de estómago, se ha observado una mayor incidencia en clases sociales bajas<sup>83</sup>, con variaciones según el tipo de trabajo desempeñado<sup>84</sup>.

Otro registro específico, es el registro de Diabetes Mellitus tipo 1 (DM1) de Aragón. Este registro recoge información sobre todos los casos nuevos de DM1 diagnosticados en Aragón en menores de 15 años. La fuente de información del registro es la declaración de casos nuevos de DM1, por parte de los sanitarios responsables de la atención a los pacientes diabéticos de Aragón, y la revisión del Conjunto Mínimo Básico de Datos (CMBD) de los hospitales de la CA<sup>85</sup>.

En esta Tesis Doctoral se ha utilizado información obtenida de registros de cáncer y del registro de DM1 de Aragón. Del registro de cáncer de Zaragoza, se obtuvieron los casos incidentes de cáncer de estómago de la provincia de Zaragoza. Dichos resultados se encuentran en el tercer trabajo que conforma esta Tesis. En relación al registro de DM1 de Aragón, se utilizó para conocer la incidencia de DM1 en menores de 15 años para todo el territorio de la Comunidad Autónoma de Aragón, información presentada en el primer trabajo de esta Tesis.

**Encuestas de salud** Las ES son una herramienta clave en la identificación de las necesidades de salud de la población. Permiten conocer aspectos como la morbilidad percibida, los hábitos y condiciones de vida, la utilización de servicios sanitarios y las actitudes y opiniones de los encuestados sobre estos temas<sup>86</sup>. Todos estos indicadores son útiles para definir y monitorizar las necesidades en salud. Pero además, las ES proporcionan información sobre el nivel socioeconómico de los sujetos encuestados, por lo que permiten evidenciar las diferencias y desigualdades entre grupos sociales<sup>87</sup>.

Las ES proporcionan, de manera periódica, información sobre la salud de los ciudadanos que no se encuentra disponible a través de otras fuentes. En términos generales, las ES recogen información estructurada en diversos bloques. En primer lugar, información sociodemográfica sobre el sujeto encuestado, como el sexo, la edad, el trabajo desempeñado, características socioeconómicas, familiares o de la vivienda habitual. Las ES incorporan un módulo de estado de salud, en el que se pregunta al encuestado por su salud tanto percibida como diagnosticada, se explora su salud mental, mediante la incorporación de cuestionarios específicos, y se investigan otros factores limitantes de la salud, como la accidentalidad. Muchas ES incorporan además preguntas sobre la asistencia sanitaria, donde se explora la utilización de los distintos niveles asistenciales y los motivos de uso, y sobre los determinantes de la salud, donde se pregunta a los sujetos por los estilos de vida que pueden estar condicionando su nivel de salud.

La percepción de la salud, obtenida a través de las impresiones del individuo, es uno de los indicadores más consolidados de las ES, y es un elemento indispensable en la medición de la salud<sup>88,89</sup>. La salud percibida refleja la contribución de distintos factores, sociales, ambientales y de estilos de vida, que van más allá del sistema sanitario. Este tipo de información subjetiva es un elemento primordial para la planificación y adopción de medidas de Salud Pública y constituye un instrumento fundamental en la evaluación de las políticas sanitarias<sup>90</sup>. La naturaleza continua de la salud dificulta, a efectos de investigación, la aproximación a la salud que experimentan las personas. En las ES, la información sobre salud percibida se obtiene a partir de una pregunta genérica sobre la salud que suele expresarse en los siguientes términos: “¿cuál diría que es su estado de salud?”. Las posibles respuestas suelen ser: “Muy bueno”, “Bueno”, “Regular”, “Malo” y “Muy malo”. La pregunta está referida a un periodo de tiempo concreto, con el fin de que el individuo elabore una respuesta que resuma su salud en dicho periodo. A partir de este indicador se suele obtener el indicador de “mala salud percibida” o de “autovaloración negativa del estado de salud”, definido como la proporción de personas que describen su estado de salud como regular, malo o muy malo<sup>91</sup>.

La salud percibida tiene una gran relevancia, es un fenómeno multidimensional y nos informa sobre la salud del individuo, tanto física como mental, siendo considerado uno de los mejores indicadores globales de salud<sup>88,92,93</sup>. Numerosos estudios han mostrado una asociación entre la salud percibida y la morbilidad<sup>26</sup>, la discapacidad<sup>94</sup>, la mortalidad<sup>95,96</sup> o la utilización de los servicios sanitarios<sup>97</sup>, aunque algunos trabajos también han cuestionado la utilidad de esta variable. Krause et al.<sup>98</sup>, por ejemplo, indican que la variación de los marcos de referencia según la edad, el sexo o la raza de los encuestados cuestiona la utilidad de la salud percibida. Otros autores, como Castro et al.<sup>99</sup> cuestionan la asociación entre salud percibida y el estado de salud real de los individuos, afirmando que esta relación puede estar mediada por otro tipo de variables ajenas a la salud, como características de la personalidad o factores sociodemográficos.

Las ES han sido una importante fuente de información en el estudio de las desigualdades en salud. En España, en el informe de la Sociedad Española de Epidemiología (SEE) de 1999<sup>100</sup>, se describió una asociación persistente entre clase social y salud percibida, con una peor salud a medida que se desciende en la escala social, observándose la misma tendencia en las áreas con pocos recursos. Además, las ES han sido utilizadas para evaluar las desigualdades en salud desde múltiples perspectivas, como las desigualdades en la planificación familiar y el uso de contraceptivos desde una perspectiva multinivel<sup>101</sup>, las desigualdades en subgrupos específicos de población, como los inmigrantes<sup>102</sup>, los cambios en salud derivados de contextos concretos, como las crisis económicas<sup>103,104</sup> o, incluso, la importancia que los individuos prestan a las desigualdades en salud<sup>105</sup>. La primera ES en España se llevó a cabo en 1983, siendo la Encuesta de Salud de Barcelona<sup>106</sup>. A partir de ese momento se desarrollaron encuestas en otras comunidades autónomas (CCAA) como el País Vasco<sup>107</sup>, Navarra<sup>108</sup>, Valencia<sup>109</sup> o Andalucía<sup>110</sup>. A nivel nacional, la Encuesta Nacional de Salud (ENS) se realiza de forma periódica desde el año 1987. Su periodicidad es bienal, va dirigida a familias y está compuesta por tres cuestionarios: uno para el hogar, otro infantil y otro para los adultos. La última ENS realizada ha sido la correspondiente al año 2011-12<sup>90</sup>.

En esta Tesis Doctoral se ha utilizado información procedente de distintas ENS para conocer la prevalencia de mala salud percibida en España, y su distribución por CCAA. Esta información puede encontrarse en el cuarto trabajo que conforma esta Tesis.

**Ventajas y limitaciones de las diversas fuentes** Todas las fuentes de información utilizadas presentan ventajas y limitaciones que deben ser tenidas en cuenta a la hora de su utilización.

En referencia a los registros de mortalidad, es una de las fuentes de información básicas para identificar las necesidades sanitarias de la población<sup>111</sup>. Los registros de mortalidad son una de las fuentes más exhaustivas en nuestro medio, constituyendo un recurso único con el que obtener fácilmente indicadores comparables en el tiempo<sup>112</sup>. Una de las limitaciones de este tipo de fuentes es que no son útiles para el estudio de la frecuencia de enfermedad, salvo en el caso de enfermedades con una letalidad muy elevada. Además, la certificación de la causa de muerte debe ser completa y exacta, siendo aspectos que pueden afectar a las decisiones en salud<sup>113</sup>.

En España se han desarrollado diversos estudios para explorar la validez de las certificaciones de las causas de muerte, mostrando resultados aceptables<sup>56</sup>, aunque también se han observado variaciones dependiendo de la que las causas fueran externas o naturales<sup>114</sup>, o de la enfermedad causante de la muerte<sup>115</sup>. Algunos autores<sup>116</sup> han señalado que factores como la experiencia y la formación del médico afectan a la exactitud de la codificación de la causa de muerte, lo que puede implicar la aparición de errores, especialmente en la codificación de algunas enfermedades. Estos errores en la codificación han sido abordados en España a través de programas de formación específica para profesionales sanitarios<sup>117</sup> que han demostrado su impacto en la mejora de la calidad de la información recogida en diversos estudios, tanto a nivel de profesionales de Atención Primaria<sup>118</sup>, como en los niveles de formación de pre y post grado<sup>119</sup>. Así, resulta prioritario formar a los profesionales sanitarios sobre cómo declarar una defunción y qué médico debe certificarla<sup>120</sup>, para que la información recogida en los registros de mortalidad resulte útil y fiable.

La información obtenida a partir de los registros de cáncer resulta fiable debido a los controles de calidad que siguen estos registros, evaluándose la proporción de casos de cáncer que han sido incluidos, su validez y el tiempo<sup>121,122</sup>, por lo que su utilización está ampliamente admitida. No obstante, también presentan algunas limitaciones, como el retraso en la presentación de resultados, la dificultad de obtener determinada información, como el estadio de la enfermedad en el momento del diagnóstico, o la posibilidad de un seguimiento incompleto en cánceres rápidamente fatales, lo que dificulta la investigación en aspectos como la supervivencia<sup>123</sup>. En nuestro medio, el estudio EURO CARE-4 observó unos buenos niveles de calidad en los registros de cáncer españoles<sup>124</sup>. Otra limitación a destacar en nuestro país es la falta de un registro nacional de cáncer en España, existiendo una serie de registros con diferentes coberturas geográficas. De ellos, 12 registros reunieron criterios para colaborar en el IX informe de Incidencia de Cáncer en los Cinco Continentes, editado por la Agencia de Investigación de Cáncer, siendo los registros de Zaragoza, Navarra, Tarragona, Murcia, Granada, País Vasco, Mallorca, Albacete, Asturias, Islas Canarias, Cuenca

y Girona<sup>125</sup>. Algunos autores reflejan la importancia de la actividad investigadora como modo de incorporar, de forma rutinaria, el control de la calidad de la información<sup>126</sup>.

En relación a las ES, permiten obtener indicadores comparables, válidos y estandarizados<sup>127</sup>, proporcionando elementos para la planificación y la gestión de servicios sanitarios y para el establecimiento de programas de salud. Las ES son una fuente de información ampliamente utilizada en investigación sanitaria, con un progresivo aumento de las publicaciones que utilizan esta fuente<sup>128</sup>. Una de sus principales ventajas es que proporcionan información sobre aspectos que no son recogidos en ninguna otra fuente, como es la información referente a aquellas personas que no utilizan los servicios sanitarios, debido a que suelen tener un ámbito poblacional<sup>86</sup>. Esto permite la identificación de los grupos con mayores necesidades y, por tanto, prioritarios desde el punto de vista de la asistencia sanitaria, cuya realidad no es contemplada en otras fuentes de información sanitaria. En relación a sus limitaciones, es necesario considerar aspectos como su representatividad, la tasa de respuesta, la presencia de valores perdidos o los posibles sesgos asociados a determinadas variables de difícil obtención, lo que podría dificultar la aportación de resultados generalizables. Además, la utilidad de las ES es limitada a la hora de medir algunos resultados en salud y su evolución, debido al carácter transversal de la información que aportan<sup>129</sup>.

Por último, resulta interesante resaltar la variable fiabilidad de la información proporcionada por las ES, respecto a la registrada de manera objetiva por un facultativo. En un estudio llevado a cabo en la provincia de Zaragoza<sup>130</sup>, se observó que, aunque la prevalencia de enfermedad en términos generales era similar independientemente de que la información fuese recogida mediante ES o Historia Clínica Electrónica, existían importantes diferencias en el consumo de fármacos según la fuente de información utilizada. Esta variabilidad, además de evidenciar ciertas limitaciones de las ES, pone de manifiesto la existencia de distintas aproximaciones al estado de salud, en las cuales las ES pueden jugar un papel importante.

## 1.2. Justificación de la unidad temática de la línea de investigación

El estudio de las desigualdades en salud es un tema de interés prioritario en Salud Pública. Su investigación pretende analizar la existencia de desigualdades en la distribución de salud y enfermedad y la influencia del nivel socioeconómico sobre estas diferencias.

La línea de investigación, objeto de la presente Tesis Doctoral, elaborada por compendio de publicaciones, pretende analizar si existen desigualdades en la distribución de salud y

enfermedad en poblaciones españolas y, en caso de que existan, si las diferencias en el nivel socioeconómico pueden explicar dichas variaciones.

Los objetivos de investigación planteados se han desarrollado en cuatro trabajos publicados, utilizando diversas fuentes de información y aproximaciones metodológicas, así como distintos criterios para valorar el nivel socioeconómico. El ámbito de estudio ha abarcado diferentes niveles geográficos existentes dentro de nuestro país: la Sección Censal (SC), el municipio y la Zona Básica de Salud (ZBS) de la CA de Aragón, y las CCAA y el ámbito nacional dentro de España.

El primer trabajo tuvo como objetivo explorar las desigualdades geográficas de DM1 en la CA de Aragón en población menor de 15 años. El del segundo trabajo fue estudiar las desigualdades en la mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado en varones en la provincia de Zaragoza, y su relación con factores socioeconómicos. El tercer estudio analiza las desigualdades geográficas en la incidencia de cáncer de estómago y su relación con factores socioeconómicos y rurales, también en la provincia de Zaragoza. Por último, el cuarto trabajo tiene como objetivo conocer la evolución de la prevalencia de mala salud percibida en España, analizando las desigualdades por CCAA y estudiando la influencia del nivel educativo sobre dichas desigualdades.

Considerando distintos aspectos estudiados en esta línea de investigación, los cuatro trabajos aquí presentados pueden ser clasificados, tal y como se presenta a continuación, en estudios de base poblacional y de base individual:

- Estudios de base poblacional: los trabajos 1, 2 y 3 son estudios ecológicos. Se trata de trabajos que abarcan distintos ámbitos de estudio. El trabajo 1 tiene como ámbito Aragón. Los estudios 2 y 3 se centran en la provincia de Zaragoza, analizando por separado la ciudad de Zaragoza y el resto de la provincia. En el primer artículo se ha utilizado como unidad geográfica de análisis la ZBS. Los estudios 2 y 3 utilizan áreas pequeñas, SC en el caso de Zaragoza capital y los municipios para el resto de la provincia de Zaragoza. En estos tres trabajos se ha aplicado metodología bayesiana para conocer cuáles son los patrones geográficos de la distribución de enfermedades.

Las fuentes de información de estos tres primeros trabajos fueron registros de base poblacional, como son el Registro de DM1 de Aragón, el Registro de Mortalidad de la CA de Aragón y el Registro Poblacional de Cáncer de Zaragoza.

En cuanto al nivel socioeconómico de la población, ha sido valorado aplicando diferentes criterios. En el trabajo 2 se ha utilizado un índice de privación desarrollado dentro del marco del proyecto MEDEA, obtenido mediante Análisis de Componen-

tes Principales (ACP). En el tercer trabajo, a este índice de privación se ha añadido el índice de Sánchez-Cantalejo, desarrollado específicamente para municipios pequeños. En ambos casos se trata de aproximaciones al nivel socioeconómico desde la perspectiva del área de residencia.

- Estudios de base individual: el estudio 4, en el que la fuente de información fue la ENS, se realizó un estudio transversal de base individual, utilizando análisis de tipo descriptivo, análisis de contraste de hipótesis y de regresión logística.

Se trata de un trabajo de carácter nacional en el que se proporciona información a nivel global y por CCAA. En el caso de este estudio se ha evaluado una medida auto-declarada de la propia salud, como es la salud percibida. Se ha utilizado como medida del nivel socioeconómico el nivel educativo del individuo categorizado en tres niveles (alto, medio y bajo) según la International Standard Classification of Education (ISCED).

Con los resultados obtenidos, se pretende conocer si existen desigualdades en la distribución de enfermedad en el ámbito de Aragón y España, ampliando la evidencia existente en nuestro medio sobre la influencia del nivel socioeconómico sobre la salud. Además, la utilización de diferentes enfoques metodológicos y fuentes de información, permitirá comprobar si los resultados obtenidos en los estudios realizados se mantienen independientemente del tipo de estudio, ámbito y fuente de información utilizada.

## 2 Presentación de los trabajos que comprende la tesis

### 2.1. Trabajo 1

Compés ML, Feja C, Niño de Guzmán E, Aguilar I, Conde S, Alonso JP, et al. Bayesian analysis of the geographical variation of type 1 diabetes mellitus in under 15 yr olds in northeast Spain. *Pediatric Diabetes*. 2012;14(1):66–76.

Debido a la alta variabilidad observada en la incidencia de Diabetes Mellitus 1 (DM1) en la infancia, se planteó un estudio cuyo objetivo era explorar las variaciones geográficas por sexo en la comunidad autónoma (CA) de Aragón.

Se llevó a cabo un estudio ecológico para el periodo 1991-2009. La fuente de información utilizada fue el Registro de DM1 de la CA de Aragón. Los casos se georreferenciaron usando la Zona Básica de Salud (ZBS) de residencia. Se calcularon las tasas de incidencia (IR) por sexo, grupo de edad y quinquenio de diagnóstico y las Razones de Incidencia Estandarizadas (RIE) crudas y suavizadas, aplicando metodología bayesiana.

Las IR obtenidas para Aragón se encontraron dentro del promedio de otros países europeos, y ligeramente por encima de la media española. Resulta especialmente destacable la variabilidad geográfica encontrada para la incidencia de DM1 en Aragón y las diferencias en la distribución de enfermedad según sexo. Mientras que en los niños se observó un patrón geográfico Norte-Sur, este patrón no se observó en el caso de las niñas.



## Original Article

# Bayesian analysis of the geographical variation of type 1 diabetes mellitus in under 15 yr olds in northeast Spain, 1991–2009

Compés ML, Feja C, Niño De Guzman E, Aguilar I, Conde S, Alonso JP, Rodrigo MP. Bayesian analysis of the geographical variation of type 1 diabetes mellitus in under 15 yr olds in northeast Spain, 1991–2009. *Pediatric Diabetes* 2012.

**Objective:** High variability has been observed in type 1 diabetes mellitus (DM1) incidence rates (IRs) in childhood. The aim of this study was to characterize DM1 in Aragón and to identify variations in the geographical pattern by gender.

**Methods:** A descriptive and ecological study was conducted to determine geographical variations in the DM1 incidence for the period 1991–2009. The source of information was the registry of DM1. To determine data completeness, a capture–recapture analysis was performed. Cases were georeferenced according to the Basic Healthcare Area (BHA) of residence. IRs for both genders, age group, 5 yr of diagnosis, and 95% confidence intervals (95% CIs) were calculated. Geographical pattern was studied applying Bayesian statistical model. The standardized incidence ratios (SIRs), smoothed SIR, and the *posteriori* risk probability (PRP) were represented cartographically for BHA stratified by gender.

**Results:** The completeness was 93.5%. The global IR was 19.2 cases/10<sup>5</sup> person-years (95% CI: 17.6–20.8), boys 21.4 (95% CI: 19.0–23.8) and girls 16.8 (95% CI: 14.7–19.1). The age-specific rates were significantly lower in the 0–4 year age group with respect to the groups of 5–9 and 10–14 years.

For boys, areas with a statistically significant excess of risk were found in the north [smoothed SIR: 118–167.9 and PRP of what the smoothed SIR would be greater than 100 (PRP) above 0.8] and below average risk in the south (smoothed SIR: 65.9–79.1 and PRP less than 0.2).

**Conclusions:** DM1 IR presented a north–south geographical pattern in boys. This pattern was not observed in girls or when both genders were considered together. Later studies should include gender as an essential variable.

**Maria Luisa Compés<sup>a,b</sup>,  
Cristina Feja<sup>a,c</sup>, Ena Niño  
De Guzman<sup>b</sup>, Isabel  
Aguilar<sup>a,d</sup>, Santiago Conde<sup>e</sup>,  
Juan Pablo Alonso<sup>b</sup> and  
Maria Pilar Rodrigo<sup>b</sup>**

<sup>a</sup>Group Health Services Research of Aragón, GRISSA, Government of Aragón, Zaragoza, Spain;

<sup>b</sup>Department of Public Health, Government of Aragón, Zaragoza, Spain; <sup>c</sup>Aragón Institute of Health Sciences, Government of Aragón, Zaragoza, Spain; <sup>d</sup>Zaragoza University, Zaragoza, Spain; and <sup>e</sup>Aragón Health Service, Miguel Servet University Hospital, Maternal Hospital, Zaragoza, Spain

**Key words:** Bayes theorem – DM1 – ecological studies – geoeidemiology

Corresponding author:  
Maria Pilar Rodrigo,  
Department of Public Health,  
Government of Aragón,  
Via Universitat, 37, Zaragoza, Spain.  
Tel: +34976715915;  
e-mail: mrodrigo@aragon.es

Submitted 19 December 2011.  
Accepted for publication 23 May  
2012

Type 1 diabetes mellitus (DM1) is an autoimmune disease characterized by the destruction of the pancreatic beta cells, which triggers an absolute deficit of insulin (1–4). It is the most frequent endocrinological disease in childhood (0–14 yr) (4). The highest incidence rate (IR) is in the 10- to 14-yr-old age group, coinciding with the onset of puberty (1).

The IR of DM1 in childhood shows great variability worldwide (1, 2, 5–10). The highest rates are seen

in Finland and Sardinia (Italy) with 40.0 and 37.8 cases/10<sup>5</sup> inhabitants, respectively, and the lowest in Venezuela and China with 0.1 cases/10<sup>5</sup> inhabitants (1). The IR varies even within the same country; thus, for example, in Spain, in the Castilla León region, the IR was 22.2/10<sup>5</sup> inhabitants in the period 2003–2004 (4), in Madrid, 15.9 cases/10<sup>5</sup> inhabitants in the period 1997–2005 (11), and in Catalonia, 14.4 cases/10<sup>5</sup> inhabitants during the period 1989–1998 (3).

In general, the boy/girl ratio is about 1, although a high prevalence in girls is reported in countries of low incidence and in boys in countries of higher incidence (1–3).

Spatial epidemiology allows us to analyze the geographical distribution of diseases. The geographical area may be considered as a health factor (12, 13), because individual determinants and contextual factors are structured at this level. These may be analyzed by means of ecological studies permitting a closer approach than individual studies (12). One of the aims of spatial epidemiology is to detect areas with a different risk of disease that allows us to generate etiological hypotheses facilitating the definition of healthcare policies and assignation of resources (12).

Multiple studies have been published on the spatial representation of DM1 and some show geographical variations of the IR (1, 4, 5, 14). One of the reasons that have been proposed for these variations is the differences in the distribution of genetic risk. Although the proportion of new cases in patients with this risk has diminished (1, 2), there might be environmental factors able to trigger DM1 in genotypes that would not have developed the disease in other areas (1, 2). It is thought that DM1 is the result of complex interaction between genetic predisposition, the immunological system, and environmental factors (15).

Various ecological studies relate DM1 to socioeconomic status or to the place of residence, with differences between rural and urban areas (1, 2, 10, 16, 17), latitude and UV radiation exposure (18, 19) with highest IR in rural areas and in the north, as well as to exposure to infectious agents during the fetal, neonatal, and infancy stages as enterovirus infection, with inconsistent results (15, 20). In addition, the case–control studies performed on the association of DM1 with other variables, such as low weight at birth, exposure to viruses and other pathogens during pregnancy or dietetic factors such as the early consumption of cow's milk, do not conclusively demonstrate the influence of the variables on the increase of the risk of suffering DM1 (1, 2, 21).

Aragón is a region of Spain, with 1 346 293 inhabitants (January 2011), where 13.7% were children under 15 yrs. It is situated in northeastern Spain, which has a maximum latitude of 42°55'30", corresponding to the municipality of Ansó, in the north, and the minimum latitude is 39°50'42" for the municipality of Abejuela, in the south of Aragón (ETRS89 coordinates, with a maximum error of 0.2 s sexagesimal).

Approximately half the population lives in the capital, Zaragoza, and there are only three municipalities with over 30 000 inhabitants.

In Spain, and Aragón, the Basic Healthcare Area (BHA) is the geographical area where the equipment

of primary care gives sanitary attention. In January 2009, Aragón had 122 BHAs. The population of the BHAs ranged from 909 inhabitants (BHA: Abiego, in the north of Aragón) to 38 962 inhabitants (BHA: Sagasta-Ruiseñores in the Zaragoza city).

In order to determine the epidemiology and to monitor trends in DM1 in children, in 1991 a population-based registry of DM1 in less than 15-yr-olds was created in Aragón.

The aim of this study was to characterize the DM1 in children under 15 in Aragón with sociodemographic variables from 1991 to 2009 and to represent geographically, identifying possible variations in the geographical pattern by gender.

To date, few studies have investigated the geographical variation by gender in the world.

## Methods

Two types of studies were conducted: a descriptive study to analyze the sociodemographic variables and an ecological study to determine the geographical variations of incident cases in the period 1991–2009.

The main source of information used was the Register of Aragón of DM1.

The register collects data from primary sources: endocrinology services (of all the public hospitals of Aragón and, on occasions from neighboring regions), and secondary sources: primary care pediatricians, private clinics and mutual health insurance companies, the Society of Endocrinology of Aragón, diabetes associations, and summer camps for diabetes patients.

The case definition followed updated international criteria and included new diagnoses of DM1 in patients under 15 yr of age who had been living in Aragón for at least 6 months before the diagnosis (22).

The cases were collected by means of an annual posted questionnaire in fulfillment of the current legislation of data protection.

Since 2005, every year, an active search for cases is performed using the hospital discharge data, selecting those patients who fulfilled the definition of an established case and including them in the register.

In each case, the variables studied were as follows: gender, age at diagnosis (grouped in 0–4, 5–9, and 10–14 yr old), and year of incidence (grouped in 5 yr). The cases were georeferenced to municipality of residence [grouped in urban and rural under 30 000 (inhabitants)] and BHA of residence.

From 2005, hospital discharges were added as a new information source. This then made it necessary to explore potentially lost cases up to that year and include them into the register, as done in other countries (17). So, to determine the completeness of the registry, a capture–recapture analysis (23–26) was performed between 1997 and 2005. Analysis did

## Geographical variation of type 1 diabetes mellitus

not include cases before 1997 because the quality of hospital data was unreliable.

In the descriptive analysis were calculated: the number of cases in all periods for both genders and stratified on gender; IR in all periods for both genders and stratified on gender, by age group of diagnosis and by 5 yr of incidence as well as 95% confidence intervals (95% CIs).

The person-years included in the study period were 2765963 (extracted from User Data Base of the healthcare system of Aragón) of which 51.3% were boys.

The ecological study was made considering the BHA of residence as the unit of analysis. The study was realized for children and then was stratified on gender. The standardized incidence ratios (SIRs) were obtained for each BHA, using the DM1 IR in boys, girls, and both genders under 15 yrs out of the total for Aragón during the study period as reference rate. The SIRs are defined as  $O_i/E_i \times 100$  where  $O_i$  is the number of cases observed in the BHA<sub>i</sub>, and  $E_i$  is the number of cases expected in the BHA calculated by indirect standardization with reference to the IR of Aragón.

In addition, the smoothed SIRs of DM1 in each BHA were calculated and had a 90% credibility interval.

The great variation of SIRs in low-populated areas bears great influence on the spatial patterns as shown in the disease maps. Hence the Bayesian statistical model was chosen for the calculation of smoothed SIRs of DM1 in each BHA (27), using the model proposed by Besag, York, and Mollie (BYM). This method includes two random effects: spatial dependence and heterogeneity (12, 28, 29). The BYM model is specified as a generalized linear mixed model with a Poisson response variable considering the expected cases as offset

$$O_i \sim \text{Poisson} (\mu_i E_i)$$

$$\text{Ln} (\mu_i) = \alpha + \text{Ln} (E_i) + v_i + S_i$$

where  $O_i$  is the number of cases observed in the BHA<sub>i</sub>,  $E_i$  is the number of cases expected in the BHA,  $\mu_i$  is the relative risk of the BHA<sub>i</sub>,  $v_i$  is the non-spatial random effect, and  $S_i$  is the spatial random effect.

The non-spatial random effect is supposed to be distributed normally with mean 0 and constant variance. In the spatial random effect, a conditional autoregressive model (30, 31) is used, which approaches spatial dependence as an average of the spatial effect of the neighboring BHAs.

The estimation of smoothed SIRs was assessed through the mean of the posterior distribution and its 95% credibility interval. This distribution was obtained by using Monte Carlo methods based on the Markov

Table 1. Dependent characteristics of the sample from the Markov chains used to achieve convergence

|             | n chain* | n. iterations† | Burn-in‡ | Thinning§ |
|-------------|----------|----------------|----------|-----------|
| Both gender | 3        | 400 000        | 40 000   | 360       |
| Boys        | 3        | 200 000        | 20 000   | 180       |
| Girls       | 3        | 400 000        | 40 000   | 360       |

\*n. chain: Number of channels launched.

†n. iterations: Number of simulations.

‡Burn-in: Number of iterations initials that are neglected.

§Thinning: The samples stored from every kth iteration in order to reduce the autocorrelation within the collected samples.

chains, being implemented in the WINBUGS program version 1.4.3 and called from R 2.9-2 Convergence was evaluated with the R-hat (Brooks-Gelman-Rubin statistic) in WINBUGS (32) and the effective sample size of the chains (n. eff statistic in R). Following the criteria of the MEDEA project (project coordinated by the CIBER of Epidemiology and Public Health of Spain with the aim of ‘analyzing the socioeconomic and environmental inequalities in small areas of Spanish and European cities’) (12, 13, 27) (Tables 1 and 2) a statistic was added to the models that permitted the calculation of the expected number of BHA with zero observations and a credibility interval of 90% for this number. This additional information allows us to evaluate if the Poisson models used are compatible with the available data or if, on the contrary, there is a problem of ‘excess zeros’ that invalidates the models (33). However, other authors consider the model proposed by BYM as the best model in spite of this problem (12).

The SIRs and smoothed SIRs were represented on the map divided into septiles with a range of grey colors. The territory of Zaragoza city has been extended in the representation of the maps.

In order to appreciate the distribution and range of values of the SIRs, the probability density function was

Table 2. Validation of the model of Besag, York, and Mollie. Type 1 diabetes mellitus. Aragón 1991–2009

| Children | Rhat* | n.eff† |
|----------|-------|--------|
| sd.het‡  | 1.00  | 3000   |
| sd.esp§  | 1.00  | 890    |
| Boys     |       |        |
| sd.het‡  | 1.00  | 3000   |
| sd.esp§  | 1.00  | 3000   |
| Girls    |       |        |
| sd.het‡  | 1.00  | 3000   |
| sd.esp§  | 1.00  | 610    |

\*Rhat: Statistic Brooks-Gelman-Rubin. Convergence criteria: Rhat less than 1.1.

†n.eff: Effective sample size of the chains. Convergence criteria: n.eff greater than 100.

‡sd.het: Standard deviation of heterogeneous component.

§sd.esp: Standard deviation of the spatial component.

obtained for the smoothed SIRs with the same range of colors as the maps.

In order to identify the statistical significance of the risk estimates for each BHA the posteriori risk probability (PRP) of what the smoothed SIRs would be greater than 100 (PRP) were calculated. We consider the BHAs with excess risk, those in which the PRP would be greater than 0.8 and those with low risk when the PRP would be less than 0.2 (12, 34).

For the different analyses, EXCEL, EPIDAT 3.1, SPSS v.19, and R v.2.9.2 programs were used.

**Results**

In the period 1997–2005, 201 cases were identified that were included in both the sources, 24 were in the diabetes registry and not in hospital discharges, and 14 were in hospital discharges and not in the diabetes registry. By capture–recapture analysis 240 cases were calculated with an estimated 95% CI: 238–243 cases. The completeness of recording of diabetes so far was 93.5% and that of hospital admissions was 89.3%. By incorporating both sources of information, we get a completeness of 99.3%.

From 1991 to 2009, 535 incident cases were registered, of which 307 were boys and 228 were girls. The IR global was 19.2 cases/10<sup>5</sup> person-years (95% CI: 17.6–20.8). The age-specific rates in the entire period are significantly lower in the 0–4 age group with respect to the groups of 5–9 and 10–14 yrs (Fig. 1). In the last period, 2006–2009, rates are higher although not statistically significant (Fig. 1).

By gender, the IR for boys was 21.4 (95% CI: 19.0–23.8) and for girls was 16.8 (95% CI: 14.7–19.1) cases/10<sup>5</sup> person-years. The ratio of boys/girls was 1.26. The IR is lower in girls than in boys (Table 3).

Specific rates by age are not significantly different between periods, except in the case of girls in the 0–4 age group in 2001–2005 where rates

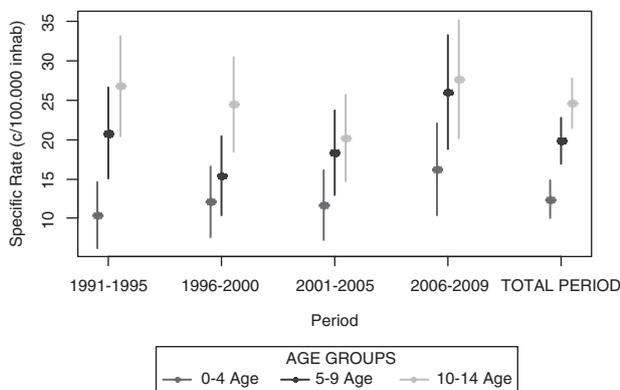


Fig. 1. Specific rate type 1 diabetes mellitus in children. Aragón 1991–2009.

decreased significantly compared with previous periods (Table 3).

The georeferencing to the municipality and the BHA was performed in practically all cases, only one boy was left unassigned.

In all periods, the IR in rural areas was 22.0 (95% CI: 16.9–27.1) and in urban areas was 18.2 (95% CI: 14.6–21.9).

Below, the results of the ecological analysis for both gender and for boys and for girls separately are presented.

For all children, the SIRs values ranged from 0 to 1575, there being 25 BHAs without cases, distributed as can be seen on the map (Fig. 2).

The 90% credibility interval of the BHAs with null cases of posterior distribution ranged from 19 to 31.

The result of smoothing can be seen in the probability density function of the smoothed SIRs (Fig. 3).

The highest values of the smoothed SIRs were concentrated in the northern half of the area and the lowest levels in the southern half (Fig. 3), although no zones were seen with excess or defect risk on performing the PRP (Fig. 4).

In boys, the values of the SIRs ranged from 0 to 1255.4. Thirty-seven BHAs were found with no cases (30.3%), the majority of which were concentrated in the province of Teruel, in the south of Aragón (Fig. 5). The credibility interval at 90% of the number of BHA with null cases of posterior distribution ranged from 32 to 46.

The result of smoothing may be appreciated from the probability density function of the smoothed SIRs (Fig. 6).

The highest values of the smoothed SIRs were found in the northern half of the Community and in some areas of the capital, Zaragoza (West Actur and Oliver). The lowest values were concentrated in the southern half (Fig. 6).

The PRP showed excess risk in 15 BHA: to the north in Jaca, Hecho, Sabiñanigo, Ainsa, the area of Cinco Villas (Sádaba and Ejea), in the northeast zone surrounding Zaragoza (Zuera, Almudever, Grañén, Villamayor, Alfajarín, and Fuentes de Ebro) and Zaragoza: Actur Oeste, Oliver, and Bombarda. It showed risk defect in areas further south and Illueca, Morata, La Almunia, and Cariñena (Fig. 7).

In girls, the SIR values ranged from 0 to 1011.2. Forty-one BHAs (33.6%) were found with no cases, distributed all over the region (Fig. 8). The 90% credibility interval of the number of BHAs with null cases of posterior distribution ranged from 38 to 54.

The result of smoothing can be seen from the probability density function of the smoothed SIRs (Fig. 9).

The highest values of the smoothed SIRs were concentrated in Zaragoza and its surroundings (Fig. 9);

## Geographical variation of type 1 diabetes mellitus

Table 3. Incidence rate type 1 diabetes mellitus by gender and period. Aragón 1991–2009

| Period       | Crude rate, 95% CI | Age 0–4 specific rate, 95% CI | Age 5–9 specific rate, 95% CI | Age 10–14 specific rate, 95% CI |
|--------------|--------------------|-------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|
| <b>Boys</b>  |                    |                               |                               |                                 |
| 1991–1995    | 22.3 (17.4–27.2)   | 11.7 (5.6–17.9)               | 23.7 (15.1–32.3)              | 27.3 (18.3–36.2)                |
| 1996–2000    | 21.5 (16.6–26.3)   | 12.6 (6.2–18.9)               | 17.2 (9.8–24.5)               | 30.3 (20.9–39.7)                |
| 2001–2005    | 21.2 (16.4–26.0)   | 18.4 (10.7–26.1)              | 17.2 (9.8–24.5)               | 24.2 (15.8–32.6)                |
| 2006–2009    | 24.7 (19.1–30.4)   | 19.9 (11.0–28.9)              | 18.8 (10.2–27.4)              | 30.3 (19.8–40.8)                |
| Total        | 21.4 (19.0–23.8)   | 15.4 (11.8–19.1)              | 20.2 (16.1–24.3)              | 27.9 (23.3–30.6)                |
| <b>Girls</b> |                    |                               |                               |                                 |
| 1991–1995    | 18.1 (13.6–22.5)   | 9.0 (5.1–12.9)                | 17.9 (10.2–25.5)              | 26.3 (17.3–35.3)                |
| 1996–2000    | 14.7 (10.7–18.7)   | 11.7 (7.3–16.1)               | 13.6 (6.9–20.3)               | 18.3 (10.8–25.8)                |
| 2001–2005    | 13.5 (9.7–17.4)    | 4.5 (1.8–7.2)*                | 19.6 (11.6–27.5)              | 15.9 (9.0–22.9)                 |
| 2006–2009    | 22.2 (16.7–27.7)   | 12.4 (5.1–19.7)               | 28.7 (17.9–39.5)              | 26.6 (16.1–36.7)                |
| Total        | 16.9 (14.7–19.1)   | 9.2 (6.3–12.1)                | 19.5 (15.4–23.6)              | 21.2 (17.0–23.6)                |

CI, confidence interval.

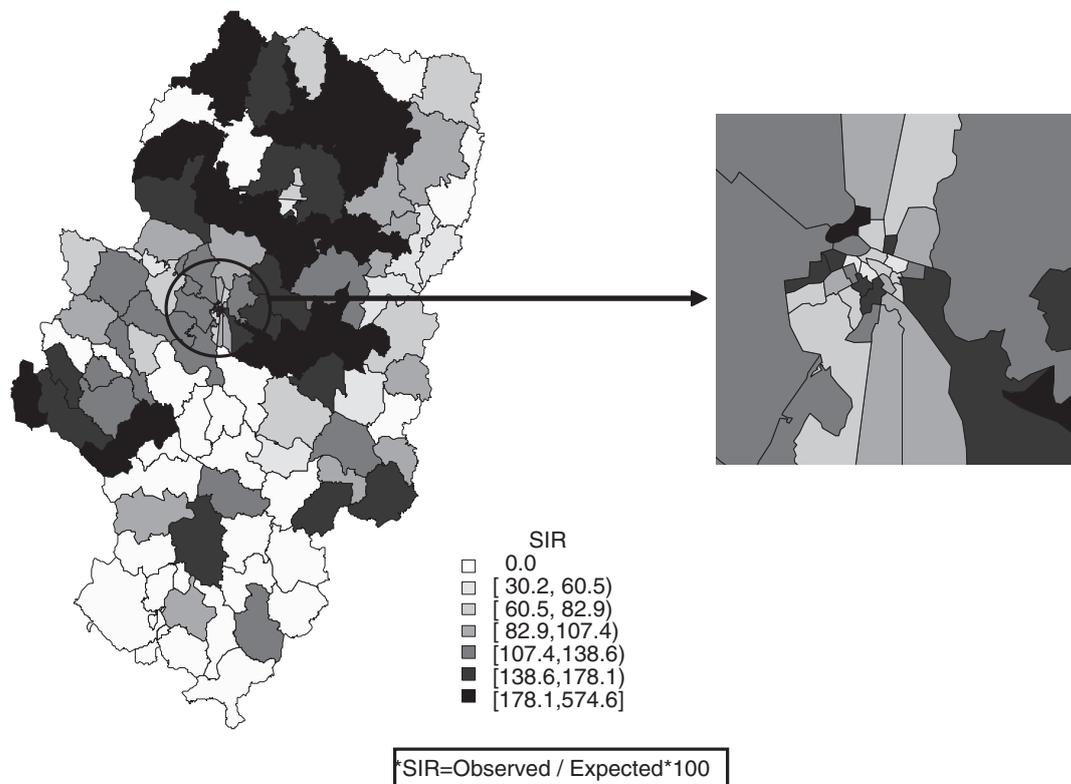


Fig. 2. Map of the standardized incidence ratio\* of type 1 diabetes mellitus in children. Aragón 1991–2009.

however, no areas were seen with excess or defect risk on performing the PRP (Fig. 10).

### Discussion

During childhood, a high variability in DM1 IR has been observed, even within the same country. Previous studies have explored DM1 rates for both genders together, probably because DM1 presents a ratio close to 1. There was no consistency in previous works that analyzed it separately. (1, 3, 11) In our study, IR presents an intermediate value with respect

to other European countries and slightly higher than other Spanish regions. An increasing trend during the period of analysis can be observed, although it was not statistically significant. In other studies, trends remain stable, as in the Autonomous Community of Madrid (Spain) for the period 1997–2005 (11) as well as in other countries, mainly in northern Europe (35), but there are studies that show that the IR is increasing (9, 15, 35–42).

The 0–4-year age group presented lower IR than 5–9 and 10–14-year age groups. IR in boys was higher than in girls, although this result was not statistically

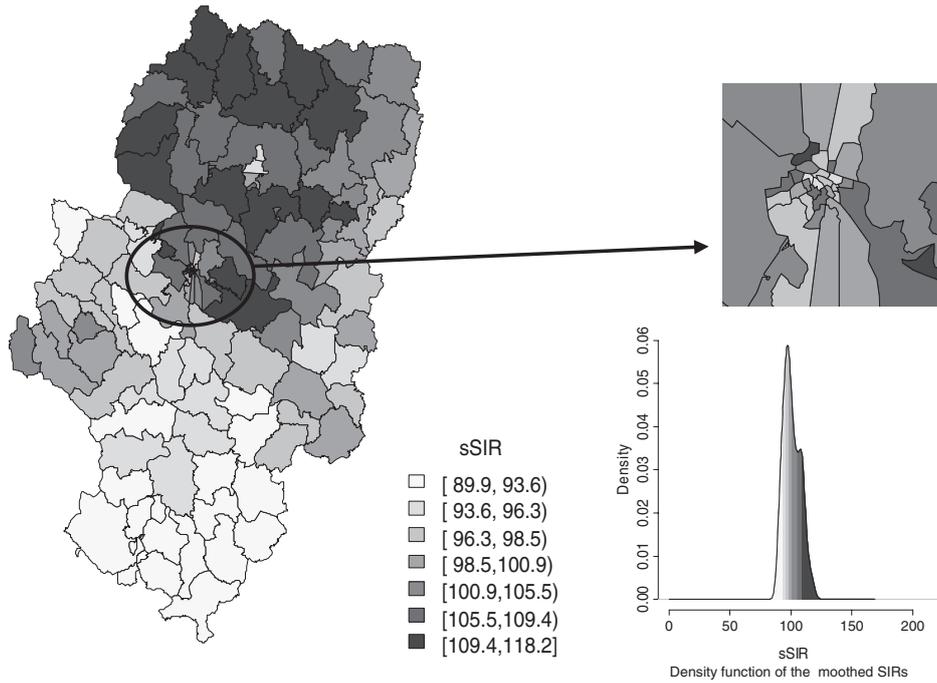


Fig. 3. Map of the smoothed standardized incidence ratio of type 1 diabetes mellitus in children. Aragón 1991–2009.

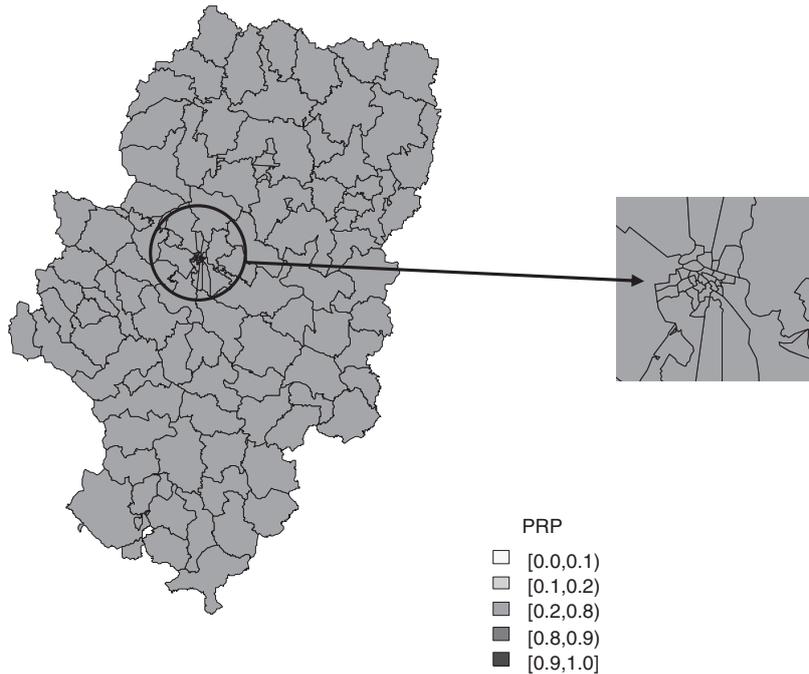


Fig. 4. Map of the probability of the smoothed standardized incidence ratio would be greater than 100 of type 1 diabetes mellitus in children. Aragón 1991–2009.

significant (3, 11). It was also observed that, in boys, the DM1 IR presented a clear geographical pattern, decreasing from north to south, with the highest smoothed SIRs in the north of the region. This north–south pattern was not repeated in the case of girls or for both genders considered together. In girls, when both genders were analyzed together, neither

geographical pattern, nor areas with low or high risk, could be observed. In a study conducted in Catalonia, areas with an excess of risk were observed for boys and girls without any geographical distribution. An area with low risk for girls was also identified. (3).

One of the strengths of the study lies in the exhaustive collection of DM1 cases, which is why we may assume

## Geographical variation of type 1 diabetes mellitus

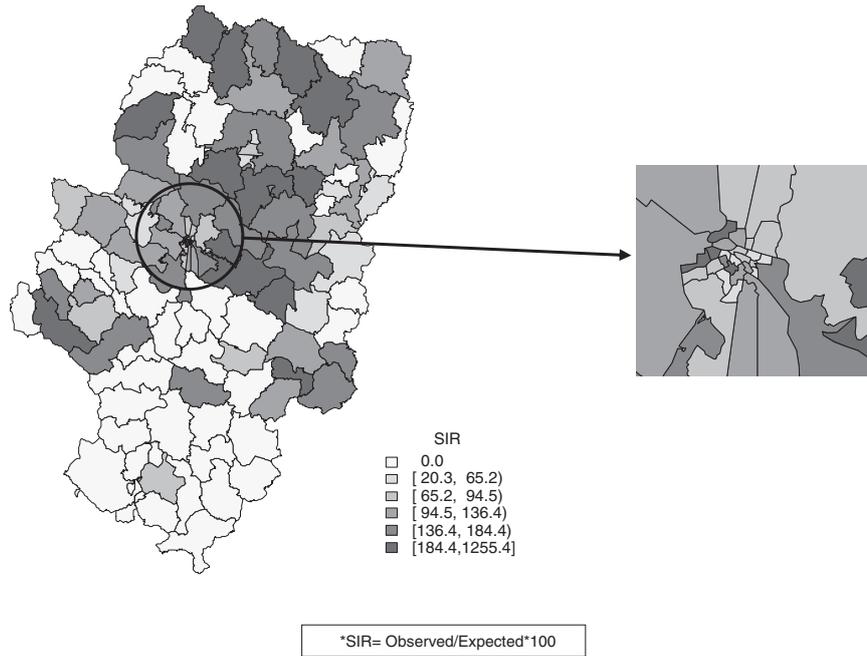


Fig. 5. Map of the standardized incidence ratio\* of type 1 diabetes mellitus in boys. Aragón 1991–2009.

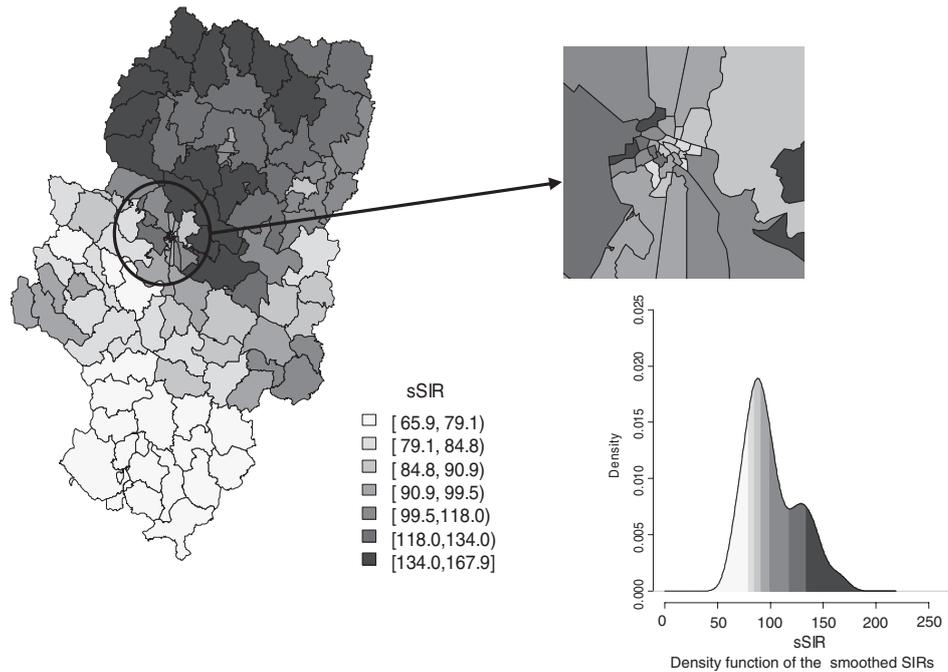


Fig. 6. Map of the smoothed standardized incidence ratio of type 1 diabetes mellitus in boys. Aragón 1991–2009.

that the calculated IR is very close to reality. In Aragón, there is a DM1 Registry since 1991. From 2005, all new cases of DM1 are registered exhaustively, by systematic search. In this work, all cases up to 2005 with no previous registration have been included using capture–recapture methods.

Geographical referencing was possible in almost all the cases. This fact demonstrates that the differences

found in the disease pattern are not due to disparities in the collection of data (17).

Spatial analyses are a powerful tool to develop hypothesis about DM1 risk factors that can be distributed differently in geography. Furthermore, when indirect methods are applied to adjust rates in each BHA, wide CIs are obtained. Bayesian models BYM are a good alternative in these situations. These models allow the identification of geographical

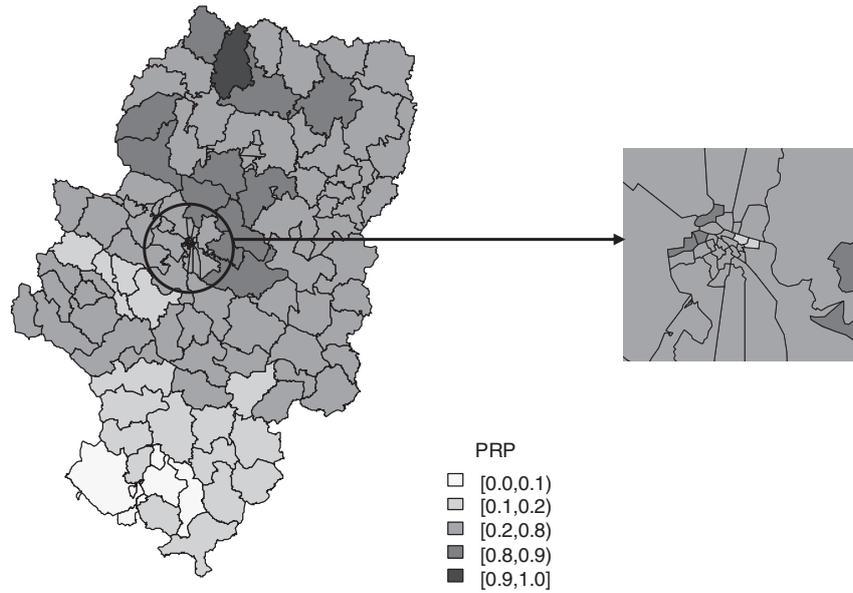


Fig. 7. Map of the probability of the smoothed standardized incidence ratio would be greater than 100 of type 1 diabetes mellitus in boys. Aragón 1991–2009. \*Maps of the posterior risk probability that smoothed standardized incidence ratios for type 1 diabetes mellitus in children exceed 100. Orange and red colors in the posterior probability maps represent areas where the probability of having a relative risk of admission higher than 1 is above 0.80, and green colors represent areas where the probability of having a relative risk of admission higher than 1 is below 0.2.

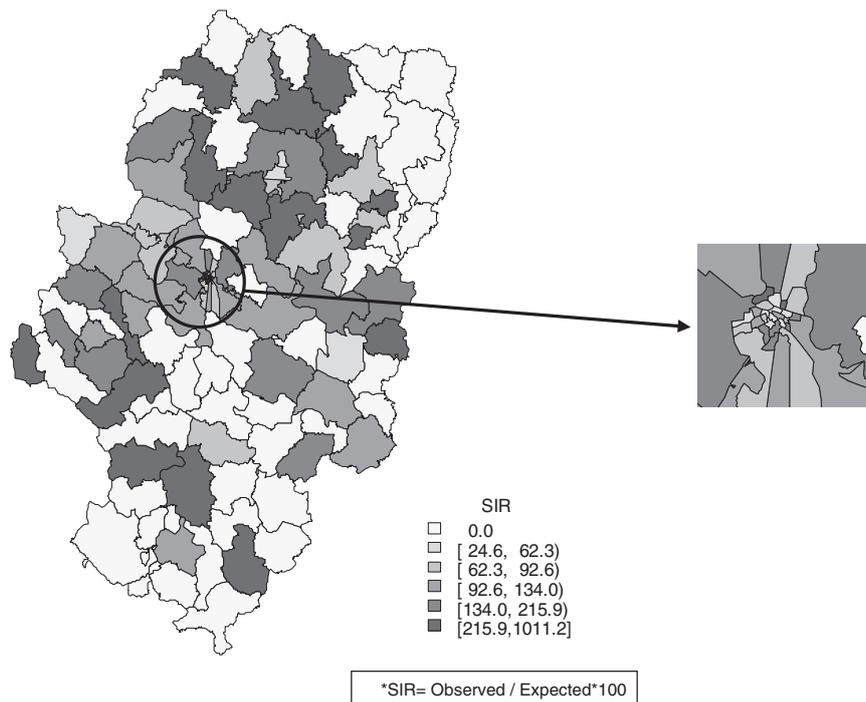


Fig. 8. Map of the standardized incidence ratio\* of type 1 diabetes mellitus in girls. Aragón 1991–2009.

patterns in small populations. With this methodology, smoothed SIRs are obtained, and the significance of the SIR using the posteriori probability risk (PPR) can be observed. In this sense, a  $PPR > 0.8$  indicates an excess of risk and a low risk when  $PPR < 0.2$ .

A limitation of the study is the lack of analysis by period of time. However, if shorter periods of

time were included, the number of BHAs with zero cases would increase. This means there is a consequent risk of not being compatible with the model used by BYM, because of a possible change in the Poisson distribution. It also should be mentioned that this type of geographical analysis is designed for the study of small areas and BHAs are not the smallest geographical

## Geographical variation of type 1 diabetes mellitus

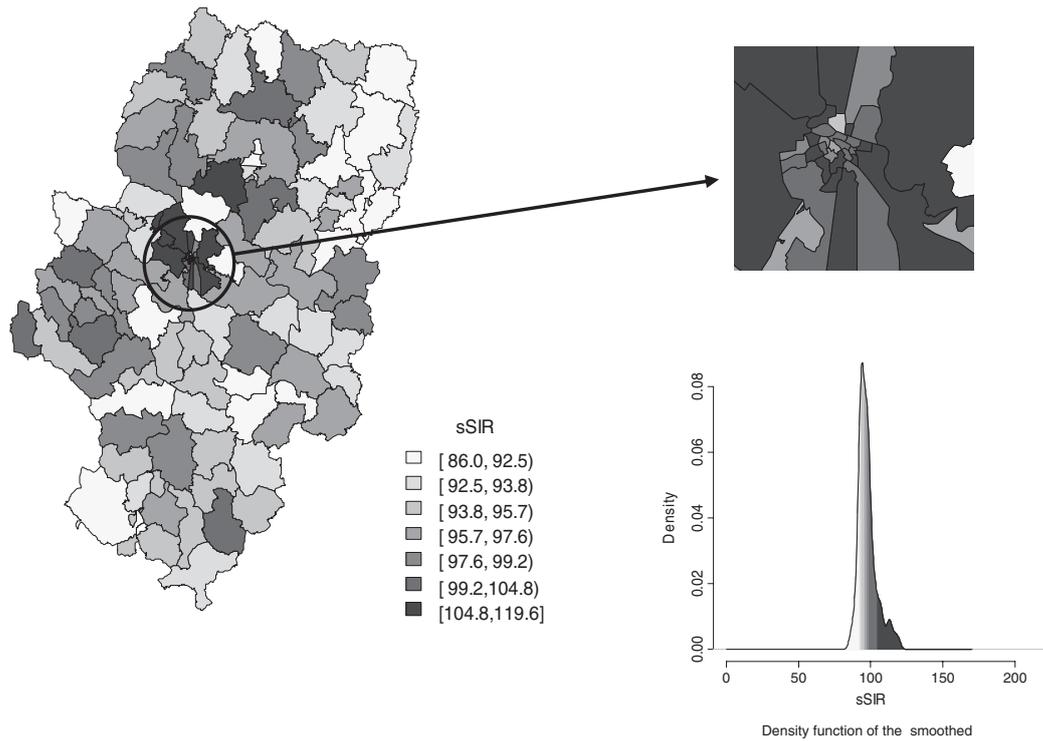


Fig. 9. Map of the smoothed standardized incidence ratio of type 1 diabetes mellitus in girls. Aragón 1991–2009.

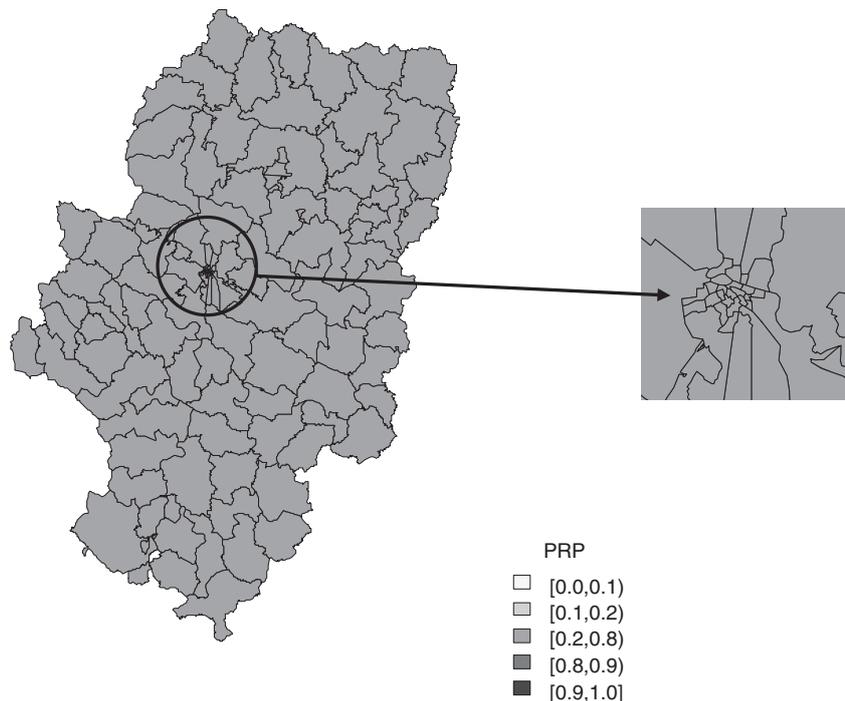


Fig. 10. Map of the probability of the smoothed standardized incidence ratio would be greater than 100 of type 1 diabetes mellitus in girls. Aragón 1991–2009.

units as they may cover various municipalities in rural areas. However, there are previous experiences where this unit of study has been used for analysis in cities (43). A potential benefit of using the BHA as a unit of study, field of action of Primary Care

Teams, is that it may facilitate the inclusion in the analysis of triggering factors which affect the two genders differently, with higher influence on boys, and which may explain the DM1 IR variation in children under 15 yrs. Also, Primary Healthcare Teams could

benefit from the introduction of specific public health programs or healthcare campaigns derived from this kind of studies.

This study is the first work developed in Aragón, and the first study in Europe where data from so many years have been included. In addition, up to date, no references about the different pattern for boys exist in the literature, which reports the same degree of geographical variation for both genders (4, 14), or the existence of grouping cases for girls (44).

The identification of geographical variations in DM1 IRs according to gender, the same as in other pathologies, may not be ignored in later studies which should include it as an essential variable in this type of study. It is necessary to identify and evaluate the possible triggering factors of DM1 and their geographical distribution which would provide evidence for hypotheses that may be presented.

### Acknowledgements

We would like to thank Mercedes Rodríguez from Miguel Servet University Hospital and Maternal Hospital for creation and maintenance of registry at the Section of Information and Healthcare Research of the Public Health Direction of Government of Aragón and the research group GRISSA, and specially Ronald Rodríguez and José Manuel Calderón for the final revision of the manuscript.

### Conflict of interest

There is no conflict of interests.

### Author contribution

ML Compés performed the data analysis, the literature review, and the first version of the paper. C Feja and I Aguilar participated in the data analysis and the revision of the paper. E Niño de Guzman participated in the literature review and the elaboration of the paper. S Conde was responsible for the collection, refining, and quality control of the data and participated in the revision of the paper. JP Alonso participated in the revision of the paper. MP Rodrigo coordinated the study and participated in writing the article and its definitive revision.

### References

1. BORCHERS AT, UIBO R, GERSHWIN ME. The geoepidemiology of type 1 diabetes. *Autoimmun Rev* 2010; 9: A355–A365.
2. TORRES-AVILES F, CARRASCO E, ICAZA G, PEREZ-BRAVO F. Clustering of cases of type 1 diabetes in high socioeconomic communes in Santiago de Chile: spatio-temporal and geographical analysis. *Acta Diabetol* 2010; 47: 251–257.

3. ABELLANA R, ASCASO C, CARRASCO JL, CASTELL C, TRESSERRAS R. Geographical variability of the incidence of Type 1 diabetes in subjects younger than 30 years in Catalonia, Spain. *Med Clin (Barc)* 2009; 132: 454–458.
4. BAHÍLLO CURISES MP, HERMOSO LÓPEZ F, GARCÍA FERNÁNDEZ JA et al. Epidemiología de la diabetes tipo 1 en menores de 15 años en las provincias de Castilla y León. *An Pediatr (Barc)* 2006; 65: 15–21.
5. RYTKÖNEN M, RANTA J, TUOMILEHTO J, KARVONEN M, GROUP SSGTFCDR. Bayesian analysis of geographical variation in the incidence of Type I diabetes in Finland. *Diabetologia* 2001; 44: B37–B44.
6. LEVY-MARCHAL C, PATTERSON CC, GREEN A, GRP EAS. Geographical variation of presentation at diagnosis of Type I diabetes in children: the EURODIAB Study. *Diabetologia* 2001; 44: B75–B80.
7. SERBAN V, TIMAR R, DABELEA D et al. The epidemiology of childhood-onset type 1 diabetes mellitus in Romania. *J Pediatr Endocrinol Metab* 2001; 14: 535–541.
8. THOMAS W, BIRGIT R, EDITH S. Austrian Diabet Incidence S. Changing geographical distribution of diabetes mellitus type 1 incidence in Austrian children 1989-2005. *Eur J Epidemiol* 2008; 23: 213–218.
9. CARLE F, GESUITA R, BRUNO G et al. Diabetes, incidence in 0-to 14-year age-group in Italy - A 10-year prospective study. *Diabetes Care* 2004; 27: 2790–2796.
10. MILLER L, WILLIS J, PEARCE J, BARNETT R, DARLOW B, SCOTT R. Urban–rural variation in child hood type 1 diabetes incidence in Canterbury, New Zealand, 1980–2004. *Health Place* 2011; 17: 248–256.
11. ZORRILLA TORRAS B, CANTERO REAL JL, BARRIOS CASTELLANOS R et al. Incidencia de diabetes mellitus tipo 1 en niños: resultados del registro poblacional de la Comunidad de Madrid, 1997-2005. *Med Clin (Barc)* 2009; 132: 545–548.
12. BARCELÓ MA, SAEZ M, CANO-SERRAL G et al. Métodos para la suavización de indicadores de mortalidad: aplicación al análisis de desigualdades en mortalidad en ciudades del Estado español (Proyecto MEDEA). *Gac Sanit* 2008; 22: 596–608.
13. BORRELL C, MARÍ-DELL'OLMO M, SERRAL G, MARTÍNEZ-BENEITO M, GOTSSENS M, MEMBERS M. Inequalities in mortality in small areas of eleven Spanish cities (the multicenter MEDEA project). *Health Place* 2010; 16: 703–711.
14. SAMUELSSON U, LOFMAN O. Geographical mapping of type 1 diabetes in children and adolescents in south east Sweden. *J Epidemiol Community Health* 2004; 58: 388–392.
15. YEUNG WC, RAWLINSON WD, CRAIG ME. Enterovirus infection and type 1 diabetes mellitus: systematic review and meta-analysis of observational molecular studies. *BMJ* 2011; 342: d35.
16. RYTKONEN M, MOLTCHANOVA E, RANTA J, TASKINEN O, TUOMILEHTO J, KARVONEN M. The incidence of type 1 diabetes among children in Finland - rural-urban difference. *Health Place* 2003; 9: 315–325.
17. CARDWELL CR, CARSON DJ, PATTERSON CC. Higher incidence of childhood-onset type 1 diabetes mellitus in remote areas: a UK regional small-area analysis. *Diabetologia* 2006; 49: 2074–2077.
18. STAPLES JA, PONSONBY AL, LIM LL, MCMICHAEL AJ. Ecologic analysis of some immune-related disorders, including type 1 diabetes, in Australia: latitude, regional

- ultraviolet radiation, and disease prevalence. *Environ Health Perspect* 2003; 111: 518–523.
19. SLOKA S, GRANT M, NEWHOOK LA. The geospatial relation between UV solar radiation and type 1 diabetes in Newfoundland. *Acta Diabetol* 2010; 47: 73–78.
  20. VISKARI H, LUDVIGSSON J, UIBO R et al. Relationship between the incidence of type 1 diabetes and maternal enterovirus antibodies: time trends and geographical variation. *Diabetologia* 2005; 48: 1280–1287.
  21. ALTOBELLI E, PETROCELLI R, VERROTTI A, VALENTI M. Infections and risk of type I diabetes in childhood: a population-based case-control study. *Eur J Epidemiol* 2003; 18: 425–430.
  22. Diabetes mellitus tipo1 en menores de 15 años. Aragón 1991-2008. Fecha de elaboración: Enero 2010.
  23. RODRIGO VAL MP, GUIMBAO J, VERGARA A, VARELA C, DE MATEO S, HERRERA D. Epidemiología meningitis no meningocócicas bacterianas de la provincia de Zaragoza (España) desde 1999 a 2004. Evaluación del Sistema de Vigilancia Epidemiológica. *Gac Sanit* 2007; 21: 390–396.
  24. HOOK EB, REGAL RR. Capture-recapture methods in epidemiology: methods and limitations. *Epidemiol Rev* 1995; 17: 243–264.
  25. BRENNER H. Use and limitations of the capture-recapture method in disease monitoring with two dependent sources. *Epidemiology* 1995; 6: 42–48.
  26. BALLESTER F, PÉREZ-HOYOS S, FERRER D. Validez de la homogeneidad y la hipótesis de independencia en la aplicación del método de captura-recaptura con 2 fuentes de información. *Gac Sanit* 1997; 11: 150–151.
  27. BORRELL C, CANO-SERRAL G, MARTINEZ-BENITO MA, MARI-DELL'OLMO M, RODRIGUEZ-SANZ M, y grupo MEDEA. Atlas de Mortalidad en ciudades de España (1996-2003). Barcelona: 2009.
  28. FEJA C, ALCALA JT, RABANAQUE MJ, SAEZ M, MARCOS-GRAGERA R, MARTOS MC. Desigualdades geográficas en mortalidad e incidencia por cáncer de laringe en varones: factores socioeconómicos y ambientales. *Rev Esp Salud Publica* 2010; 84: 745–756.
  29. GOTSSENS M, MARI-DELL'OLMO M, MARTÍNEZ-BENEITO M et al. Socio-economic inequalities in mortality due to injuries in small areas of ten cities in Spain (MEDEA Project). *Accid Anal Prev* 2011; 43: 1802–1810.
  30. BESAG J. Spatial interaction and the statistical analysis of lattice systems (with discussion). *J R Stat Soc Ser B* 1974; 36: 192–236.
  31. CLAYTON DG, BERNARDINELLI L, MONTOMOLI C. Spatial correlation in ecological analysis. *Int J Epidemiol* 1993; 22: 1193–1202.
  32. BROOKS S, GELMAN A. Alternative's methods for monitoring convergence of iterative simulations. *J Comput Graph Statist* 1998; 7: 434–455.
  33. AGUILAR I, FEJA C, COMPÉS MA et al. Desigualdades y mortalidad por cirrosis en varones (Zaragoza, 1996-2003). *Gac Sanit* 2011; 25: 139–145.
  34. RICHARDSON S, THOMSON A, BEST N, ELLIOTT P. Interpreting posterior relative risk estimates in disease-mapping studies. *Environ Health Perspect* 2004; 112: 1016–1025.
  35. SOLTESZ G. Diabetes in the young: a paediatric and epidemiological perspective. *Diabetologia* 2003; 46: 447–454.
  36. BESSAOUD K, BOUDRAA G, DE ROPOLO MM et al. Incidence and trends of childhood Type 1 diabetes worldwide 1990-1999. *Diabet Med* 2006; 23: 857–866.
  37. BRUNO G, MAULE M, MERLETTI F et al. Age-Period-Cohort Analysis of 1990-2003 Incidence Time Trends of Childhood Diabetes in Italy The RIDI Study. *Diabetes* 2010; 59: 2281–2287.
  38. SHALTOUT AA, MOUSSA MAA, QABAZARD M et al. Further evidence for the rising incidence of childhood Type 1 diabetes in Kuwait. *Diabet Med* 2002; 19: 522–525.
  39. NEWHOOK LA, CURTIS J, HAGERTY D et al. High incidence of childhood type 1 diabetes in the Avalon Peninsula, Newfoundland, Canada. *Diabetes Care* 2004; 27: 885–888.
  40. JAROSZ-CHOBOT P, POLANSKA J, SZADKOWSKA A et al. Rapid increase in the incidence of type 1 diabetes in Polish children from 1989 to 2004, and predictions for 2010 to 2025. *Diabetologia* 2011; 54: 508–515.
  41. AAMODT G, STENE LC, NJOLSTAD PR, SOVIK O, JONER G, GRP N. Spatiotemporal trends and age-period-cohort modeling of the incidence of type 1 diabetes among children aged < 15 years in Norway 1973-1982 and 1989-2003. *Diabetes Care* 2007; 30: 884–889.
  42. CHONG JW, CRAIG ME, CAMERON FJ et al. Marked increase in type 1 diabetes mellitus incidence in children aged 0-14 yr in Victoria, Australia, from 1999 to 2002. *Pediatr Diabetes* 2007; 8: 67–73.
  43. DALMAU-BUENO A, GARCÍA-ALTÉS A, MARI-DELL'OLMO M, PÉREZ K, KUNST AE, BORRELL C. Veintidós años de evolución de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en la ciudad de Barcelona. *Gac Sanit* 2010; 24: 20–27.
  44. McNALLY RJQ, POLLOCK R, COURT S, BEGON M, CHEETHAM TD. Space-time clustering analyses of type 1 diabetes in children from north-east England: support for an infectious aetiology? *Environ Health* 2009; 8: 5.



## 2.2. Trabajo 2

Aguilar I, Feja C, Compés ML, Rabanaque MJ, Esteban M, Alcalá T, et al. Desigualdades y mortalidad por cirrosis en varones, Zaragoza (1996–2003). *Gac Sanit.* 2011;25(2):139–45.

En este artículo se analizan las diferencias geográficas en la mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado en los varones de la provincia de Zaragoza. El objetivo principal de este trabajo fue conocer la posible asociación entre la mortalidad por estas enfermedades e indicadores de tipo socioeconómico. Como objetivo secundario se estudió la adecuación del índice de privación del proyecto MEDEA en el ámbito rural, para valorar posibles diferencias en la medición del nivel socioeconómico en dependencia del ámbito de estudio.

Se utilizaron dos unidades geográficas de análisis. En Zaragoza capital se utilizaron las Secciones Censales (SC). En el resto de la provincia se empleó el municipio, al coincidir en la mayoría de los casos con las SC, debido al bajo tamaño de los municipios. Se estimaron las Razones de Mortalidad Estandarizadas (RME) crudas y suavizadas, utilizando metodología bayesiana. Se calculó un índice de privación y se introdujo en el modelo en cuartiles, así como un índice de ruralidad para los municipios de la provincia de Zaragoza.

Se observaron diferencias geográficas en la distribución de la mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado tanto en el municipio de Zaragoza como en el resto de la provincia. Estas diferencias pudieron explicarse en Zaragoza capital, al menos parcialmente, por el índice sintético de privación utilizado, pero no a nivel de los municipios de la provincia. En relación al índice de ruralidad, existió una menor mortalidad por cirrosis en los municipios con valores más altos del índice de ruralidad.



Original

## Desigualdades y mortalidad por cirrosis en varones (Zaragoza, 1996-2003)

Isabel Aguilar<sup>a,\*</sup>, Cristina Feja<sup>b</sup>, M<sup>a</sup> Luisa Compés<sup>b,c</sup>, M<sup>a</sup> José Rabanaque<sup>b,d</sup>,  
Mariano Esteban<sup>b,c</sup>, Tomás Alcalá<sup>b,d</sup> y M<sup>a</sup> Carmen Martos<sup>b,e</sup><sup>a</sup> Unidad Docente de Medicina Preventiva y Salud Pública de Aragón, Zaragoza, España<sup>b</sup> Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud, Zaragoza, España<sup>c</sup> Dirección General de Salud Pública, Gobierno de Aragón, Zaragoza, España<sup>d</sup> Universidad de Zaragoza, España<sup>e</sup> Centro Superior de Investigación en Salud Pública de Valencia, España

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

## Historia del artículo:

Recibido el 5 de junio de 2010

Aceptado el 22 de noviembre de 2010

On-line el 12 de febrero de 2011

## Palabras clave:

Cirrosis hepática

Mortalidad

Desigualdades

Ruralidad

## RESUMEN

**Objetivos:** Analizar diferencias geográficas en la mortalidad por cirrosis hepática, en varones, en la provincia de Zaragoza, y su posible asociación con indicadores socioeconómicos, así como identificar la adecuación, en el ámbito rural, del índice de privación del proyecto MEDEA.**Métodos:** La unidad geográfica de análisis para Zaragoza capital fue la sección censal, y para el resto de la provincia el municipio. Para cada unidad de análisis se calculó la razón de mortalidad estandarizada cruda y suavizada mediante un modelo lineal generalizado mixto bayesiano. Se calculó un índice sintético de privación y se incluyó en el modelo en cuartiles. También se realizó el análisis exploratorio incluyendo un índice de ruralidad para la provincia de Zaragoza.**Resultados:** En Zaragoza capital, la mortalidad por cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado (código 571 de la 9<sup>a</sup> revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades y códigos K70, K72.1, K73, K74, K76.1.9 de la 10<sup>a</sup> revisión) se incrementaba a medida que aumentaba el índice de privación, y en las secciones censales más desfavorecidas era superior a la de las más favorecidas, con un riesgo relativo (RR) de 2,09 y un intervalo de credibilidad (IC) de 1,53-2,83. En el resto de la provincia, las diferencias en mortalidad no pueden explicarse por el índice de privación utilizado. En los municipios con valores más altos para el índice de ruralidad el RR fue de 0,47 (IC: 0,18-0,92) con respecto a aquellos que presentaron los valores más bajos.**Conclusiones:** Las secciones censales del municipio de Zaragoza más deprimidas presentan una mayor mortalidad por cirrosis. Esta asociación no se ha encontrado en el resto de la provincia, posiblemente por la baja variabilidad explicada por el índice utilizado. Los municipios de la provincia con mayores valores del índice de ruralidad presentaron un menor riesgo de muerte por las causas en estudio.

© 2010 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

## Men inequalities and liver cirrhosis mortality (Zaragoza, Spain, 1996-2003)

## ABSTRACT

## Keywords:

Liver cirrhosis

Mortality

Inequalities

Rural

**Objectives:** The aim of this study was to identify geographical differences in mortality from liver cirrhosis in men living in the province of Zaragoza, Spain, as well as its possible association with socioeconomic factors. The utility of the MEDEA project's deprivation index in rural areas was also explored.**Methods:** Census tracts were used in Zaragoza city as analysis units and municipalities were used for the rest of the province. Crude and smoothed standardized mortality ratios were calculated for each analysis unit through a Bayesian generalized mixed linear model. A deprivation index was obtained and was included in the model in quartiles. An exploratory analysis was also conducted, including a rural index in the province of Zaragoza.**Results:** In Zaragoza city, mortality from liver cirrhosis and other chronic liver diseases [code 571 of the 9th International Classification of Diseases (ICD) and K70, K72.1, K73, K74, K76.1.9 of the ICD-10] increased as the deprivation index increased. Mortality in the most deprived areas was twice that in the less deprived areas (relative risk [RR] 2.09, credible interval [CI]: 1.53-2.83). In the rest of the province, geographical differences in mortality could not be explained by the deprivation index used. Nevertheless, municipalities with the highest values in the rural index showed a RR of 0.47 (CI: 0.18-0.92) compared with those with the lowest values.**Conclusions:** In Zaragoza city, mortality from liver cirrhosis and other chronic liver diseases was higher in the most deprived census tracts than in the most affluent areas. This association was not found in the rest of the province, probably because of the low variability explained by the deprivation index. Municipalities with high rural values had the lowest risk of death from these diseases.

© 2010 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

\* Autora para correspondencia.

Correo electrónico: iaguilar@aragon.es (I. Aguilar).

## Introducción

Se consideran desigualdades en salud las distintas oportunidades y recursos relacionados con la salud que tienen las personas en función de su clase social, sexo, territorio o etnia, lo que se traduce en peores niveles de salud en los colectivos más desfavorecidos<sup>1</sup>. Estas desigualdades tienen origen, a su vez, en las desigualdades políticas, económicas y sociales presentes en la población, y conllevan que unos colectivos determinados sean más vulnerables a la enfermedad que otros, generando diferencias en salud que son innecesarias, injustas y evitables<sup>2</sup>.

La cirrosis hepática se encuentra dentro de las 30 enfermedades que más discapacidad generan en todo el mundo<sup>3</sup>. Es un proceso crónico, difuso e irreversible, y de pronóstico grave. Las tasas de mortalidad por cirrosis se relacionan desde hace más de cinco décadas con las tasas del consumo de alcohol en la población<sup>4</sup>. En relación con el principal factor de riesgo, el consumo de alcohol, éste se ha asociado a otros comportamientos de riesgo, que son más frecuentes en los varones jóvenes de nivel educativo bajo<sup>5</sup>. También se ha observado para el consumo de alcohol un gradiente ocupacional claro, con un mayor consumo entre los trabajadores manuales<sup>6-8</sup>.

Diversos estudios han mostrado diferencias en el patrón geográfico de la mortalidad por cirrosis hepática. En España<sup>9</sup> se ha observado un patrón norte-sur que coincide con el detectado para algunos tumores malignos asociados al consumo de alcohol, con una tendencia decreciente de un 3% anual. Otros estudios realizados en el ámbito autonómico, por ejemplo en la Comunidad Valenciana<sup>10</sup> y en Andalucía<sup>11</sup>, también han puesto de relieve las diferencias geográficas para la mortalidad por esta enfermedad.

Estas diferencias en el patrón geográfico de la mortalidad por cirrosis hepática se han asociado con el nivel socioeconómico. Así, se ha observado una mayor mortalidad en zonas deprimidas en los estudios llevados a cabo en el País Vasco<sup>12</sup>, Sevilla<sup>13</sup>, Madrid<sup>14-15</sup> y Barcelona<sup>16</sup>, así como al comparar la mortalidad entre distintas provincias<sup>17</sup>. Esta asociación con el nivel socioeconómico se ha podido observar tanto individualmente como en el área de residencia<sup>18</sup>.

También en el marco del proyecto MEDEA (desigualdades socioeconómicas y medioambientales en la mortalidad en ciudades de España) se han obtenido resultados similares, con una asociación significativa en los varones entre la mortalidad por cirrosis y el índice de privación para las 11 ciudades incluidas en el proyecto. En las mujeres esta asociación se identificó en siete ciudades. En Zaragoza, tanto en hombres como en mujeres la asociación fue estadísticamente significativa<sup>19</sup>.

El índice de privación desarrollado en el proyecto MEDEA<sup>20</sup> para ciudades se ha utilizado también para estudiar las desigualdades en la mortalidad por enfermedades crónicas del hígado y cirrosis en la Comunidad de Madrid<sup>15</sup>, y los resultados obtenidos son similares a los descritos para la ciudad de Madrid<sup>19</sup>.

El objetivo del presente trabajo es analizar las diferencias geográficas en la mortalidad por cirrosis hepática, en varones, en la provincia de Zaragoza, en el periodo 1996-2003, y su posible asociación con indicadores socioeconómicos del área de residencia en el momento del fallecimiento, así como identificar la adecuación, en el ámbito rural, del índice de privación desarrollado en el proyecto MEDEA.

## Métodos

Estudio ecológico transversal de áreas pequeñas en el cual la población a estudio fueron los varones residentes en la provincia de Zaragoza (422.209 según el censo de 2001). Del Registro de Mortalidad de la Comunidad Autónoma de Aragón se obtuvieron los varones fallecidos cuyas causas básicas de defunción fueran la cirro-

sis y otras enfermedades crónicas del hígado (código 571 de la 9ª revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades [CIE-9] y códigos K70, K72.1, K73, K74, K76.1.9 de la 10ª revisión [CIE-10]), residentes en la provincia de Zaragoza, durante el periodo 1996-2003. Los códigos seleccionados fueron los definidos en el proyecto MEDEA<sup>19</sup>.

En el estudio no se incluyeron las mujeres por el bajo número de casos existentes en el ámbito rural (180 en el municipio de Zaragoza y 70 en el resto de la provincia).

El número de varones residentes en el municipio de Zaragoza distribuidos en 19 grupos de edad (0-4, 5-9, . . . 90 y más) fue proporcionado para cada sección censal por el Instituto Nacional de Estadística (INE), a partir del Censo de Población y Viviendas del año 2001.

Los datos socioeconómicos para cada sección censal se obtuvieron del Censo de Población y Viviendas del año 2001 y fueron proporcionados por el INE, previa petición, disponiendo de 20 indicadores socioeconómicos simples.

La unidad de análisis fue la sección censal en el municipio de Zaragoza. Puesto que en el resto de la provincia en el 89,73% de los casos coinciden la sección censal y el municipio, se utilizó éste como unidad de análisis. El análisis se realizó considerando para el municipio de Zaragoza las secciones censales del año 2001 (462 secciones censales) y para el resto de la provincia el municipio (292).

Dadas las diferentes características del municipio de Zaragoza respecto al resto de la provincia, se realizaron dos análisis: uno para el municipio de Zaragoza, utilizando las secciones censales, y otro considerando toda la provincia, utilizando el municipio como unidad de estudio.

Los datos de mortalidad fueron georreferenciados específicamente para el proyecto MEDEA por el Instituto Aragonés de Estadística (IAEST).

A partir de los indicadores socioeconómicos simples se obtuvo un índice sintético de privación aplicando un análisis de componentes principales (ACP). La adecuación del análisis se comprobó mediante la prueba de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin. La correlación entre las variables se analizó con la prueba de esfericidad de Bartlett, asumiendo que la población seguía una distribución normal.

En Zaragoza capital se optó por utilizar el mismo índice de privación empleado en el proyecto MEDEA<sup>20</sup>, correspondiente al primer factor obtenido con el ACP, que explicaba el 75% de la variabilidad. Este índice incluía cinco indicadores simples: desempleo, instrucción insuficiente, instrucción insuficiente en jóvenes (16-29 años), porcentaje de trabajadores manuales y porcentaje de asalariados eventuales.

Cuando el mismo análisis se aplicó en el resto de la provincia de Zaragoza, la variabilidad explicada por el primer componente fue tan sólo del 31%, sin mejorar tras la rotación. No fue posible encontrar, con los datos disponibles, ningún factor que llegase a explicar más varianza que la obtenida con la metodología del proyecto MEDEA, y en última instancia se optó por utilizar el mismo índice que para Zaragoza capital. Dadas las diferencias en la variabilidad explicadas por el índice de privación, el análisis se realizó de manera independiente para el municipio de Zaragoza y el resto de los municipios que conforman la provincia.

Se utilizó también de forma exploratoria un índice sintético, índice de ruralidad, desarrollado por Ocaña-Riola y Sánchez-Cantalejo<sup>21</sup>, en el cual se incluían como indicadores simples la densidad de población, la proporción de personas mayores de 65 años, la proporción de menores de 15 años, el índice de dependencia, la proporción de jubilados, la proporción de ganaderos/agricultores en el total de la población activa y la proporción de viviendas en malas condiciones. Este índice explicaba un 43,2% de la variabilidad de los municipios de la provincia de Zaragoza.

**Tabla 1**  
Defunciones por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado en varones (Zaragoza, 1996-2003)

|   | Municipio de Zaragoza | Resto de la provincia |
|---|-----------------------|-----------------------|
| Número de defunciones   | 495                   | 222                   |
| Unidades geográficas con 0 casos (% del total)  | 182 (39,39%)          | 206 (70,80%)          |
| Intervalo de credibilidad del 95% para el número de unidades geográficas con 0 casos <sup>a</sup> | 167,70-201,70         | 187,50-208,40         |
| Media de casos por unidad geográfica (IC95%)  | 1,03 (0,92-1,13)      | 0,76 (0,50-1,02)      |
| DE  | 1,15                  | 2,25                  |
| Mediana   | 1                     | 0                     |
| Percentil 5   | 0                     | 0                     |
| Percentil 95  | 3                     | 4                     |

IC95%: intervalo de confianza del 95%; DE: desviación estándar.

<sup>a</sup> Intervalo de credibilidad al 95% para el número de unidades geográficas con 0 casos para el modelo de Besag et al<sup>23</sup>.

Para cada unidad de análisis se obtuvieron las razones estandarizadas de mortalidad (RME) por cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado, utilizando como tasa de referencia la mortalidad del conjunto de Aragón por estas causas, en varones, durante el periodo de estudio (1996-2003).

Con el fin de identificar patrones geográficos se suavizaron las RME utilizando la metodología bayesiana propuesta en el proyecto MEDEA<sup>22</sup>, aplicando un modelo lineal generalizado mixto (GLMM) para efectos espaciales desarrollado por Besag et al<sup>23</sup>. Tanto el índice de privación como el de ruralidad se introdujeron en el modelo discretizados en cuartiles, tomando como categoría de referencia el cuartil con valores más bajos (mejor nivel socioeconómico o menor ruralidad), al cual se atribuyó un riesgo relativo (RR) de 1.

Para realizar la comparación entre los distintos modelos se utilizó el estadístico DIC (*Deviance Information Criterion*): desviación esperada posterior (E [D]) + n° efectivo de parámetros (pD).

La desviación esperada posterior se estima por la media de las desviaciones de las simulaciones y mide la calidad del ajuste. El número efectivo de parámetros es el resultado de comparar la media de las desviaciones y la desviación de la media posterior, y mide la complejidad del modelo. El mejor modelo es el que tiene menor valor para el estadístico DIC.

Para observar la distribución de las RME se representó su función de densidad, que permite apreciar con detalle su rango de valores, lo cual no es visible en el mapa.

Se añadió a los modelos un estadístico que permite calcular el número esperado de secciones censales con cero observaciones y un intervalo de credibilidad (IC) para dicho número. Esta información adicional permite valorar si los modelos de Poisson utilizados son compatibles con los datos disponibles o si, por el contrario, hay un problema de «exceso de ceros» que invalide los modelos.

Para el análisis se utilizó el paquete estadístico SPSS versión 15 para los componentes principales, R-2.2.1 y WinBUGS14 para el cálculo de los modelos y ArcView para la elaboración de los mapas.

## Resultados

Durante el periodo 1996-2003 se registraron 717 defunciones por cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado en varones residentes en la provincia de Zaragoza (495 en la ciudad de Zaragoza y 222 en el resto de la provincia), lo que representó una tasa bruta de 21,2 casos por 100.000 varones-año para el total de la provincia de Zaragoza. La georreferenciación de las defunciones se pudo realizar

en el 98% de los casos. En la tabla 1 se presenta un resumen de los datos de mortalidad para el municipio de Zaragoza y el resto de la provincia. No se aprecia un problema de exceso de ceros en el modelo.

En el municipio de Zaragoza, los barrios rurales presentaron un menor riesgo de mortalidad por cirrosis, mientras que las áreas con un exceso de mortalidad se encontraron en las secciones censales de los distritos del Casco Histórico y los barrios de la Margen Izquierda del Ebro (fig. 1).

En el resto de la provincia de Zaragoza, las zonas con un exceso de mortalidad por las enfermedades estudiadas se concentraron en la parte norte y sur-este de la provincia, así como en los municipios cercanos a la capital (fig. 2).

En relación al índice de privación, en Zaragoza capital las secciones censales más deprimidas se correspondieron con las zonas de mayor riesgo de mortalidad. Sin embargo, en el resto de la provincia el patrón del índice de privación fue diferente del patrón de mortalidad.

En el municipio de Zaragoza, las diferencias identificadas en la mortalidad por cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado en las secciones censales pueden explicarse, al menos en parte, por el índice de privación estudiado, al presentar una mortalidad más alta las secciones censales con valores más altos del índice de privación, con un gradiente ascendente. No obstante, en el resto de la provincia las diferencias geográficas en la mortalidad entre los municipios no pudieron explicarse por este índice de privación (tabla 2).

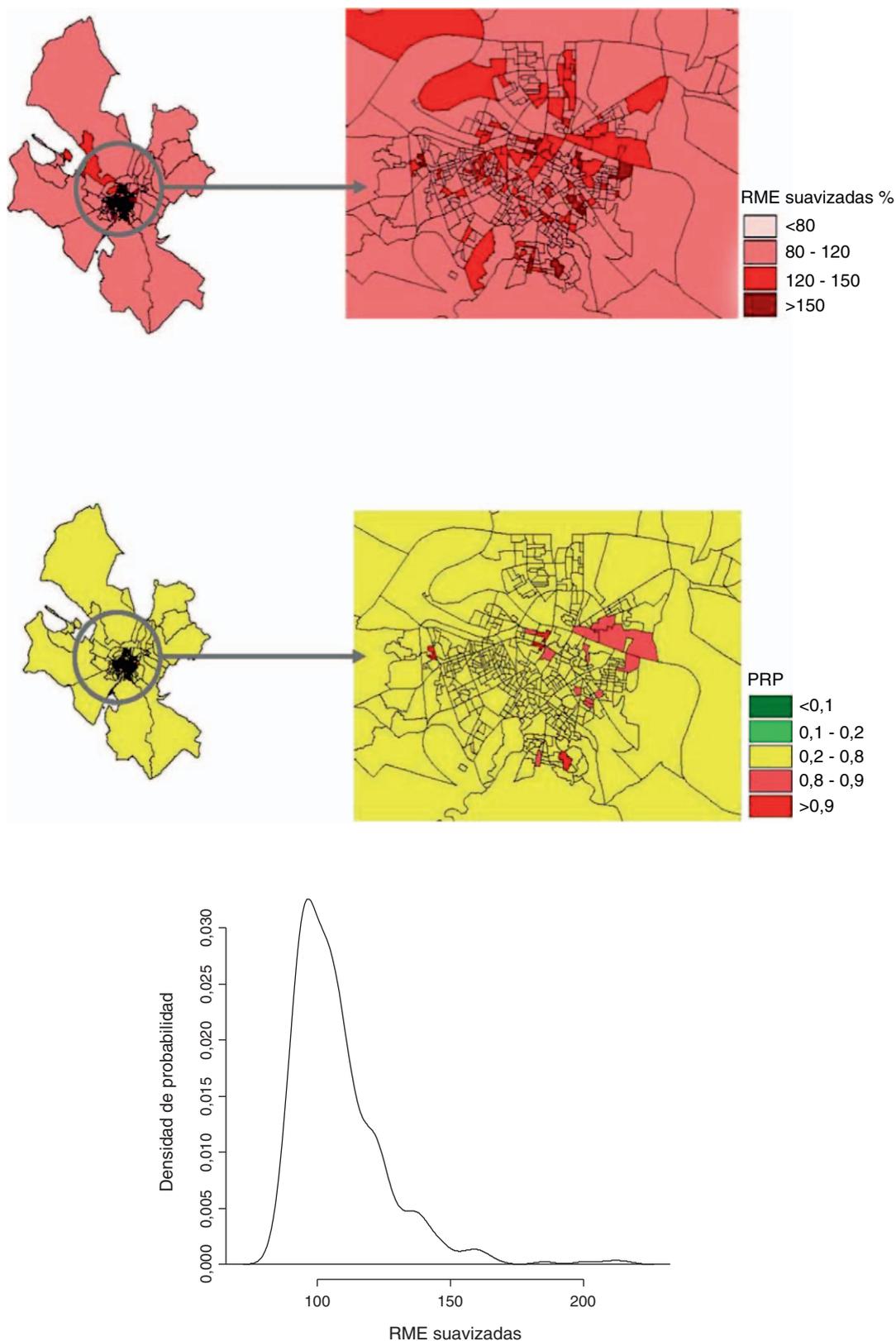
El índice de ruralidad utilizado en la provincia de Zaragoza se distribuyó de manera diferente al índice de privación, pues en este caso fueron los municipios con menor número de habitantes los que presentaron valores más altos, al contrario de lo que sucedía con el índice de privación. Al introducir este índice en el modelo se encontró una disminución significativa del riesgo de morir por las causas estudiadas en los municipios con valores más altos para el índice de ruralidad, de modo que los municipios con valores más altos (Qr4) presentaron un RR de 0,47 (IC: 0,18-0,92) en comparación con los que tenían valores más bajos (Qr1).

Cuando se utiliza el índice de ruralidad, el modelo presenta mejor ajuste que cuando se utiliza el índice de privación, tal como se observa en los valores del DIC en la tabla 2.

## Discusión

Se han observado diferencias geográficas en la distribución de la mortalidad por cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado en los varones durante el periodo de estudio, tanto en el municipio de Zaragoza como en el resto de la provincia. Así, cuando se estudió el municipio de Zaragoza se observó un exceso de mortalidad en los distritos de la Margen Izquierda del Ebro y Casco Histórico, y un menor riesgo en los barrios rurales. En el análisis de los municipios de la provincia fueron los próximos a Zaragoza capital y los situados en el norte y sur-este de la provincia los que presentaron mayor mortalidad. En síntesis, cuando se estudia el ámbito urbano, municipio de Zaragoza, el riesgo es menor en los barrios más rurales de la ciudad, mientras que cuando se estudia el resto de municipios, ámbito rural, el mayor riesgo se observa en aquellos más próximos a la capital, que son los menos rurales. Estos resultados indican que en los dos análisis realizados la mortalidad es mayor en los ámbitos más urbanos.

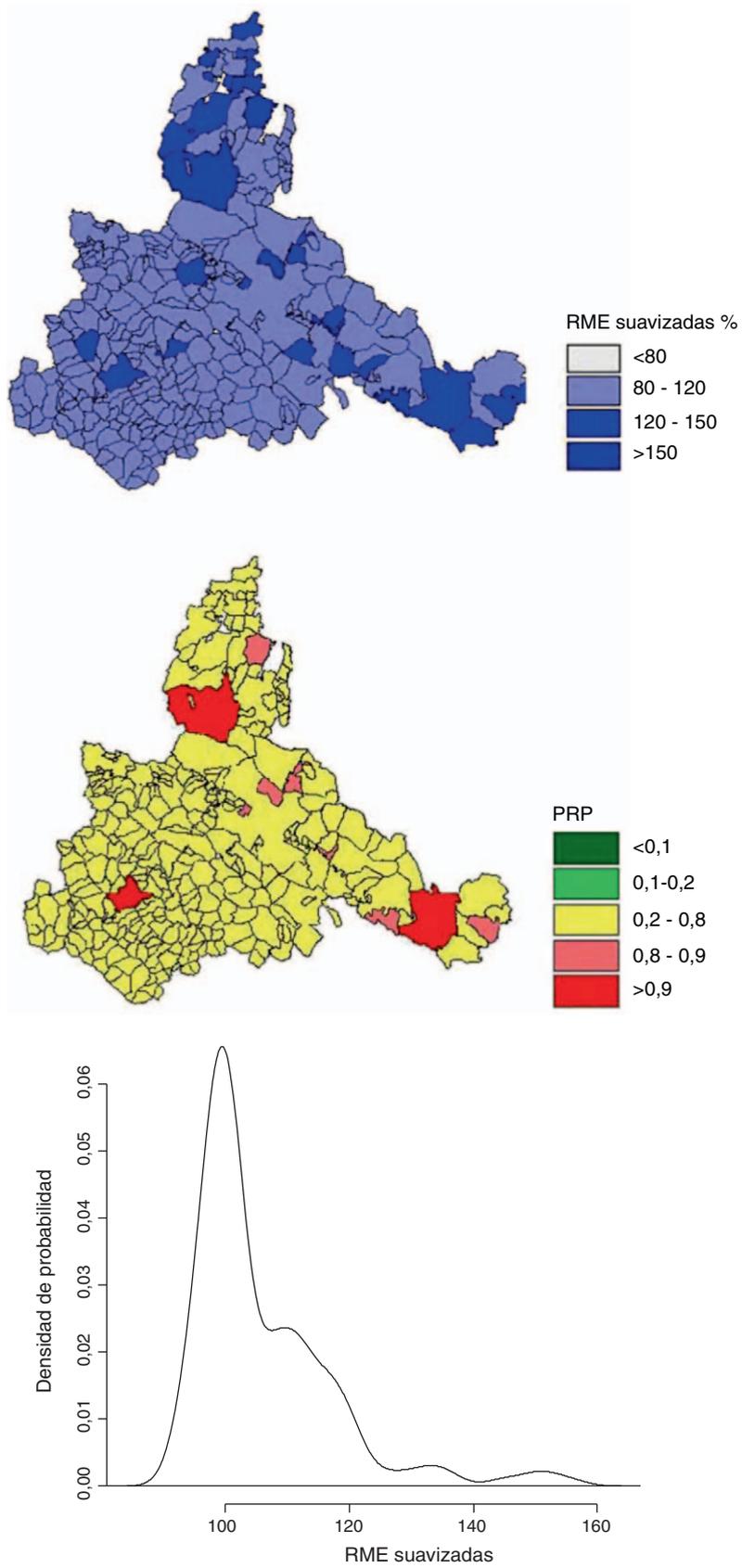
Mientras que en la capital estas diferencias geográficas pueden explicarse, al menos en parte, por el índice sintético de privación utilizado, las diferencias geográficas identificadas entre los municipios de la provincia de Zaragoza no pueden explicarse por este índice. Respecto al índice de ruralidad, se observó una mayor mortalidad en los municipios con valores más bajos.



**Figura 1.** Razones de mortalidad estandarizadas (RME) suavizadas, probabilidades a posteriori (PRP) y densidad de probabilidad para el municipio de Zaragoza, y detalle del núcleo urbano.

Los resultados obtenidos para el municipio de Zaragoza, para el índice de privación, se encuentran en la misma línea que los observados en otras ciudades participantes en el proyecto MEDEA<sup>15,19,24</sup>, y fueron semejantes a los de otros estudios que han utilizado un

índice de privación diferente. En los trabajos realizados en ciudades como Madrid<sup>14</sup>, Sevilla<sup>13</sup> o Barcelona<sup>16</sup> también se encontró asociación entre el índice de privación y la mortalidad por cirrosis. En los distintos trabajos hay diferencias en la magnitud del efecto, que



**Figura 2.** Razones de mortalidad estandarizadas (RME) suavizadas, probabilidades a posteriori (PRP) y densidad de probabilidad para la provincia de Zaragoza.

**Tabla 2**  
Riesgo relativo e intervalo de credibilidad al 95% para el índice de privación y el índice de ruralidad en el municipio de Zaragoza y el resto de la provincia de Zaragoza

|                     | Cuartiles        | Municipio de Zaragoza |                            | Provincia de Zaragoza |                            |
|---------------------|------------------|-----------------------|----------------------------|-----------------------|----------------------------|
|                     |                  | RR                    | Intervalo credibilidad 95% | RR                    | Intervalo credibilidad 95% |
| Índice de privación | Q <sub>p</sub> 1 | 1                     |                            | 1                     |                            |
|                     | Q <sub>p</sub> 2 | 1,40                  | 1,01-1,89                  | 1,14                  | 0,72-1,75                  |
|                     | Q <sub>p</sub> 3 | 1,73                  | 1,27-2,34                  | 1,33                  | 0,88-1,99                  |
|                     | Q <sub>p</sub> 4 | 2,09                  | 1,53-2,83                  | 0,95                  | 0,49-1,62                  |
|                     | DIC              | 671,82                |                            | 302,15                |                            |
|                     | pD               | 59,97                 |                            | 29,58                 |                            |
|                     | Iteraciones      | 100.000               |                            | 500.000               |                            |
| Índice de ruralidad | Q <sub>r</sub> 1 | -                     | -                          | 1                     |                            |
|                     | Q <sub>r</sub> 2 | -                     | -                          | 0,57                  | 0,36-0,84                  |
|                     | Q <sub>r</sub> 3 | -                     | -                          | 0,60                  | 0,33-0,95                  |
|                     | Q <sub>r</sub> 4 | -                     | -                          | 0,47                  | 0,18-0,92                  |
|                     | DIC              |                       |                            | 244,95                |                            |
|                     | pD               |                       |                            | 18,07                 |                            |
|                     | Iteraciones      |                       | 500.000                    |                       |                            |

RR: riesgo relativo; DIC: *deviance information criterion*; Q<sub>p</sub>1: primer cuartil (valores más bajos para el índice de privación); Q<sub>p</sub>2: segundo cuartil del índice de privación; Q<sub>p</sub>3: tercer cuartil del índice de privación; Q<sub>p</sub>4: cuarto cuartil (valores más altos para el índice de privación); Q<sub>r</sub>1: primer cuartil (valores más bajos para el índice de ruralidad); Q<sub>r</sub>2: segundo cuartil del índice de ruralidad; Q<sub>r</sub>3: tercer cuartil del índice de ruralidad; Q<sub>r</sub>4: cuarto cuartil (valores más altos para el índice de ruralidad); pD: número efectivo de parámetros.

pueden deberse tanto a las características intrínsecas de las áreas de estudio como a la metodología y el índice de privación utilizados. Así, las pequeñas discrepancias observadas entre los resultados de este estudio y el de Borrell et al<sup>19</sup> podrían explicarse por las distintas poblaciones de referencia (Aragón y España, respectivamente).

El índice de privación desarrollado en el proyecto MEDEA<sup>20</sup> resultó útil para explicar la asociación entre nivel socioeconómico y mortalidad por cirrosis para toda la Comunidad de Madrid<sup>15</sup>, mientras que en nuestro estudio sólo resulta adecuado para estudiar esta asociación en el municipio de Zaragoza.

El índice de ruralidad<sup>21</sup> incluye como indicadores simples, además de los demográficos, otros como la proporción de viviendas en malas condiciones y la proporción de agricultores/ganaderos en relación a la población activa. Los resultados obtenidos al introducir en el modelo este índice<sup>21</sup> concuerdan con un reciente estudio realizado en Reino Unido que muestra una mayor mortalidad por cirrosis en las áreas urbanas que en las rurales, manteniéndose estas diferencias al ajustar por el nivel socioeconómico<sup>25</sup>.

Entre las posibles limitaciones del estudio pueden citarse las asociadas a la calidad de los datos y a la metodología utilizada. En relación a los datos, no parece probable que las diferencias detectadas puedan deberse a una distinta georreferenciación de las defunciones, ya que la proporción de geocodificación fue del 98%. En cuanto al hecho de utilizar datos codificados por la CIE-9 (periodo 1996-1998) y la CIE-10 (periodo 1999-2003), al comparar ambas clasificaciones<sup>26,27</sup> no se detectan diferencias destacables. Por otro lado, el número de afecciones inespecíficas del hígado en el periodo de estudio fue bajo, por lo que parece improbable que puedan haber sesgado los resultados. En cuanto a la metodología utilizada, el posible sesgo ecológico, o falacia ecológica, ha podido mitigarse, en parte, al usar unidades de análisis pequeñas<sup>28</sup>.

La falta de asociación encontrada en los municipios para el índice de privación puede deberse a que el índice utilizado se elaboró principalmente para grandes ciudades como Zaragoza. En este sentido, el resto de los municipios comparten pocas características socioeconómicas con el de Zaragoza, al tratarse de ámbitos rurales donde las variables utilizadas en el índice de privación son poco definitorias del nivel socioeconómico de la población. Por otro lado, es posible que el menor número de casos en el resto de la provincia, sobre todo en el cuartil de menor nivel socioeconómico, pudiera explicar la falta de significación estadística.

El índice de privación desarrollado en el proyecto MEDEA<sup>20</sup>, que tiene en cuenta población urbana, puede no ser adecuado en el ámbito rural. De ahí la necesidad de desarrollar indicadores que

consideren las características urbanas y rurales de las enfermedades estudiadas y proporcionen una nueva dimensión en el estudio de las desigualdades.

Entre las fortalezas de este trabajo se encuentra la utilización de una metodología desarrollada y aplicada en diferentes áreas geográficas de España, lo cual permite comparar resultados.

Este estudio ha demostrado desigualdades en la mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado en los varones de la provincia de Zaragoza en el periodo 1996-2003. Mientras que estas diferencias en la mortalidad en las secciones censales del municipio de Zaragoza se explican, al menos parcialmente, por el índice de privación desarrollado en el proyecto MEDEA, las diferencias en mortalidad en el resto de la provincia podrían ser explicadas en parte, por el índice de ruralidad desarrollado por Ocaña et al<sup>17</sup>. Resulta de interés continuar esta línea de trabajo para identificar desigualdades en salud y aportar información útil para desarrollar programas de intervención dirigidos a reducir estas desigualdades.

#### Declaraciones de autoría

I. Aguilar realizó el análisis de los datos, la revisión bibliográfica y la primera versión del manuscrito. M. Esteban fue el responsable de la obtención, la depuración y el control de calidad de los datos, y participó en la revisión del artículo. C. Feja, T. Alcalá y L. Compés participaron en el análisis de los datos y en la revisión bibliográfica. C. Martos diseñó y coordinó el estudio, y participó en la escritura del artículo y en su revisión definitiva. M.J. Rabanaque participó en el diseño del trabajo y en la elaboración del artículo para su publicación.

#### Financiación

Proyecto FIS PI042602. Proyecto financiado por el Departamento de Ciencia, Tecnología y Universidad del Gobierno de Aragón PI126/08.

#### Conflicto de intereses

Ninguno.

## Agradecimientos

Los autores quieren agradecer al Instituto Aragonés de Estadística su colaboración en la geocodificación y la aportación de los datos de mortalidad.

## Bibliografía

- Borrell C, Rodríguez-Sanz M, Pérez G, et al. Las desigualdades sociales en salud en el estado español. *Aten Primaria*. 2008;40:59–60.
- Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Int J Health Serv*. 1992;22:429–45.
- Murray CJ, López AD. Global mortality, disability, and the contribution of risk factors: global burden of disease study. *Lancet*. 1997;349:1436–42.
- Seeley JR. Death by liver cirrhosis and the price of beverage alcohol. *Can Med Assoc J*. 1960;83:1361–6.
- Galán I, Rodríguez-Artalejo F, Tobías A, et al. Clustering of behavioural risk factors and their association with subjective health. *Gac Sanit*. 2005;19:370–8.
- Mäkelä P, Valkonen T, Martelin T. Contribution of deaths related to alcohol use to socioeconomic variation in mortality: register based follow up study. *BMJ*. 1997;315:211–6.
- Hemmingsson T, Lundberg I, Diderichsen F, et al. Explanations of social class differences in alcoholism among young men. *Soc Sci Med*. 1998;47:1399–405.
- Hemmingsson T, Lundberg I, Diderichsen F. The roles of social class of origin, achieved social class and intergenerational social mobility in explaining social class inequalities in alcoholism among young men. *Soc Sci Med*. 1999;49:1051–9.
- López-Abente G, Pollán M, Aragonés N, et al. *Tendencias de la mortalidad en España, 1952–1996. Efecto de la edad, de la cohorte de nacimiento y del período de muerte*. Madrid: Instituto de Salud Carlos III; 2002.
- Martínez MA, López A, Amador A, et al. *Atlas de mortalidad en la Comunidad Valenciana 1991–2000*. Valencia: Generalitat Valenciana; 2005.
- Ocaña-Riola R, Sánchez-Cantalejo C, Fernández-Ajuria A, et al. *Atlas de mortalidad de las capitales de provincia de Andalucía (1992–2002)*. Granada: EASP; 2007.
- Esnaola S, Aldasoro E, Ruiz R, et al. Desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en la Comunidad Autónoma del País Vasco. *Gac Sanit*. 2006;20:16–24.
- Ruiz-Ramos M, Sánchez J, Garrucho G, et al. Desigualdades en mortalidad en la ciudad de Sevilla. *Gac Sanit*. 2004;18:16–23.
- Martín J, Márquez JA. Análisis espacial medioambiental de la mortalidad en el municipio de Madrid. *Observatorio Medioambiental*. 2001;4:353–71.
- Segura del Pozo J, Gandarillas A, Domínguez Berjón F, et al. Chronic liver disease and cirrhosis mortality and social deprivation: a spatial analysis in small areas of Madrid region. *Nutr Hosp*. 2010;25:597–605.
- Pasarín I, Borrell C, Brugal T, et al. Weighing social and economic determinants related to inequalities in mortality. *J Urban Health*. 2004;81:349–62.
- Ocaña-Riola R, Saurina C, Fernández-Ajuria A, et al. Area deprivation and mortality in the provincial capital cities of Andalusia and Catalonia (Spain). *J Epidemiol Community Health*. 2008;62:147–52.
- Dalmáu A, García A, Marí M, et al. Trends in socio-economic inequalities in cirrhosis mortality in an urban area of Southern Europe: a multilevel approach. *J Epidemiol Comm Health*. 2010;64:720–7.
- Borrell C, Marí-Dell'olmo M, Serral G, et al. Inequalities in mortality in small areas of eleven Spanish cities (the multicenter MEDEA Project). *Health Place*. 2010;16:703–11.
- 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.
- Ocaña-Riola R, Sánchez-Cantalejo C. Rurality index for small areas in Spain. *Soc Indic Res*. 2005;73:247–66.
- Barceló MA, Sáez M, Cano-Serral G, et al. Métodos para la suavización de indicadores de mortalidad: aplicación al análisis de desigualdades en mortalidad en ciudades del estado español (proyecto MEDEA). *Gac Sanit*. 2008;22:596–608.
- Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*. 1991;43:1–59.
- Borrell C, Serral G, Martínez MA, et al. *Atlas de mortalidad en ciudades de España (1996–2003)*. Barcelona: Dit i Fet; 2009.
- Erskine S, Maheswaran R, Pearson T, et al. Socioeconomic deprivation, urban-rural location and alcohol-related mortality in England and Wales. *BMC Public Health*. 2010. [Consultado 13/9/2010.] Disponible en: <http://www.biomedcentral.com/1471-2458/10/99>.
- Romero A. eCIE9MC: edición electrónica de la CIE-9-MC. 5.ª ed. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo; 2006. [Consultado 25/5/2010.] Disponible en: <http://www.msc.es/estadEstudios/estadisticas/normalizacion/clasifEnferm/boletines/home.htm>.
- About the International Classification of Diseases, 10th revision, Clinical Modification (ICD-10-CM). [Consultado 25/5/2010.] Disponible en: <http://www.cdc.gov/nchs/icd.htm>.
- Domínguez-Berjón MF, Borrell C. Mortalidad y privación socioeconómica en las secciones censales y los distritos de Barcelona. *Gac Sanit*. 2005;19:363–9.



## 2.3. Trabajo 3

Aguilar I, Compés L, Feja C, Rabanaque MJ, Martos C. Gastric cancer incidence and geographical variations: the influence of gender, rural and socioeconomic factors, Zaragoza (Spain). *Gastric Cancer*. 2013;16(2):245–53.

El objetivo de este trabajo fue identificar variaciones geográficas en la incidencia de cáncer de estómago en la provincia de Zaragoza durante el periodo 1993-2002, y explorar su posible asociación con factores socioeconómicos y rurales.

La fuente de información fue el Registro Poblacional de Cáncer de Zaragoza. Las unidades de análisis fueron las Secciones Censales (SC) Zaragoza capital y los municipios para el resto de la provincia, al coincidir en la mayor parte de los casos con las SC. Se utilizaron como índices de privación el desarrollado en el proyecto MEDEA para la ciudad de Zaragoza y el índice de Sánchez-Cantalejo a nivel municipal, al ser un índice específico para áreas rurales. Para explorar la asociación con la ruralidad, se utilizó el índice de Ocaña-Riola con datos de 1991 y 2001. Para cada unidad de análisis se calcularon las Razones de Incidencia Estandarizada (RIE) crudas y suavizadas utilizando metodología bayesiana.

En los resultados fue posible observar desigualdades en la distribución geográfica en la incidencia de cáncer de estómago para el periodo de estudio. El índice de privación se encontró asociado a una mayor incidencia de cáncer de estómago en hombres en la ciudad de Zaragoza. A nivel municipal, el índice de ruralidad de 1991 se encontró asociado a la incidencia de cáncer de estómago en mujeres, con un mayor riesgo de cáncer de estómago en los municipios con mayores valores del índice de ruralidad.



## Gastric cancer incidence and geographical variations: the influence of gender and rural and socioeconomic factors, Zaragoza (Spain)

Isabel Aguilar · Luisa Compés · Cristina Feja ·  
M<sup>a</sup> José Rabanaque · Carmen Martos

Received: 14 March 2012 / Accepted: 12 June 2012 / Published online: 18 July 2012  
© The International Gastric Cancer Association and The Japanese Gastric Cancer Association 2012

### Abstract

**Background** Socioeconomic status (SES) and rural factors have been shown to be associated with gastric cancer epidemiology. The aim of this study was to identify geographical variations in gastric cancer incidence in Zaragoza province (Spain) during the period 1993–2002, and their association with SES and rural factors.

**Methods** Incident cases were extracted from the population-based Zaragoza Cancer Registry. The geographical analysis unit was the census tract (CT) in Zaragoza city ( $N = 462$ ) and the municipalities for the rest of the province ( $N = 292$ ). Four indexes were applied: two deprivation and two rurality indexes, included in a Bayesian risk model discretized in quartiles. Standardized incidence ratios (SIRs) were calculated using the incidence rates in Spain. SIRs were adjusted by a Bayesian generalized linear mixed model (GLMM).

**Results** From 1993 to 2002, 1,309 cases of gastric cancer were registered in Zaragoza city and 578 in the rest of the province. High risk was observed in CTs for the peripheral areas of the city. The incidence risk in men was 2 (95 % confidence interval [CI] 1.22–2.98) times higher in the most deprived CTs compared with the least deprived CTs, but no statistically significant differences were found in women. Municipalities with higher risk were observed in the north of the province, but no significant association was found with SES. Regarding the rurality index, a positive trend was observed in women, but it was statistically significant only for the most rural quartile (2.49, 95 % CI 1.07–4.92).

**Conclusions** Geographical differences in gastric cancer incidence were detected. Although these differences could be partially explained by the deprivation index for men in Zaragoza city, deprivation index cannot explain geographical differences for women. In the rest of the province, the rurality index 1991 could explain, at least for women, geographical differences. It is still necessary to develop a deprivation index suitable for small municipalities.

---

I. Aguilar (✉) · M. J. Rabanaque  
Division of Public Health, University of Zaragoza,  
C/Domingo Miral S/N, 50009 Zaragoza, Spain  
e-mail: iaguilar@unizar.es

L. Compés  
Public Health General Directorate, Aragon, Spain

C. Feja · M. J. Rabanaque · C. Martos  
Aragon Institute of Health Sciences, Zaragoza, Spain

C. Martos  
Centre for Public Health Research of Valencia, Valencia, Spain

C. Martos  
University of Valencia, Valencia, Spain

C. Martos  
CIBER Epidemiology and Public Health (CIBERESP),  
Madrid, Spain

**Keywords** Gastric cancer · Incidence · Inequalities · Rural

### Introduction

Instead of decreasing in recent decades, stomach cancer remains the 4th most frequent cancer worldwide. In Spain, and according to GLOBOCAN 2008 [1], stomach cancer showed an age-standardized incidence rate of 12.1 per 100,000 person-years and a mortality rate of 8.7 in males. In females, the rates were lower, with an age-standardized incidence rate of 5.3 per 100,000 person-years and a

mortality rate of 3.8. The highest incidence is found in men over 50 years of age. It has high mortality levels, especially due to its frequency of metastasis (80–90 %) [2], being the fifth most common cause of cancer death in both sexes in Spain [1]. Survival rates were low in the EURO CARE-4 study period (1995–1999) and the low rates continued to December 2003. Age-standardized 5-year relative survival was 27.8 % (95 % confidence interval [CI]: 26.4–29.3) in Spain and 24.5 % (95 % CI: 24.1–24.9) in Europe as a whole [3]. Similar results were obtained for the 2000–2002 period analysis of the EURO CARE-4 data, the age-adjusted 5-year relative survival rate being 24.9 % (95 % CI: 23.7–26.2) in Europe, although in Spain the survival rate was higher (31.8 %, 95 % CI: 25.9–39.2) [4].

Infection by *Helicobacter pylori* is considered to be the most important stomach cancer risk factor. About half of the world's population is estimated to be infected with this bacterium [5]. However, the development of gastric cancer cannot be explained just by infection with *Helicobacter pylori*, because only a small percentage of the individuals infected by the bacteria, between 2 and 5 %, ever develop a gastric cancer [6, 7]. Therefore, other risk factors must be considered. Compared with controls, more frequent intake of a high-risk diet, history of heavy smoking, heavy intake of alcohol, lower social economic status, body mass index >30, urban residence, and more frequent exposure to harmful occupational environments were observed in all age groups and both genders in young-age gastric cancer. These relationships were weaker in females compared with males of the same age, and were stronger as the age of the patients increased [8]. Other authors have explored the association between stomach cancer and salt and low amounts of fruits and vegetables in the diet, as well as smoking habits [9, 10] and the level of nitrate in drinking water [11].

Socioeconomic status (SES) has also been considered a risk factor in gastric cancer and has been explored by different indicators. Although the differences observed by social class are probably related to factors already explained, such as diet and other lifestyle factors, part of the variation cannot be attributed to already known factors [12]. Regarding occupation, higher incidence and greater mortality have been found in some kinds of jobs [13, 14]. This association remains even after adjustment by different risk factors, such as smoking status [15]. An association between the risk of stomach cancer and low income level [16] and the use of deprivation indexes was also observed [17].

Although the incidence of stomach cancer has decreased in the past few decades, this trend shows wide geographical variations [18]. The decrease in developed countries has been accompanied by a decline in the prevalence of *Helicobacter pylori* infection [1]. In spite of the importance of

this cancer in developing countries, other geographical variations related to urbanization must be considered.

Regarding the aspects previously considered, the main objective of this study was to identify geographical variations in the incidence of stomach cancer in the province of Zaragoza (Spain) during the period 1993–2002, and their association with socioeconomic and rural factors.

### Population, materials, and methods

A small-area ecological study was conducted. The population under analysis was all the residents in the province of Zaragoza (861,855 persons according to the 2001 census). The province of Zaragoza belongs to the Autonomous Community of Aragón, located in northeastern Spain.

All incident cases of stomach cancer (code C16 of the International Classification of Diseases for Oncology 3rd Edition; ICD-O-3) were obtained from the Zaragoza population-based Cancer Registry for the period 1993–2002. The number of inhabitants in 19 age groups (0–4, 5–9, ..., over 90 years) was obtained for each census tract (CT) by the National Statistics Institute (INE) from the Population and Housing Census 2001. Socioeconomic data relating to 20 indicators were provided by the INE from the Population and Housing Census 2001.

To study geographical variability, two different units of analysis were used, depending on the geographical context. In the city of Zaragoza (with 70 % of the inhabitants of the whole of Zaragoza province), the units of analysis were CTs ( $N = 462$ ), which were the smallest geographical units available. In the rest of the province, municipalities were used ( $N = 292$ ) for the analysis, because there were no available data for smaller geographical units, although 90 % of the municipalities matched the CTs exactly. The analyses were carried out separately: one for the city of Zaragoza, using CTs, and another one for the rest of the province, considering municipalities as the geographical unit of study. The analyses were also conducted stratified by gender.

Three indexes were included in the analysis to explore the relationship between stomach cancer incidence and SES and rural characteristics. The MEDEA deprivation index [19] was developed for large Spanish cities. This index was obtained by principal component analysis (PCA) and finally included five single indicators in the first principal component. While 75 % of the variability was explained using this index for the city of Zaragoza, only 31 % of the variability was explained for the rest of the province. Thus, two other indexes were included in the analysis for the rest of the Zaragoza province: the deprivation index developed by Sanchez-Cantalejo [20] and the Ocana-Riola rurality index [21]. The deprivation index

developed by Sanchez-Cantalejo [20], which was used to explore deprivation in small municipalities, consists of 3 single indicators. To explore rural facets, the Ocana-Riola index [21] was used. The single indicators were obtained from the data of the Population and Housing Census 2001 for the deprivation indexes. Regarding the rurality index, two different references were considered, using data from both the Population and Housing Census in 1991 and that in 2001 (i.e., the rurality index 1991 and the rurality index 2001). These four indexes were developed by PCA, and adequacy was measured by Bartlett’s test and the Kaiser–Meyer–Olkin index. High values for the deprivation indexes (MEDEA and Sanchez-Cantalejo) correspond to lower SES, and for the rurality indexes high values were related to higher rurality (Fig. 1).

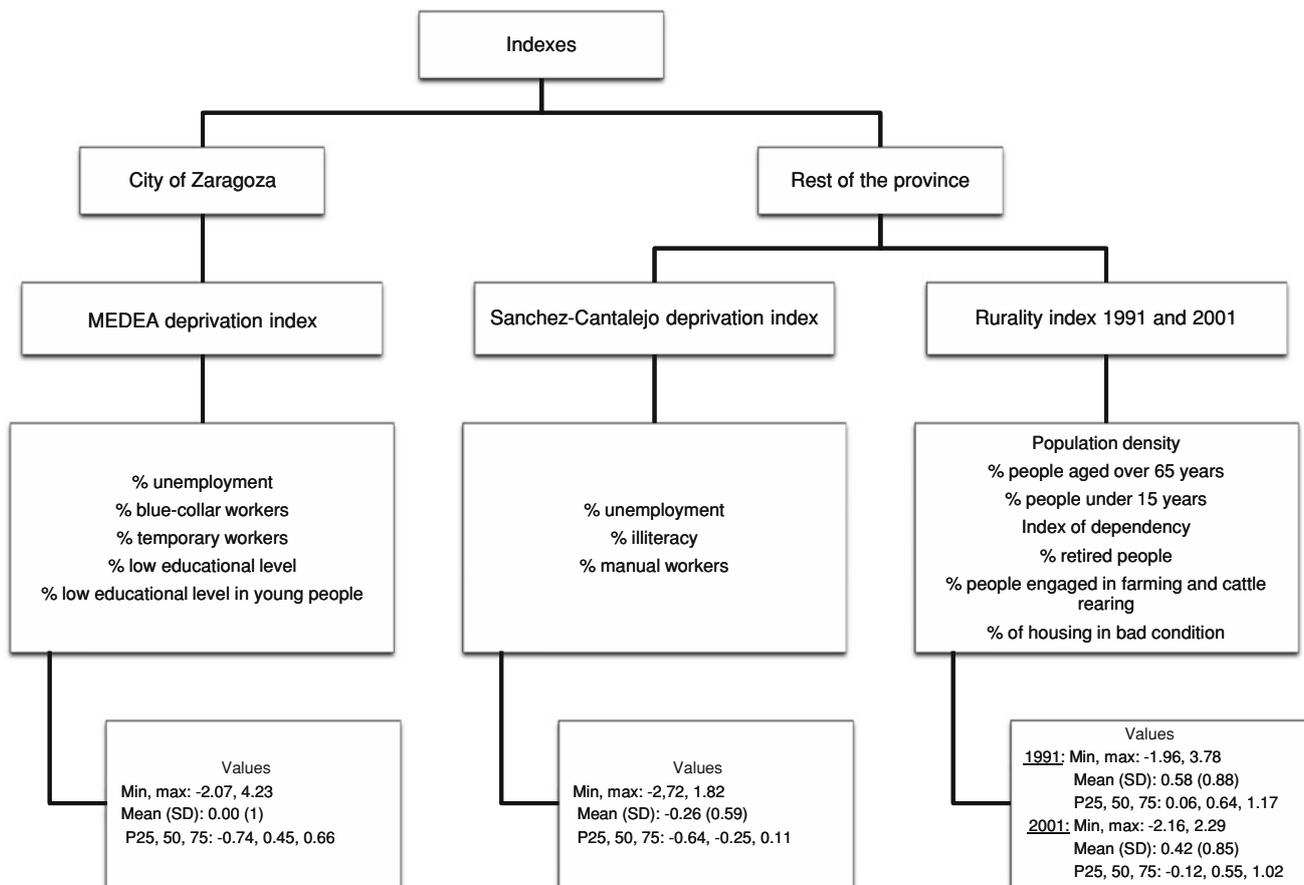
For each unit of analysis, standardized incidence ratios (SIRs) were calculated. As a reference, the rates of stomach cancer incidence in Spain (including data from the Spanish population-based cancer registries) [22] were used. To identify geographical patterns, smoothed SIRs were obtained using the Bayesian methodology proposed in the MEDEA project [23], applying a generalized linear mixed

model (GLMM) proposed by Besag et al. [24]. Posterior probabilities (PRP) of presenting a smoothed SIR greater than 1 were also calculated for each unit of analysis. The indexes included in the Bayesian-risk model were discretized in quartiles, where a relative risk (RR) of 1 was assigned to the first quartile (lowest values for deprivation or rurality). In order to compare the different models obtained, the deviance information criterion (DIC) was used, considering the best model as the one with the lowest value for DIC.

SPSS 15 software (SPSS, Chicago, IL, USA) was used to develop the PCA; R-2.2.1 and WinBUGS14 (WinBUGS14, Cambridge, UK) were used to calculate the models; and ArcView (ArcView, Redlands, CA, USA) was the software chosen to draw the maps.

**Results**

During the period 1993–2002, 1,887 incident cases of gastric cancer were registered in Zaragoza province, where 1,309 (69.37 %) belonged to the city of Zaragoza (758 in men and 551 in women), yielding incidence rates of 25.58



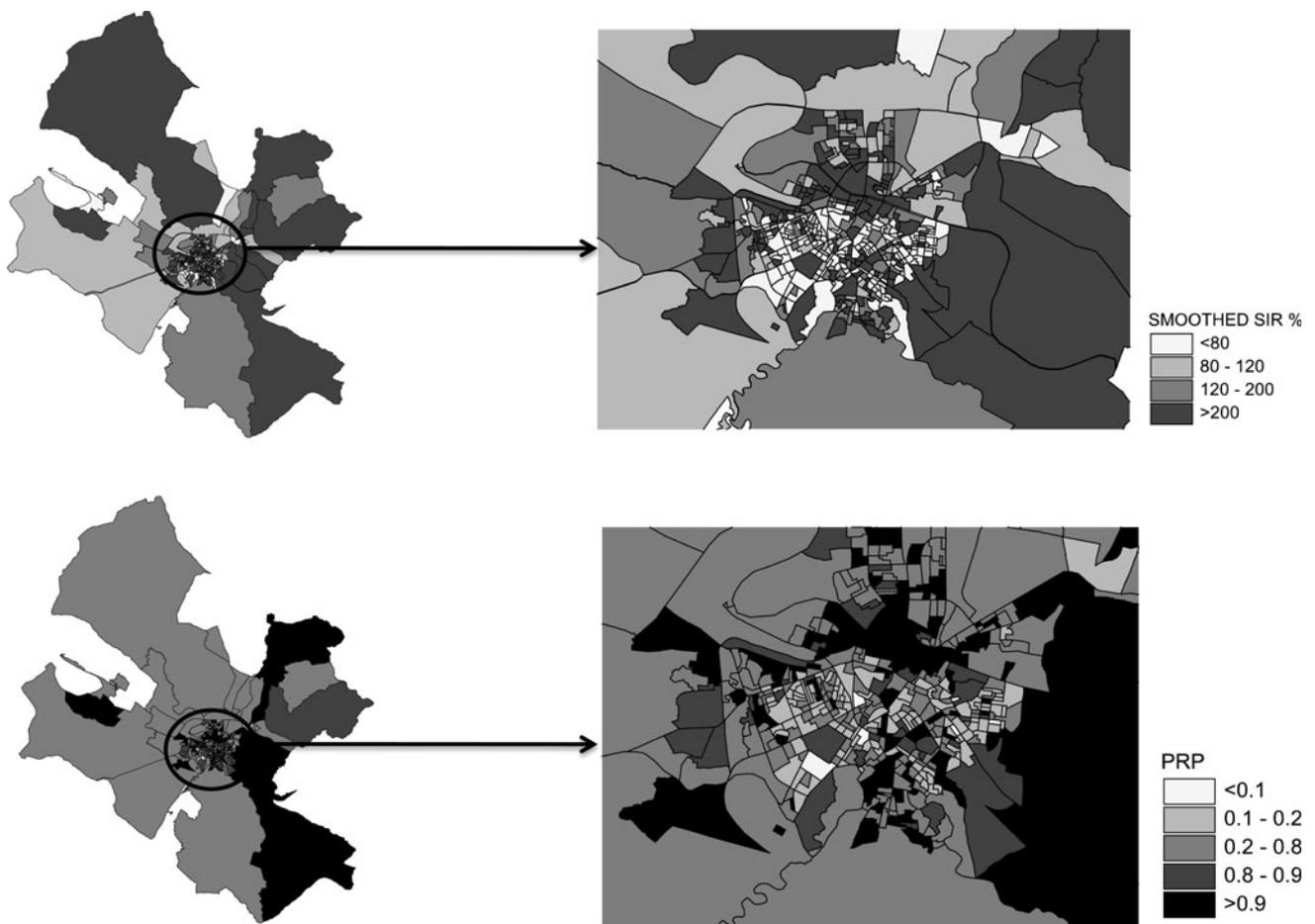
**Fig. 1** Indexes included in the Bayesian risk model: indicators and descriptive analysis. *Min* minimum, *Max* maximum, *SD* standard deviation, *P25...P75* percentile 25... percentile 75

**Table 1** Analysis units used for identifying geographical variations in stomach cancer incidence, Zaragoza 1993–2002

|   | City of Zaragoza |                  | Rest of the province |                  |
|---|------------------|------------------|----------------------|------------------|
|   | Male             | Female           | Male                 | Female           |
| Number with at least 1 case (% of the total) <sup>a</sup> | 242 (52.4 %)     | 223 (48.3 %)     | 133 (45.6 %)         | 97 (33.2 %)      |
| Mean (95 % CI) <sup>b</sup>                               | 1.62 (1.41–1.84) | 1.18 (1.01–1.36) | 1.20 (0.87–1.54)     | 0.75 (0.51–0.98) |
| Median <sup>b</sup>                                       | 1                | 0                | 0                    | 0                |
| SD <sup>b</sup>   | 2.35             | 1.87             | 2.92                 | 2.04             |
| Q1 <sup>b</sup>   | 0                | 0                | 0                    | 0                |
| Q3 <sup>b</sup>   | 3                | 2                | 1                    | 1                |

<sup>a</sup> Number of census tracts or municipalities where at least one case of stomach cancer was identified during the period of analysis, and the percentage with respect to the total number of geographical units

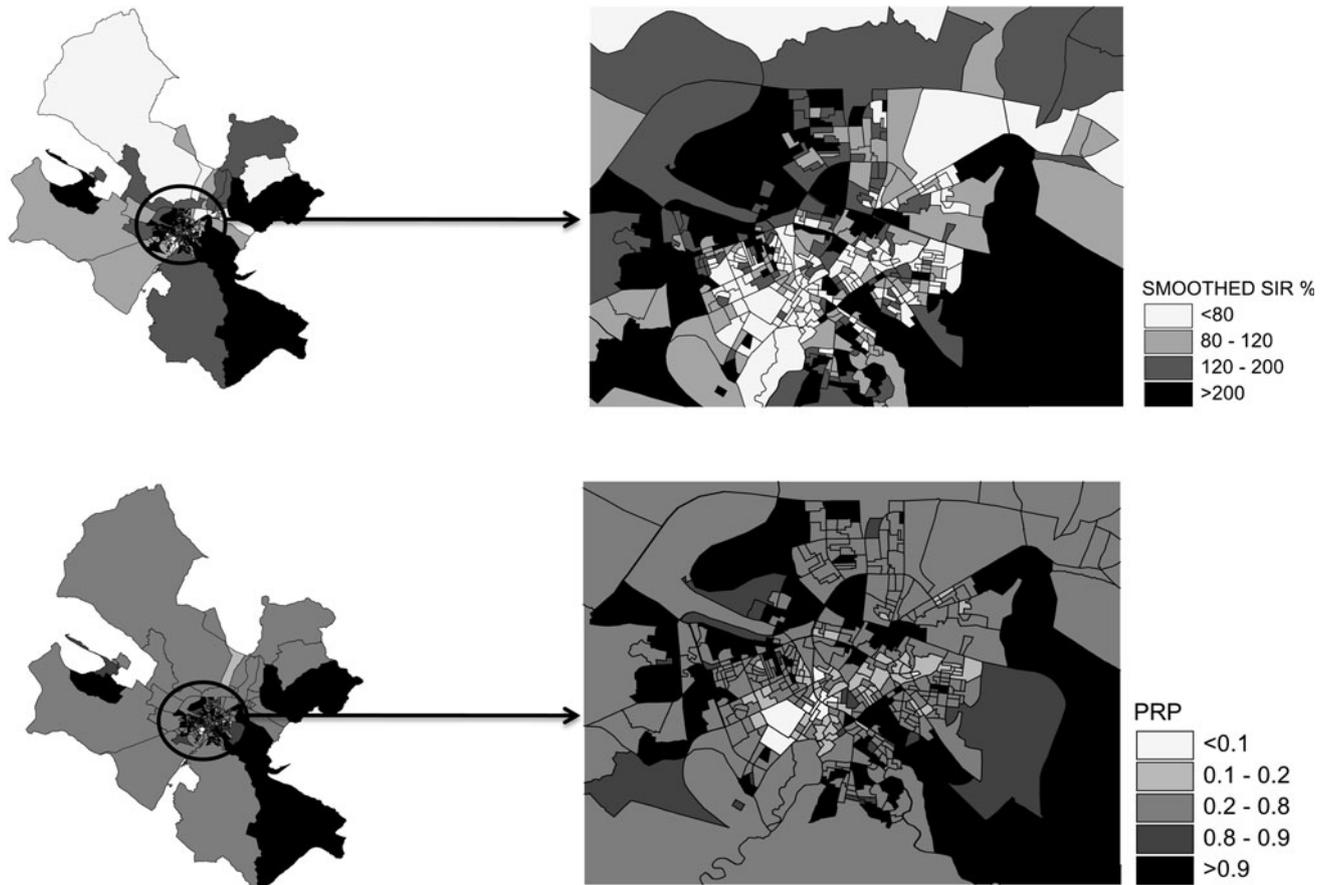
<sup>b</sup> Mean and 95 % confidence interval (95 % CI), median, standard deviation (SD), and first and third quartiles (Q1 and Q3) of stomach cancer cases by census tract



**Fig. 2** Stomach cancer smoothed standardized incidence ratios (SIRs) and posterior probabilities (PRP) in males in the city of Zaragoza, 1993–2002

cases per 100,000 men-years and 17.29 cases per 100,000 women-years. In the rest of the province, 578 cases of stomach cancer were registered (355 men and 223 women) and the incidence rates were 28.6 and 18.8, respectively. These cases were not distributed homogeneously (Table 1).

In the city of Zaragoza, in males, high risk was identified in the rural CTs to the north, east, and south-east of the city. In the center, the CTs of the Historical Quarter and the left bank of the river showed the highest risk of stomach cancer. This risk was statistically significant especially in the CTs of the left bank of the river (PRP > 0.9). In



**Fig. 3** Stomach cancer smoothed standardized incidence ratios (SIRs) and posterior probabilities (PRP) in females in the city of Zaragoza, 1993–2002

females, rural areas to the north and the east (“Las Fuentes”) presented an incidence excess. In the center of the city, high risk was detected in the CTs to the west and east. The risk was significantly higher than the average risk in Spain mainly in the east (Figs. 2, 3).

With respect to the rest of the province, in males, a large number of municipalities presented an excess of risk, with a particularly notable concentration in the north and west of the province, a distribution that could be identified with the high PRP values ( $>0.9$ ) obtained in these areas. In females, the geographical pattern was similar, with the only exception being the south-east of the province, which presented a statistically significant excess of risk, the opposite of the results observed in males (Fig. 4).

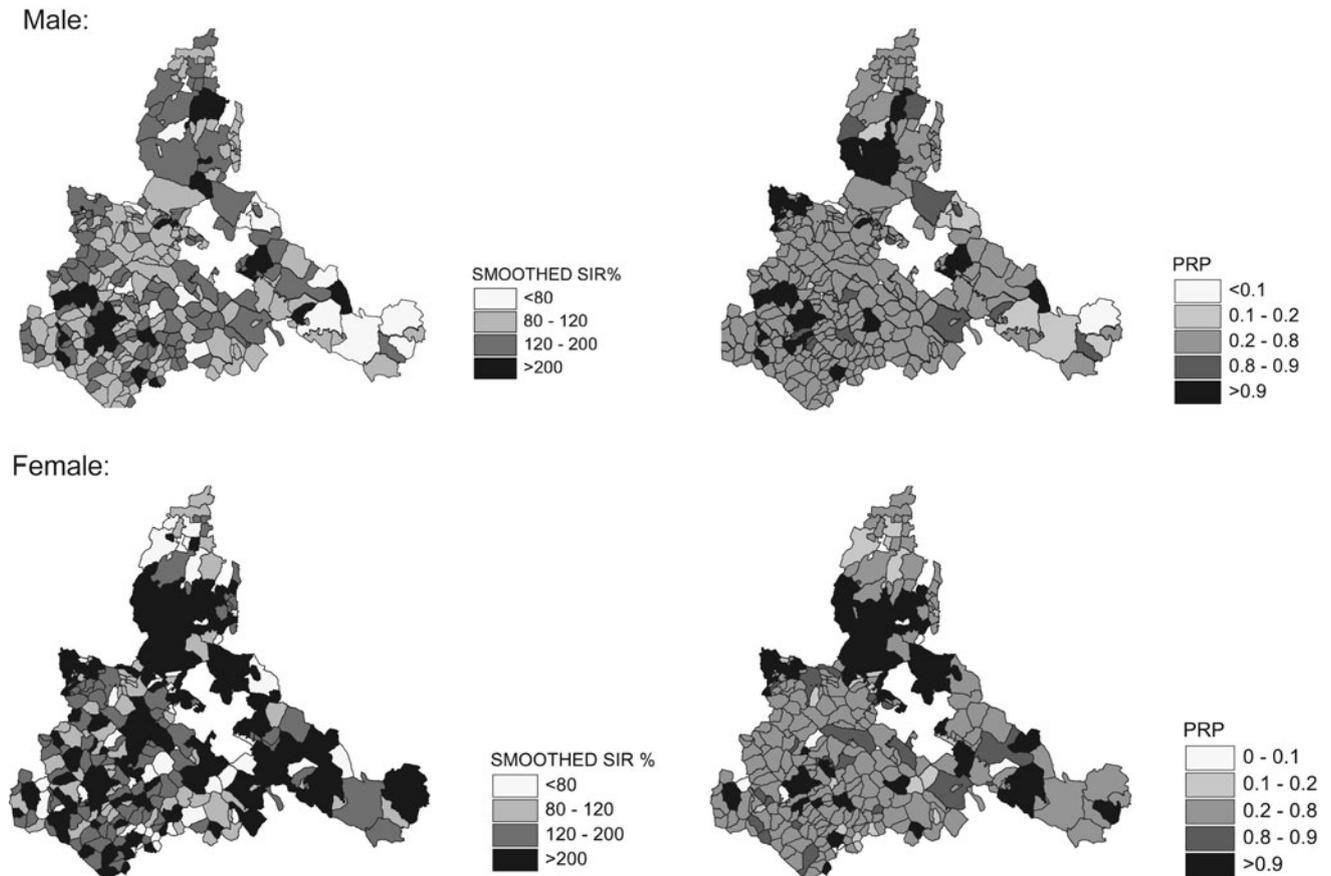
The deprivation index developed in the MEDEA project was introduced into the model. A positive trend between the incidence of gastric cancer and the values of the index was shown for males in the city of Zaragoza. Males living in the most deprived areas (quartiles  $Q_{d3}$  and  $Q_{d4}$ ) faced almost twice (1.93; 95 % CI: 1.22–2.98) the risk of developing stomach cancer compared with those in the most affluent areas. No significant differences were found in females. In the rest of Zaragoza province, in males, all

the quartiles showed an RR close to 1. Statistically significant differences were obtained in females, especially in the  $Q_{d2}$  (2.37; 95 % CI: 1.17–4.52) and  $Q_{d4}$  (2.58; 95 % CI: 1.14–5.13) with a higher risk of stomach cancer for the most deprived municipalities.

In relation to the Sanchez-Cantalejo deprivation index, it was not possible to find any statistically significant association with the incidence of stomach cancer, the negative trend found in females being especially noteworthy. Concerning the rurality indexes, the results obtained were similar for the index created for 1991 and that created for 2001. Although no association was found between the rurality indexes studied and the incidence of gastric cancer for males, a positive trend was observed for females, being statistically significant in the fourth quartile for the 1991 index (2.49; 95 % CI: 1.07–4.92) (Table 2).

## Discussion

Geographical differences in the incidence of gastric cancer were observed in the province of Zaragoza. In the city of Zaragoza, the CTs that presented a higher risk than



**Fig. 4** Stomach cancer smoothed standardized incidence ratios (SIRs) and posterior probabilities (PRP) by gender in the municipalities of the province of Zaragoza, 1993–2002

expected were similar for both genders, and were mainly located in the CTs in the east of the city. These differences could be explained, at least partially, by the MEDEA deprivation index, although the association (RR) between the MEDEA deprivation index and the risk of stomach cancer was significant only in males. The lack of significant results in females could be explained by the lower number of cases.

The distribution of the high risk of stomach cancer in the rest of the province of Zaragoza showed differences by gender. These differences could be explained, at least partially, by the MEDEA index in females. The Sanchez-Cantalejo deprivation index could not explain geographical variations among more rural areas in Zaragoza. Differences in stomach cancer risk between the less and the most deprived municipalities could be explained, at least partially, by the rurality index proposed by Ocana-Riola, using the 1991 census data.

The results obtained in this study are along the same lines as those observed for other cancers and chronic diseases where the MEDEA index was used [25, 26],

including previous work in the city of Zaragoza [27]. Our results are also concordant with other studies that used different deprivation measures [28–33]. Regarding the use of a rurality index, its application in southern Spain [34] showed a reduction in mortality rates for the most rural municipalities, with a risk of death for men 13.3 % lower in the most rural areas compared with that in more urban environments, and a risk of death for women 14.1 % lower than that in more urban environments. Similar associations between the rural characteristics of the area of residence and stomach cancer were obtained in rural areas of China [35]. A study conducted in Lithuania [36], however, showed higher mortality levels in rural areas, especially due to a slower decrease in mortality rates with respect to the urban ones. These results were associated with improvements in dietetic habits and a decrease in *Helicobacter pylori* infection. Other studies have also pointed to a higher risk of stomach cancer in rural areas [37, 38], where nutritional and occupational factors could be involved.

Despite the presence of some potential limitations of the present study, it is unlikely that the procedures we used

**Table 2** Relative risk (RR) and 95 % confidence intervals (95 % CIs) obtained with the different indexes used in the models, stratified by area and gender

|                                     | City of Zaragoza       |           |                        |           | Rest of the province    |           |                         |           |
|-------------------------------------|------------------------|-----------|------------------------|-----------|-------------------------|-----------|-------------------------|-----------|
|                                     | Male                   |           | Female                 |           | Male                    |           | Female                  |           |
|                                     | RR                     | 95 % CI   | RR                     | 95 % CI   | RR                      | 95 % CI   | RR                      | 95 % CI   |
| MEDEA deprivation index             |                        |           |                        |           |                         |           |                         |           |
| $Q_d1$                              | 1                      |           | 1                      |           | 1                       |           | 1                       |           |
| $Q_d2$                              | 1.50                   | 0.97–2.25 | 1.38                   | 0.84–2.15 | 0.99                    | 0.61–1.52 | 2.37                    | 1.17–4.52 |
| $Q_d3$                              | 1.94                   | 1.20–2.98 | 1.58                   | 0.94–2.48 | 1.19                    | 0.71–1.83 | 0.99                    | 0.44–1.98 |
| $Q_d4$                              | 1.93                   | 1.22–2.98 | 1.33                   | 0.78–2.08 | 0.96                    | 0.56–1.53 | 2.58                    | 1.14–5.13 |
| Model information                   | NI:100000; DIC:1963.39 |           | NI:100000; DIC:1043.14 |           | NI:300000; DIC:520.93   |           | NI: 300000; DIC:734.13  |           |
| Sanchez-Cantalejo deprivation index |                        |           |                        |           |                         |           |                         |           |
| $Q_{ds-c}1$                         |                        |           |                        |           | 1                       |           | 1                       |           |
| $Q_{ds-c}2$                         | NA                     |           | NA                     |           | 1.13                    | 0.64–1.83 | 2.25                    | 0.85–4.88 |
| $Q_{ds-c}3$                         | NA                     |           | NA                     |           | 1.40                    | 0.83–2.25 | 1.93                    | 0.70–4.43 |
| $Q_{ds-c}4$                         | NA                     |           | NA                     |           | 0.90                    | 0.53–1.45 | 1.73                    | 0.59–4.07 |
| Model information                   |                        |           |                        |           | NI: 300000; DIC: 577.30 |           | NI: 300000; DIC: 898.71 |           |
| Rurality index 1991                 |                        |           |                        |           |                         |           |                         |           |
| $Q_{r91}1$                          |                        |           |                        |           | 1                       |           | 1                       |           |
| $Q_{r91}2$                          | NA                     |           | NA                     |           | 0.71                    | 0.45–1.08 | 1.64                    | 0.84–2.87 |
| $Q_{r91}3$                          | NA                     |           | NA                     |           | 0.76                    | 0.47–1.17 | 1.50                    | 0.68–2.80 |
| $Q_{r91}4$                          | NA                     |           | NA                     |           | 0.71                    | 0.42–1.10 | 2.49                    | 1.07–4.92 |
| Model information                   |                        |           |                        |           | NI: 500000; DIC: 399.43 |           | NI: 500000; DIC: 644.78 |           |
| Rurality index 2001                 |                        |           |                        |           |                         |           |                         |           |
| $Q_{r01}1$                          |                        |           |                        |           | 1                       |           | 1                       |           |
| $Q_{r01}2$                          | NA                     |           | NA                     |           | 0.74                    | 0.46–1.11 | 1.66                    | 0.82–3.02 |
| $Q_{r01}3$                          | NA                     |           | NA                     |           | 0.84                    | 0.51–1.29 | 1.39                    | 0.63–2.69 |
| $Q_{r01}4$                          | NA                     |           | NA                     |           | 0.86                    | 0.49–1.35 | 2.03                    | 0.86–3.95 |
| Model information                   |                        |           |                        |           | NI: 300000; DIC: 423.25 |           | NI: 300000; DIC: 609.99 |           |

Comparison of DIC values can be conducted only within the same gender and area of analysis

NA not applicable, NI number of iterations of the model, DIC deviance information criterion,  $Q_d$  quartile of the MEDEA Project deprivation index,  $Q_{ds-c}$  quartile of Sánchez-Cantalejo deprivation index,  $Q_{r91}$  quartile of rurality index year 1991,  $Q_{r01}$  quartile of rurality index year 2001

biased the results, although the interpretation of the results must be cautious. First of all, and related to methodology, the ecological fallacy, although possible, was mitigated by the use of small geographical units [39]. There are also other limitations related to the methodology we used; for example, the moment of location of each case in a specific geographical area and the instant in which the exposure was considered. In both situations, the process could have generated some failures that were impossible to control. In this study, and regarding the moment of exposure, both data of 1991 and 2001 were used, but the utilization of previous exposures should also be considered in future research. The limitations related to the quality of data and the case locations are unlikely to have had any influence over the results. The ICD-O-3 for the codification of the cases is broadly defined and permits comparison with other registries. The location of the cases was successful in almost all of the

cases (1.08 % missing in males and 0.90 % in females). This low number of missing cases makes the existence of bias derived from this process highly unlikely.

However, other aspects useful for the evaluation of the results must be considered. The low number of stomach cancer cases in the province of Zaragoza, which meant that many municipalities did not show cases for the period of analysis, is a remarkable factor, and the results in the province must be interpreted cautiously. Another aspect of interest is the difficulty of establishing causal relationships for a disease with a long latency period, as well as the wide range of possible variables affecting its incidence in relation to SES and the area of residence.

Among the strengths of the study were the use of a well-developed methodology and the utilization of various indexes, which allowed a wide perspective on the situation of stomach cancer.

The different results obtained depending on gender and the geographical level of analysis by the various indexes used requires special attention. Concerning the MEDEA deprivation index [19], the lack of statistically significant results for females in the city of Zaragoza could be due to the low number of cases in women. Although the same pattern existed in the rest of the province, a positive association was observed in females but no such trend could be found in males. These results, which seem to contradict those obtained for the city of Zaragoza, make necessary a cautious interpretation of the index in rural areas. Similar results for the province of Zaragoza were obtained with the Sanchez-Cantalejo deprivation index [20], even though this index was developed with a focus on small municipalities. In relation to rurality indexes [21], the lack of association for males could be due to the existence of a different pattern of disease in that gender or the lack of suitability of the index.

In this sense, as well as the complexities related to gender, the area of residence must also be taken into consideration. As Senior suggested [40], there are multiple explanations for the differences between the health experiences of urban and rural areas, such as the demographic and social structure of the population, lifestyles, working conditions, or the action of specific local factors, which make an analysis of both levels of residence and a comparison of the results especially complex.

To this end, further research evaluating the different patterns of disease incidence must be conducted, both by geographical level and by gender. In the same way, other indexes should be evaluated in order to explain population differences in disease incidence. Only a deep knowledge of the causes of disease will provide a basis for future work on implementing preventive policies.

**Acknowledgments** This paper was written with the financial support of the Aragon Government: PI126/08 "Health inequalities, pollution and health in Zaragoza" and with the Spanish Health Research Funding PI042602 "Environmental inequality and health in Zaragoza"

**Conflict of interest** None of the authors of this paper have any financial or personal relationships with other people or organizations that could bias the work.

## References

1. Ferlay J, Shin HR, Bray F, Forman D, Mathers C, Parkin DM. Estimates of worldwide burden of cancer in 2008: GLOBOCAN 2008. *Int J Cancer*. 2010;127(12):2893–917.
2. Kelley JR, Duggan JM. Gastric cancer epidemiology and risk factors. *J Clin Epidemiol*. 2003;56(1):1–9.
3. Sant M, Allemani C, Santaquilani M, Knijn A, Marchesi F, Capocaccia R. EURO-CARE-4. Survival of cancer patients diagnosed in 1995–1999. Results and commentary. *Eur J Cancer*. 2009;45(6):931–91.
4. Verdecchia A, Francisci S, Brenner H, Gatta G, Micheli A, Mangone L, et al. Recent cancer survival in Europe: a 2000–02 period analysis of EURO-CARE-4 data. *Lancet Oncol*. 2007; 8(9):784–96.
5. Kivi M, Tindberg Y. *Helicobacter pylori* occurrence and transmission: a family affair? *Scand J Infect Dis*. 2006;38(6–7): 407–17.
6. Uemura N, Okamoto S, Yamamoto S, Matsumura N, Yamaguchi S, Yamakido M, et al. *Helicobacter pylori* infection and the development of gastric cancer. *N Engl J Med*. 2001;345(11): 784–9.
7. Ramírez Ramos ASSR. *Helicobacter pylori* and gastric cancer. *Rev Gastroenterol Peru*. 2008;28(3):258–66.
8. Chung HW, Noh SH, Lim JB. Analysis of demographic characteristics in 3242 young age gastric cancer patients in Korea. *World J Gastroenterol*. 2010;16(2):256–63.
9. Tsugane S, Sasazuki S. Diet and the risk of gastric cancer: review of epidemiological evidence. *Gastric Cancer*. 2007;10(2):75–83.
10. Hoshiyama Y, Sasaba T. A case-control study of stomach cancer and its relation to diet, cigarettes, and alcohol consumption in Saitama Prefecture, Japan. *Cancer Causes Control*. 1992;3(5): 441–8.
11. Sandor J, Kiss I, Farkas O, Ember I. Association between gastric cancer mortality and nitrate content of drinking water: ecological study on small area inequalities. *Eur J Epidemiol*. 2001;17(5): 443–7.
12. Weiderpass E, Pukkala E. Time trends in socioeconomic differences in incidence rates of cancers of gastro-intestinal tract in Finland. *BMC Gastroenterol*. 2006;6:41.
13. Aragones N, Pollan M, Gustavsson P. Stomach cancer and occupation in Sweden: 1971–89. *Occup Environ Med*. 2002; 59(5):329–37.
14. Kuwahara A, Takachi R, Tsubono Y, Sasazuki S, Inoue M, Tsugane S. Socioeconomic status and gastric cancer survival in Japan. *Gastric Cancer*. 2010;13(4):222–30.
15. van Loon AJ, Brug J, Goldbohm RA, van den Brandt PA, Burg J. Differences in cancer incidence and mortality among socio-economic groups. *Scand J Soc Med*. 1995;23(2):110–20.
16. Geyer S. Social inequalities in the incidence and case fatality of cancers of the lung, the stomach, the bowels, and the breast. *Cancer Causes Control*. 2008;19(9):965–74.
17. Gossage JA, Forshaw MJ, Khan AA, Mak V, Moller H, Mason RC. The effect of economic deprivation on oesophageal and gastric cancer in a UK cancer network. *Int J Clin Pract*. 2009; 63(6):859–64.
18. Andreu Garcia M. Esophageal adenoma-carcinoma and Barrett's esophagus. Gastric adenocarcinoma and *Helicobacter pylori*. *Gastroenterol Hepatol*. 2008;31(Suppl 4):66–9.
19. Dominguez-Berjon MF, Borrell C, Cano-Serral G, Esnaola S, Nolasco A, Pasarín MI, et al. Constructing a deprivation index based on census data in large Spanish cities (the MEDEA project). *Gac Sanit*. 2008;22(3):179–87.
20. Sanchez-Cantalejo C O-RR, Fernández-Ajuria A. Deprivation index for small areas in Spain. *Social Indicators Research*. 2008;89:259–73.
21. Ocana-Riola R, Saurina C, Fernandez-Ajuria A, Lertxundi A, Sanchez-Cantalejo C, Saez M, et al. Area deprivation and mortality in the provincial capital cities of Andalusia and Catalonia (Spain). *J Epidemiol Community Health*. 2008;62(2):147–52.
22. Cancer incidence in five continents, vol IX, No. (160). Lyon: IARC Scientific Publications; 2008. pp. 1–837.
23. Barcelo MA, Saez M, Cano-Serral G, Martinez-Beneito MA, Martinez JM, Borrell C, et al. Methods to smooth mortality indicators: application to analysis of inequalities in mortality in

- Spanish cities (the MEDEA Project). *Gac Sanit.* 2008;22(6):596–608.
24. Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Ann Inst Stat Math.* 1991;43: 1–59.
  25. Borrell C SG, Martínez MA, et al. Atlas de mortalidad en ciudades de España (1996–2003). Barcelona: Dit i Fet; 2009. p. 311.
  26. Saurina C, Saez M, Marcos-Gragera R, Barcelo A, Renart G, Martos C. Effects of deprivation on the geographical variability of larynx cancer incidence in men, Girona (Spain) 1994–2004. *Cancer Epidemiol.* 2010;34:109–15.
  27. Aguilar I, Feja C, Compes ML, Rabanaque MJ, Esteban M, Alcalá T, et al. Men inequalities and liver cirrhosis mortality (Zaragoza, Spain, 1996–2003). *Gac Sanit.* 2011;25(2):139–45.
  28. Menvielle G, Luce D, Geoffroy-Perez B, Chastang JF, Leclerc A. Social inequalities and cancer mortality in France, 1975–1990. *Cancer Causes Control.* 2005;16(5):501–13.
  29. Mouw T, Koster A, Wright ME, Blank MM, Moore SC, Hollenbeck A, et al. Education and risk of cancer in a large cohort of men and women in the United States. *PLoS One.* 2008;3(11): e3639.
  30. Nagel G, Linseisen J, Boshuizen HC, Pera G, Del Giudice G, Westert GP, et al. Socioeconomic position and the risk of gastric and oesophageal cancer in the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition (EPIC-EURGAST). *Int J Epidemiol.* 2007;36(1):66–76.
  31. Puigpinos R, Borrell C, Antunes JL, Azlor E, Pasarín MI, Serral G, et al. Trends in socioeconomic inequalities in cancer mortality in Barcelona: 1992–2003. *BMC Public Health.* 2009;9:35.
  32. Spadea T, D’Errico A, Demaria M, Faggiano F, Pasian S, Zanetti R, et al. Educational inequalities in cancer incidence in Turin, Italy. *Eur J Cancer Prev.* 2009;18(3):169–78.
  33. Vidarsdóttir H, Gunnarsdóttir HK, Olafsdóttir EJ, Olafsdóttir GH, Pukkala E, Tryggvadóttir L. Cancer risk by education in Iceland; a census-based cohort study. *Acta Oncol.* 2008;47(3):385–90.
  34. Ocaña-Riola R, Sánchez-Cantalejo C, Fernández-Ajuria A. Rural habitat and risk of death in small areas of Southern Spain. *Soc Sci Med.* 2006;63:1352–62.
  35. Yang L. Incidence and mortality of gastric cancer in China. *World J Gastroenterol.* 2006;12(1):17–20.
  36. Smailyte G, Kurtinaitis J. Cancer mortality differences among urban and rural residents in Lithuania. *BMC Public Health.* 2008;8:56.
  37. Fan YJ, Song X, Li JL, Li XM, Liu B, Wang R, et al. Esophageal and gastric cardia cancers on 4238 Chinese patients residing in municipal and rural regions: a histopathological comparison during 24-year period. *World J Surg.* 2008;32(9):1980–8.
  38. Lee WJ, Son M, Chun BC, Park ES, Lee HK, Coble J, et al. Cancer mortality and farming in South Korea: an ecologic study. *Cancer Causes Control.* 2008;19(5):505–13.
  39. López-Abente G. Estudios ecológicos. Damián J RM, editor. Madrid: Ministerio de Salud y Consumo; 2004.
  40. Senior M, Williams H, Higgs G. Urban-rural mortality differentials: controlling for material deprivation. *Soc Sci Med.* 2000; 51(2):289–305.



## 2.4. Trabajo 4

Aguilar-Palacio I, Carrera-Lasfuentes P, Rabanaque MJ. Salud percibida y nivel educativo en España: tendencias por comunidades autónomas y sexo (2001-2012). *Gac Sanit.* 2015;29(1):37-43.

Este estudio tiene como objetivo conocer la evolución de la prevalencia de mala salud percibida en España por comunidades autónomas (CCAA), y analizar la influencia del nivel educativo sobre la percepción de la salud.

El periodo de estudio fue 2001-2012 y se utilizaron como fuentes de información la Encuesta Nacional de Salud (ENS) y la Encuesta Europea de Salud (EES). Se realizó un estudio descriptivo de la salud percibida por sexo, edad, nivel educativo y comunidad autónoma de residencia, estandarizando por edad mediante el método directo. Para conocer la evolución temporal de la salud percibida en España, y la influencia del nivel educativo, se realizaron análisis de regresión logística, calculando su capacidad predictiva, con el fin de conocer en qué situaciones el nivel educativo explicaba mejor dicha asociación.

En este estudio se identificaron diferencias en la prevalencia de mala salud percibida en España entre CCAA, con peores resultados en salud en Andalucía, Canarias, Galicia y Murcia. Se observó una mayor prevalencia de mala salud percibida en las mujeres y en las personas con nivel educativo bajo. En cuanto a la evolución en el periodo de estudio, por CCAA, existió una disminución de la prevalencia de mala salud en las mujeres en las CCAA que partían de una peor salud percibida. En términos generales, la prevalencia de mala salud percibida se mantuvo estable para el periodo analizado, pero se observaron desigualdades en su evolución según nivel educativo, con una mejoría del nivel de salud en personas de nivel educativo alto y un empeoramiento en aquellas con niveles educativos medio y bajo. El nivel educativo fue un buen predictor de la salud percibida de la población.



Original

# Salud percibida y nivel educativo en España: tendencias por comunidades autónomas y sexo (2001-2012)



Isabel Aguilar-Palacio<sup>a,b,\*</sup>, Patricia Carrera-Lasfuentes<sup>a</sup> y M. José Rabanaque<sup>a,b</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Microbiología, Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Zaragoza, Zaragoza, España

<sup>b</sup> Grupo de Investigación en Servicios Sanitarios de Aragón (GRISSA), Zaragoza, España

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

### Historia del artículo:

Recibido el 11 de abril de 2014

Aceptado el 4 de julio de 2014

On-line el 13 de agosto de 2014

### Palabras clave:

Encuestas de salud

Nivel educativo

Determinantes sociales de la salud

## R E S U M E N

**Objetivo:** Conocer la evolución de la prevalencia de mala salud percibida en España por comunidades autónomas (CC.AA.) para el periodo 2001-2012, las diferencias por sexo y edad, y la influencia del nivel educativo.

**Método:** Estudio transversal de la Encuesta Nacional de Salud de 2001 a 2011-12, y de la Encuesta Europea de 2009. Se realizó un estudio descriptivo por sexo, edad, nivel educativo y C.A. de residencia ajustado por edad. Se utilizaron análisis de regresión logística para estudiar la evolución temporal y conocer la asociación entre el nivel educativo y la salud percibida, calculando su capacidad predictiva mediante el estadístico C.

**Resultados:** La prevalencia de mala salud percibida fue mayor en las mujeres con nivel educativo bajo y mejoró en las de nivel educativo alto (18,6% en 2001 y 14,6% en 2012). La mayor prevalencia de mala salud percibida se observó en Andalucía, Canarias, Galicia y Murcia, con diferencias por sexo. El nivel educativo bajo se asoció con una peor salud percibida en la mayoría de las CC.AA., con buena capacidad predictiva. En todas las CC.AA., excepto Asturias, existió una mayor percepción de mala salud en las mujeres que en los hombres. En España, la prevalencia de mala salud percibida se mantuvo sin cambios en el periodo analizado, pero mejoró en Baleares, Cataluña y Madrid.

**Conclusiones:** En España existen diferencias en la prevalencia de mala salud percibida por CC.AA. Aunque no varía en el periodo analizado, se observan desigualdades en su evolución según el nivel educativo y el sexo, que podrían conllevar un aumento de las desigualdades en mujeres según el nivel educativo.

© 2014 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

## Self-rated health and educational level in Spain: Trends by autonomous communities and gender (2001-2012)

### A B S T R A C T

**Objective:** To identify the trend in self-rated health in Spain by autonomous communities (AC) in the period 2001-2012, as well as differences by gender and age, and the influence of educational level.

**Methods:** A cross sectional study was carried out using data from the National Health Surveys from 2001 to 2011-12 and the 2009 European Survey. A descriptive analysis was conducted that included gender, age, educational level, and the AC of residence. Logistic regression analyses were developed to explore the temporal trend and the association between educational level and self-rated health. The predictive capacity of the model was calculated using the C statistic.

**Results:** The prevalence of low self-rated health was higher in women with low educational level. Self-rated health improved in women with high educational level (2001:18.6% vs. 2012:14.6%). The highest prevalence of low self-rated health was observed in Andalusia, the Canary Islands, Galicia and Murcia, with differences by gender. Low educational level was associated with low self-rated health in most AC, with good predictive capacity. In all AC except Asturias, low self-rated health was more frequent in women than in men. In Spain, the prevalence of self-rated health showed no variations in the period analyzed and improved in the Balearic Islands, Catalonia, and Madrid.

**Conclusions:** The prevalence of self-rated health in Spain differed by AC. Although health was unchanged during the period considered, inequalities were found in its temporal trend by educational level and gender, which could lead to an increase in health inequalities in women according educational level.

© 2014 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

### Keywords:

Health surveys

Educational status

Social determinants of health

\* Autora para correspondencia.

Correo electrónico: [iaguilar@unizar.es](mailto:iaguilar@unizar.es) (I. Aguilar-Palacio).

## Introducción

La salud percibida es un fenómeno multidimensional que proporciona información sobre la salud física y mental del individuo<sup>1</sup>, y se ha asociado con la mortalidad<sup>2</sup>, la morbilidad<sup>3</sup> y el uso de servicios sanitarios<sup>4</sup>. Su simplicidad, y la recomendación de que se incluya como parte estándar de las encuestas de salud<sup>5</sup>, la han convertido en una de las aproximaciones al nivel de salud de la población más utilizadas<sup>6</sup>.

Algunas características socioeconómicas, como la situación ocupacional<sup>7</sup> y el nivel de ingresos<sup>8</sup>, influyen en la percepción que tienen los individuos de su propia salud<sup>9</sup>. La asociación entre el nivel educativo y la salud ha sido ampliamente descrita y se observa una peor salud percibida en las personas con bajo nivel educativo<sup>10</sup>. El nivel educativo influye en los estilos de vida, el acceso a la atención sanitaria y la exposición a ambientes de riesgo<sup>11</sup>, y refleja la posición de los individuos dentro de la escala social, condicionando el empleo y los ingresos.

Además de los factores de tipo individual, el área de residencia también influye sobre la salud percibida. En España, tras las transferencias a las comunidades autónomas (CC.AA.), se han observado desigualdades en la oferta, la utilización y el acceso a la atención sanitaria<sup>12</sup>, lo que podría estar contribuyendo a la existencia de desigualdades en la percepción de la salud de los españoles.

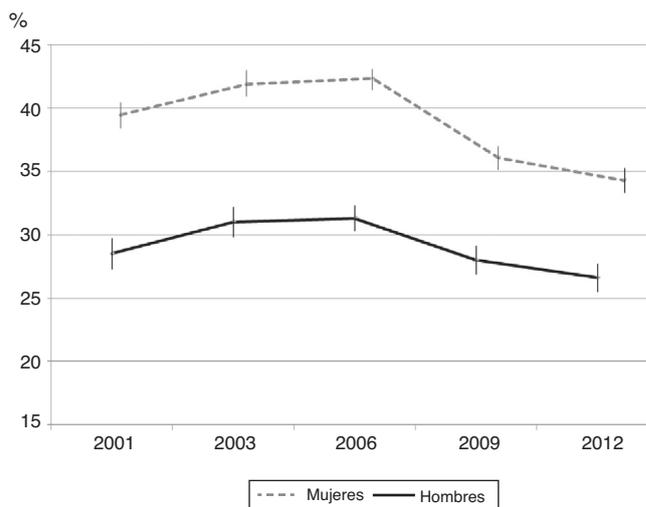
La información de grandes muestras representativas proporcionada por las encuestas de salud nos permite conocer la evolución de la salud de la población a lo largo del tiempo, así como su relación con factores de tipo socioeconómico. Este trabajo pretende, mediante el uso de encuestas de salud, aportar una evolución temporal del estudio de las desigualdades en España, desde una perspectiva de sexo y geográfica. Por todo ello, el objetivo del estudio es describir la evolución de la prevalencia de mala salud percibida en España en el periodo 2001-2012, analizando las diferencias por C.A. de residencia y sexo, así como la asociación entre la salud percibida y el nivel educativo.

## Material y método

Estudio transversal utilizando las Encuestas Nacionales de Salud (ENS) de los años 2001, 2003, 2006 y 2011-12, y la Encuesta Europea de Salud (EHIS) 2009. La ENS y la EHIS son representativas en el ámbito de C.A., su diseño es polietápico estratificado y se realizan a población no institucionalizada mediante entrevista personal<sup>13-17</sup>.

La variable resultado fue la mala salud percibida. La ENS recoge la información proporcionada por los sujetos sobre cómo valoran su estado de salud en los últimos 12 meses. Se clasificaron como con mala salud las personas que valoraron su salud como regular, mala o muy mala, frente a aquellas que la definieron como buena o muy buena. Como variable explicativa se utilizó el nivel educativo, categorizado como bajo, medio o alto según la Clasificación Internacional de Educación (ISCED). Un bajo nivel educativo se correspondió con ISCED 0-1 (personas sin estudios o con estudios primarios), medio con ISCED 2-4 (enseñanza secundaria y profesional de grado medio) y alto con ISCED 5-6 (enseñanza profesional superior y estudios universitarios). La población a estudio se limitó a los de edad  $\geq 25$  años, para evitar errores en la clasificación por nivel educativo.

El análisis de la relación entre nivel educativo y salud percibida se basó en la comparación de los resultados obtenidos en las ENS 2001 y 2011-12. Con el fin de describir la evolución a lo largo del periodo de estudio se incluyeron todas las ENS y EHIS previamente señaladas. No se incluyeron en el análisis los residentes en las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla debido al bajo número de sujetos.



**Figura 1.** Evolución de la prevalencia de mala salud percibida por sexo para el periodo 2001-2012. Resultados estandarizados por edad.

Se realizó un análisis descriptivo para conocer la prevalencia de mala salud percibida por edad y nivel educativo, estratificado por sexo. Para garantizar la comparabilidad entre CC.AA. se estandarizó por edad mediante el método directo, usando como referencia la población española del año 2001. Se obtuvieron las prevalencias estandarizadas con sus intervalos de confianza del 95% (IC95%). Se calcularon las diferencias por sexo para cada C.A. con sus IC95%.

Para analizar la asociación entre nivel educativo y mala salud percibida se realizaron dos tipos de análisis. Primero se aplicó un análisis de regresión logística considerando por separado los datos de las ENS 2001 y 2011-12, siendo la variable dependiente la mala salud percibida y la independiente el nivel educativo. Se tomó como referencia el nivel educativo alto. El análisis se realizó ajustado por edad como variable continua y estratificado por sexo. Se obtuvieron las *odds ratio* (OR) con sus IC95% para cada C.A. y sexo. Se calculó para cada modelo el estadístico C para conocer su capacidad predictiva, definida como el área bajo la curva ROC (AUC). El AUC toma valores entre 0 y 1, donde 1 indica una perfecta predicción y 0,5 una baja capacidad discriminativa. En el segundo análisis, con el objetivo de valorar cambios en el periodo analizado, las dos ENS se combinaron en una única base de datos. Se realizó un modelo de regresión logística para cada C.A. ajustando por edad del individuo en el momento de la entrevista, sexo, nivel educativo y año de realización de la encuesta.

Los análisis se realizaron con IBM SPSS Statistics 19® con licencia de la Universidad de Zaragoza. Las encuestas se ponderaron por sus correspondientes factores para evitar errores asociados al diseño o a la no respuesta.

## Resultados

La prevalencia de mala salud percibida fue mayor en las mujeres para todo el periodo de estudio. La tendencia fue similar en ambos sexos, y se alcanzó la mayor prevalencia en el año 2006 (hombres 31,3%, IC95%: 30,3-32,3; mujeres 41,7%, IC95%: 40,9-42,4). En 2012 se observó la menor prevalencia de mala salud percibida para ambos sexos (fig. 1).

La tabla 1 muestra la prevalencia de mala salud percibida por grupos de edad y nivel educativo, estratificada por sexo. Existe una mayor prevalencia de mala salud percibida en las mujeres y a medida que aumenta la edad. Asimismo, las personas con nivel educativo bajo fueron las que refirieron tener mala salud con más frecuencia. Las personas de 70 y más años de edad y nivel educativo bajo refirieron una peor salud (hombres 58,4% y mujeres 70,6% en el

**Tabla 1**  
Prevalencia de mala salud percibida por edad y nivel educativo, estratificado por sexo. Años 2001 y 2012. Resultados sin estandarizar

|                                      | Hombres (%) |      | p                  | Mujeres (%) |      | p                  |
|--------------------------------------|-------------|------|--------------------|-------------|------|--------------------|
|                                      | 2001        | 2012 |                    | 2001        | 2012 |                    |
| <i>Edad (años)</i>                   |             |      |                    |             |      |                    |
| 25-39                                | 14,0        | 12,6 | 0,106              | 18,9        | 16,8 | 0,035 <sup>a</sup> |
| 40-54                                | 22,3        | 20,9 | 0,215              | 35,4        | 28,8 | 0,000 <sup>a</sup> |
| 55-69                                | 39,0        | 34,9 | 0,011 <sup>a</sup> | 53,7        | 43,9 | 0,000 <sup>a</sup> |
| ≥70                                  | 54,8        | 54,0 | 0,699              | 66,5        | 65,2 | 0,446              |
| <i>Nivel educativo</i>               |             |      |                    |             |      |                    |
| Bajo                                 | 42,9        | 46,5 | 0,013 <sup>a</sup> | 56,6        | 60,2 | 0,003 <sup>a</sup> |
| Medio                                | 20,1        | 23,2 | 0,001 <sup>a</sup> | 26,8        | 32,1 | 0,000 <sup>a</sup> |
| Alto                                 | 13,2        | 13,3 | 0,943              | 18,6        | 14,6 | 0,001 <sup>a</sup> |
| <i>Edad (años) y nivel educativo</i> |             |      |                    |             |      |                    |
| 25-39 nivel bajo                     | 25,0        | 24,9 | 0,976              | 34,2        | 30,2 | 0,393              |
| 40-54 nivel bajo                     | 29,1        | 30,2 | 0,710              | 45,6        | 43,7 | 0,519              |
| 55-69 nivel bajo                     | 43,8        | 47,1 | 0,184              | 56,6        | 56,1 | 0,814              |
| ≥70 nivel bajo                       | 58,0        | 58,4 | 0,857              | 69,0        | 70,6 | 0,364              |
| 25-39 nivel medio                    | 15,5        | 14,1 | 0,228              | 19,2        | 20,0 | 0,540              |
| 40-54 nivel medio                    | 21,2        | 22,3 | 0,495              | 31,4        | 31,4 | 0,976              |
| 55-69 nivel medio                    | 33,8        | 31,7 | 0,496              | 43,4        | 40,9 | 0,422              |
| ≥70 nivel medio                      | 41,3        | 50,9 | 0,071              | 50,5        | 55,0 | 0,379              |
| 25-39 nivel alto                     | 8,7         | 6,5  | 0,075              | 14,0        | 10,6 | 0,017 <sup>a</sup> |
| 40-54 nivel alto                     | 14,1        | 13,6 | 0,801              | 21,6        | 16,3 | 0,023 <sup>a</sup> |
| 55-69 nivel alto                     | 22,0        | 22,2 | 0,959              | 38,5        | 20,5 | 0,001 <sup>a</sup> |
| ≥70 nivel alto                       | 36,7        | 36,0 | 0,920              | 39,7        | 40,2 | 0,945              |

Estadístico p: test de ji al cuadrado.

<sup>a</sup> Resultado estadísticamente significativo.

año 2012). En las mujeres, al comparar los dos periodos se observó una mejora en la salud percibida en todos los grupos de edad, salvo en el de 70 y más años. La prevalencia de mala salud percibida aumentó en los grupos con nivel educativo bajo y medio, mientras que disminuyó en las mujeres con nivel educativo alto ( $p=0,001$ ). Al estratificar por nivel educativo y grupos de edad sólo se observaron diferencias estadísticamente significativas en las mujeres con nivel educativo alto, en las que la prevalencia de mala salud percibida experimentó un descenso en todos los grupos de edad excepto en el de 70 años y más.

Las CC.AA. con mayor prevalencia de mala salud percibida, ajustado por edad, fueron Andalucía, Canarias, Galicia y Murcia en ambos periodos. En las mujeres también hubo una alta prevalencia en Valencia y Extremadura. En los hombres no se observaron cambios significativos, mientras que en las mujeres disminuyó la mala salud percibida en cinco CC.AA. (Andalucía, Baleares, Cantabria, Cataluña y Madrid) y en el global de España (2001: 39,0, IC95%: 38,0-39,9; 2012: 34,1, IC95%: 33,2-35,0).

En los hombres, en 2001 se observó la mayor prevalencia de mala salud percibida en Canarias y las CC.AA. del sur (Andalucía y Murcia) y del noroeste (Galicia y Asturias). Por el contrario, las CC.AA. situadas en el centro de la península presentaron mejores resultados para la salud percibida. La distribución geográfica de mala salud percibida fue similar en el año 2012. Para las mujeres, en el año 2001, Galicia, Madrid, las CC.AA. del sur de España (Extremadura, Andalucía y Murcia) y las islas presentaron la mayor prevalencia de mala salud percibida, mientras que País Vasco, Navarra y La Rioja tuvieron los resultados más favorables. En el año 2012 se observa un descenso de la prevalencia de mala salud percibida, especialmente en Madrid y Baleares (fig. 2).

En relación a las diferencias por sexo, en el año 2001 existió una diferencia global en torno a 10 puntos, con una mayor prevalencia (estadísticamente significativa) de mala salud percibida en las mujeres. Aragón, Asturias, Canarias, País Vasco y La Rioja no presentaron diferencias por sexo, y la mayor desigualdad se observó en Madrid. En el año 2012 se mantiene una peor salud

percibida en las mujeres, con una reducción de las desigualdades. La C.A. con mayor diferencia por sexo fue Extremadura, donde la prevalencia de mala salud percibida en las mujeres fue 15 puntos superior a la de los hombres.

En el análisis para evaluar la asociación entre mala salud percibida y nivel educativo (tabla 2) se observó, para España, tanto en hombres como en mujeres e independientemente del año, una asociación entre el nivel educativo y la mala salud percibida. Ésta fue mayor en las personas con nivel educativo bajo que en aquellas con nivel medio (referencia: nivel educativo alto). También se observó una mayor asociación en 2012 que en 2001. En 14 CC.AA. hubo una mayor probabilidad de tener peor salud percibida en las personas con nivel educativo bajo respecto a las de nivel alto. La mayor asociación se obtuvo en Murcia (nivel educativo medio OR: 3,8, IC95%: 1,2-11,9; nivel educativo bajo OR: 6,2, IC95%: 2,0-19,5). En el año 2012, el número de CC.AA. que presentaron una asociación entre el nivel educativo y la prevalencia de mala salud percibida fue similar al del año 2001, manteniéndose Murcia como la C.A. con mayor fuerza de la asociación.

En las mujeres, en el año 2001 hubo una asociación estadísticamente significativa entre tener mala salud percibida y nivel educativo bajo en 14 CC.AA. Estas CC.AA. fueron distintas que en los hombres, para los que la mayor asociación se observó en Aragón y Canarias. En el año 2012, la C.A. con mayor asociación fue la Comunidad Valenciana (OR: 7,2, IC95%: 4,0-13,1). Para ambos sexos se observa un empeoramiento en las personas con nivel educativo medio respecto al nivel alto, que es mayor en las mujeres.

Los valores del estadístico C fueron altos en todas las CC.AA., lo que indica que el nivel educativo fue un buen predictor de la salud percibida. Los valores más altos se observaron en Murcia y para el global de España en las mujeres en el año 2012 ( $C=0,748$ ).

Al analizar las dos bases de datos de manera conjunta (tabla 3), en el global de España las diferencias por edad, sexo (mujeres respecto a hombres) y nivel educativo (bajo respecto a alto) fueron estadísticamente significativas, pero no así el año. Para todas

**Tabla 2**  
Estudio de la asociación entre mala salud percibida y nivel educativo para cada comunidad autónoma. Análisis estratificado por sexo y ajustado por edad

|                      | Hombres                     |                             |       |                             |                             |       | Mujeres                     |                              |       |                            |                             |       |
|----------------------|-----------------------------|-----------------------------|-------|-----------------------------|-----------------------------|-------|-----------------------------|------------------------------|-------|----------------------------|-----------------------------|-------|
|                      | 2001                        |                             |       | 2012                        |                             |       | 2001                        |                              |       | 2012                       |                             |       |
|                      | Medio<br>OR (IC95%)         | Bajo<br>OR (IC95%)          | C     | Medio<br>OR (IC95%)         | Bajo<br>OR (IC95%)          | C     | Medio<br>OR (IC95%)         | Bajo<br>OR (IC95%)           | C     | Medio<br>OR (IC95%)        | Bajo<br>OR (IC95%)          | C     |
| Andalucía            | 2,9 (1,6-5,5) <sup>a</sup>  | 4,4 (2,4-8,2) <sup>a</sup>  | 0,745 | 2,4 (1,4-3,9) <sup>a</sup>  | 4,1 (2,4-7,0) <sup>a</sup>  | 0,719 | 1,1 (0,6-1,8)               | 2,8 (1,7-4,8) <sup>a</sup>   | 0,750 | 2,6 (1,6-4,1) <sup>a</sup> | 6,0 (3,6-9,8) <sup>a</sup>  | 0,748 |
| Aragón               | 2,0 (0,9-4,4)               | 1,6 (0,7-3,5)               | 0,761 | 1,1 (0,6-2,0)               | 1,7 (0,9-3,4)               | 0,723 | 7,6 (1,7-33,3) <sup>a</sup> | 14,0 (3,2-61,6) <sup>a</sup> | 0,751 | 2,2 (1,1-4,1) <sup>a</sup> | 2,4 (1,1-5,3) <sup>a</sup>  | 0,741 |
| Asturias             | 1,7 (0,8-3,8)               | 2,2 (0,9-5,0)               | 0,757 | 1,8 (1,0-3,3) <sup>a</sup>  | 1,5 (0,7-3,4)               | 0,708 | 2,5 (1,1-5,9) <sup>a</sup>  | 4,1 (1,6-10,4) <sup>a</sup>  | 0,696 | 2,4 (1,3-4,6) <sup>a</sup> | 1,7 (0,7-3,6)               | 0,743 |
| Baleares             | 2,5 (1,1-6,1) <sup>a</sup>  | 4,4 (1,7-11,2) <sup>a</sup> | 0,700 | 1,9 (0,7-4,8)               | 2,9 (1,1-7,4) <sup>a</sup>  | 0,746 | 1,3 (0,6-2,6)               | 2,4 (1,1-5,4) <sup>a</sup>   | 0,692 | 2,6 (1,2-6,0) <sup>a</sup> | 4,6 (1,9-10,9) <sup>a</sup> | 0,726 |
| Canarias             | 2,3 (1,1-4,9) <sup>a</sup>  | 4,9 (2,3-10,3) <sup>a</sup> | 0,696 | 2,3 (1,2-4,2) <sup>a</sup>  | 2,3 (1,1-4,8) <sup>a</sup>  | 0,671 | 3,5 (1,6-7,7) <sup>a</sup>  | 7,5 (3,3-16,8) <sup>a</sup>  | 0,719 | 2,5 (1,4-4,4) <sup>a</sup> | 4,2 (2,1-8,4) <sup>a</sup>  | 0,756 |
| Cantabria            | 1,5 (0,6-3,9)               | 3,4 (1,3-8,8) <sup>a</sup>  | 0,717 | 1,8 (0,7-4,5)               | 3,9 (1,3-11,7) <sup>a</sup> | 0,725 | 3,1 (1,3-7,6) <sup>a</sup>  | 4,5 (1,8-11,5) <sup>a</sup>  | 0,732 | 1,6 (0,6-4,6)              | 1,2 (0,4-4,1)               | 0,779 |
| Castilla y León      | 0,7 (0,3-1,8)               | 2,2 (1,0-5,1) <sup>a</sup>  | 0,750 | 1,7 (0,9-2,9)               | 2,5 (1,3-4,9) <sup>a</sup>  | 0,716 | 1,1 (0,4-3,0)               | 1,4 (0,5-4,3)                | 0,776 | 3,1 (1,8-5,4) <sup>a</sup> | 4,2 (2,2-7,8) <sup>a</sup>  | 0,738 |
| Castilla-La Mancha   | 2,3 (1,0-5,4) <sup>a</sup>  | 2,4 (1,0-5,4) <sup>a</sup>  | 0,776 | 1,7 (0,6-4,9)               | 4,2 (1,4-12,6) <sup>a</sup> | 0,793 | 1,2 (0,6-2,4)               | 1,5 (0,7-3,0)                | 0,745 | 1,1 (0,5-2,2)              | 1,7 (0,8-3,9)               | 0,810 |
| Cataluña             | 1,2 (0,8-1,9)               | 1,9 (1,2-2,9) <sup>a</sup>  | 0,686 | 1,4 (0,9-2,2)               | 2,7 (1,6-4,7) <sup>a</sup>  | 0,739 | 1,4 (0,9-2,2)               | 2,7 (1,6-4,4) <sup>a</sup>   | 0,716 | 2,0 (1,4-2,9) <sup>a</sup> | 2,9 (1,9-4,5) <sup>a</sup>  | 0,728 |
| Comunidad Valenciana | 1,6 (0,8-3,0)               | 2,8 (1,5-5,2) <sup>a</sup>  | 0,722 | 2,3 (1,3-4,1) <sup>a</sup>  | 4,2 (2,1-8,2) <sup>a</sup>  | 0,713 | 1,4 (0,7-2,6)               | 2,0 (1,0-4,0) <sup>a</sup>   | 0,737 | 3,9 (2,4-6,4) <sup>a</sup> | 7,2 (4,0-13,1) <sup>a</sup> | 0,752 |
| Extremadura          | 1,5 (0,5-4,4)               | 4,2 (1,5-11,6) <sup>a</sup> | 0,758 | 1,2 (0,5-2,8)               | 1,8 (0,7-4,5)               | 0,738 | 2,3 (0,9-6,4)               | 5,4 (1,9-15,4) <sup>a</sup>  | 0,752 | 2,5 (1,1-5,3) <sup>a</sup> | 4,2 (1,7-10,0) <sup>a</sup> | 0,766 |
| Galicia              | 1,6 (0,9-2,9)               | 2,9 (1,6-5,5) <sup>a</sup>  | 0,736 | 1,6 (0,8-2,9)               | 3,2 (1,6-6,3) <sup>a</sup>  | 0,698 | 1,3 (0,7-2,2)               | 3,2 (1,8-5,8) <sup>a</sup>   | 0,743 | 1,3 (0,7-2,1)              | 2,0 (1,1-3,7) <sup>a</sup>  | 0,753 |
| Madrid               | 1,9 (1,2-3,1) <sup>a</sup>  | 1,8 (1,1-3,0) <sup>a</sup>  | 0,701 | 1,9 (1,3-2,9) <sup>a</sup>  | 2,3 (1,3-4,1) <sup>a</sup>  | 0,717 | 1,5 (1,0-2,2) <sup>a</sup>  | 2,5 (1,6-3,9) <sup>a</sup>   | 0,733 | 1,9 (1,3-2,7) <sup>a</sup> | 3,7 (2,3-6,1) <sup>a</sup>  | 0,715 |
| Murcia               | 3,8 (1,2-11,9) <sup>a</sup> | 6,2 (2,0-19,5) <sup>a</sup> | 0,837 | 5,1 (1,7-15,0) <sup>a</sup> | 4,3 (1,4-13,4) <sup>a</sup> | 0,728 | 2,3 (1,0-5,5) <sup>a</sup>  | 3,4 (1,4-8,7) <sup>a</sup>   | 0,770 | 2,8 (1,4-5,8) <sup>a</sup> | 3,8 (1,7-8,6) <sup>a</sup>  | 0,780 |
| Navarra              | 1,3 (0,4-4,4)               | 3,3 (1,1-9,7) <sup>a</sup>  | 0,715 | 1,3 (0,6-2,7)               | 1,9 (0,7-5,2)               | 0,724 | 1,4 (0,5-3,6)               | 1,0 (0,4-2,6)                | 0,721 | 3,2 (1,5-7,0) <sup>a</sup> | 4,1 (1,5-11,1) <sup>a</sup> | 0,749 |
| País Vasco           | 1,9 (1,2-3,3) <sup>a</sup>  | 2,0 (1,1-3,4) <sup>a</sup>  | 0,655 | 2,9 (1,7-5,0) <sup>a</sup>  | 2,4 (1,1-4,9) <sup>a</sup>  | 0,679 | 1,8 (1,1-3,1) <sup>a</sup>  | 1,7 (1,0-2,9) <sup>a</sup>   | 0,689 | 1,8 (1,1-3,0) <sup>a</sup> | 2,0 (1,0-3,9) <sup>a</sup>  | 0,707 |
| La Rioja             | 1,0 (0,4-2,5)               | 1,4 (0,6-3,3)               | 0,766 | 3,0 (1,1-8,5) <sup>a</sup>  | 2,6 (0,8-8,4)               | 0,716 | 1,7 (0,7-4,1)               | 3,1 (1,3-7,5) <sup>a</sup>   | 0,666 | 1,2 (0,6-2,3)              | 3,5 (1,6-7,6) <sup>a</sup>  | 0,754 |
| Global España        | 1,7 (1,5-2,0) <sup>a</sup>  | 2,6 (2,2-3,1) <sup>a</sup>  | 0,724 | 1,9 (1,6-2,2) <sup>a</sup>  | 3,0 (2,5-3,5) <sup>a</sup>  | 0,719 | 1,5 (1,3-1,7) <sup>a</sup>  | 2,7 (2,3-3,2) <sup>a</sup>   | 0,727 | 2,2 (2,0-2,6) <sup>a</sup> | 3,9 (3,4-4,6) <sup>a</sup>  | 0,748 |

OR: *odds ratio*; IC95%: intervalo de confianza del 95%; C: capacidad predictiva del modelo.

Categoría de referencia: nivel educativo alto.

<sup>a</sup> Resultado estadísticamente significativo.

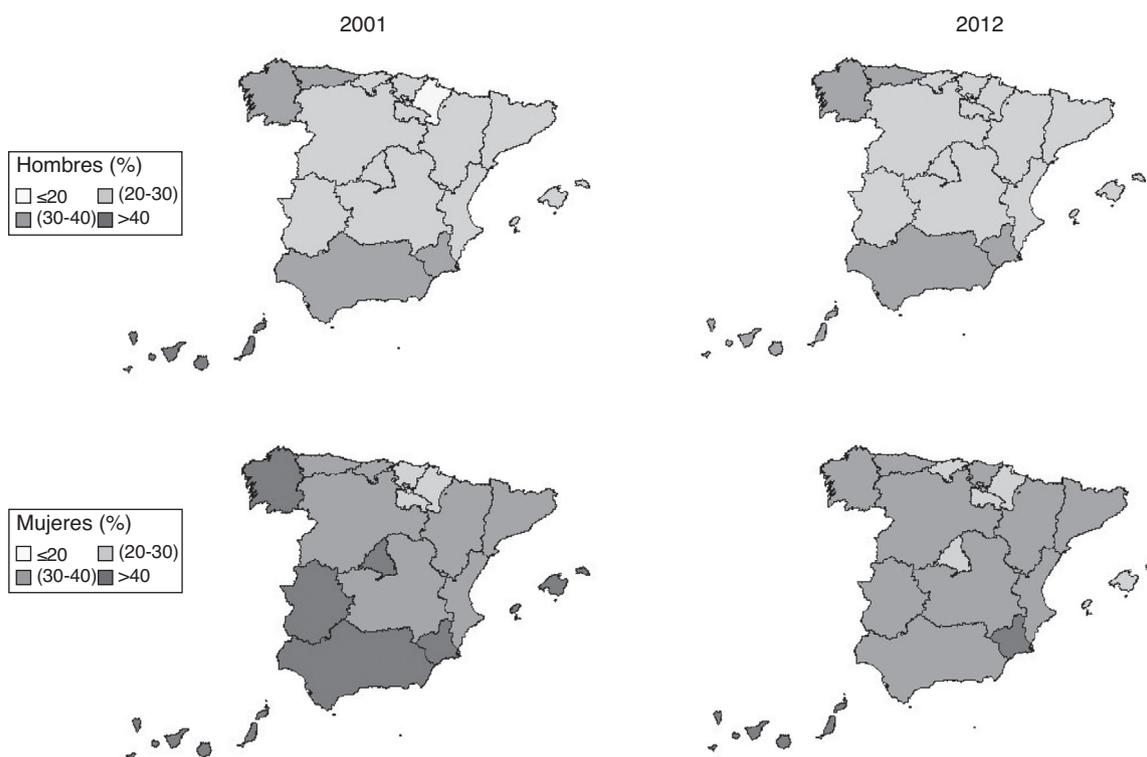


Figura 2. Prevalencia de mala salud percibida por comunidad autónoma y sexo. Resultados estandarizados.

Tabla 3

Estudio de la asociación entre mala salud percibida y edad, sexo, nivel educativo y año. Análisis de regresión logística por comunidad autónoma

|                      | Edad<br>OR (IC95%)         | Sexo<br>OR (IC95%)         | Nivel educativo<br>OR (IC95%) | Año<br>OR (IC95%)          |
|----------------------|----------------------------|----------------------------|-------------------------------|----------------------------|
| Andalucía            | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,6 (1,4-1,9) <sup>a</sup> | 4,0 (3,1-5,2) <sup>a</sup>    | 0,9 (0,8-1,0)              |
| Aragón               | 1,0 (1,0-1,1) <sup>a</sup> | 1,3 (1,0-1,6) <sup>a</sup> | 2,1 (1,5-3,1) <sup>a</sup>    | 1,3 (1,0-1,7) <sup>a</sup> |
| Asturias             | 1,0 (1,0-1,1) <sup>a</sup> | 1,1 (0,9-1,4)              | 2,1 (1,4-3,1) <sup>a</sup>    | 1,1 (0,8-1,4)              |
| Baleares             | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,7 (1,3-2,1) <sup>a</sup> | 3,4 (2,2-5,2) <sup>a</sup>    | 0,7 (0,5-0,8) <sup>a</sup> |
| Canarias             | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,3 (1,1-1,7) <sup>a</sup> | 4,1 (2,9-5,8) <sup>a</sup>    | 0,9 (0,8-1,2)              |
| Cantabria            | 1,0 (1,0-1,1) <sup>a</sup> | 1,5 (1,1-1,9) <sup>a</sup> | 2,7 (1,6-4,4) <sup>a</sup>    | 0,9 (0,6-1,1)              |
| Castilla y León      | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,7 (1,4-2,1) <sup>a</sup> | 3,2 (2,2-4,6) <sup>a</sup>    | 1,0 (0,8-1,3)              |
| Castilla-La Mancha   | 1,0 (1,0-1,1) <sup>a</sup> | 1,8 (1,5-2,3) <sup>a</sup> | 2,0 (1,3-3,0) <sup>a</sup>    | 0,9 (0,7-1,1)              |
| Cataluña             | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,5 (1,3-1,7) <sup>a</sup> | 2,4 (1,9-3,1) <sup>a</sup>    | 0,8 (0,7-1,0) <sup>a</sup> |
| Comunidad Valenciana | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,5 (1,2-1,8) <sup>a</sup> | 3,7 (2,7-5,0) <sup>a</sup>    | 1,1 (0,9-1,4)              |
| Extremadura          | 1,0 (1,0-1,1) <sup>a</sup> | 1,9 (1,5-2,4) <sup>a</sup> | 3,3 (2,1-5,2) <sup>a</sup>    | 0,9 (0,7-1,2)              |
| Galicia              | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,6 (1,4-1,9) <sup>a</sup> | 2,9 (2,2-3,9) <sup>a</sup>    | 1,0 (0,8-1,1)              |
| Madrid               | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,8 (1,5-2,1) <sup>a</sup> | 2,5 (2,0-3,2) <sup>a</sup>    | 0,8 (0,7-0,9) <sup>a</sup> |
| Murcia               | 1,0 (1,0-1,1) <sup>a</sup> | 1,6 (1,2-2,1) <sup>a</sup> | 3,7 (2,3-5,9) <sup>a</sup>    | 0,9 (0,7-1,2)              |
| Navarra              | 1,0 (1,0-1,1) <sup>a</sup> | 1,4 (1,1-1,8) <sup>a</sup> | 2,1 (1,3-3,5) <sup>a</sup>    | 1,8 (1,3-2,5) <sup>a</sup> |
| País Vasco           | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,3 (1,1-1,6) <sup>a</sup> | 2,3 (1,7-3,1) <sup>a</sup>    | 1,1 (0,9-1,4)              |
| La Rioja             | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,5 (1,2-2,0) <sup>a</sup> | 2,4 (1,6-3,7) <sup>a</sup>    | 1,2 (0,9-1,6)              |
| Global España        | 1,0 (1,0-1,0) <sup>a</sup> | 1,5 (1,5-1,6) <sup>a</sup> | 2,9 (2,7-3,2) <sup>a</sup>    | 1,0 (0,9-1,0)              |

OR: odds ratio; IC95%: intervalo de confianza del 95%.

Categorías de referencia: mujeres respecto a hombres; nivel educativo bajo respecto a alto; año 2012 respecto a año 2001. Edad: variable continua.

<sup>a</sup> Resultado estadísticamente significativo.

las CC.AA., excepto Asturias, ser mujer implicó un mayor riesgo de declarar mala salud, y la mayor asociación se encontró en Extremadura (OR: 1,9, IC95%: 1,5-2,4). En cuanto al nivel educativo, en todas las CC.AA. tener un nivel educativo bajo supuso un mayor riesgo de mala salud percibida, respecto a las personas con nivel alto, tras ajustar por edad, sexo y año de la ENS. La mayor asociación se observó en Canarias (OR: 4,1, IC95%: 2,9-5,8) y Andalucía (OR: 4,0, IC95%: 3,1-5,2). No se observaron diferencias por año en la mayoría de CC.AA. En Aragón y Navarra se produjo un incremento de la mala salud percibida en el año 2012 respecto a 2001, mientras que en Baleares, Cataluña y Madrid disminuyó la prevalencia de mala salud percibida.

## Discusión

Este estudio muestra las diferencias en la prevalencia de mala salud percibida en España entre CC.AA. La salud percibida es peor en las mujeres y en las personas con nivel educativo bajo. En términos generales la prevalencia no ha variado en los años analizados, pero se han observado desigualdades en su evolución según el nivel educativo, mejorando en las personas con nivel educativo alto, principalmente en mujeres, y empeorando en aquellas con niveles medio y bajo.

Pese a la situación económica actual, la salud percibida de los españoles no ha experimentado variaciones en el periodo

analizado. Estos resultados contrastan con los obtenidos en otros países de nuestro entorno, como Grecia, donde se ha observado un incremento de la mala salud percibida durante la recesión económica<sup>18</sup>. También difiere de estudios españoles desarrollados en el ámbito de la salud mental<sup>19</sup>, que informan de un incremento en el diagnóstico de trastornos mentales, lo que podría haberse asociado con un incremento de la mala salud percibida.

Aspectos como los cambios en la población inmigrante no parecen explicar los resultados de este estudio. En primer lugar, porque el descenso de la población de otras nacionalidades a causa de la crisis económica todavía no ha sido reflejado en las encuestas, suponiendo el 6% de la población en la ENS del año 2012, el más alto porcentaje de todo el periodo analizado. Y en segundo lugar, porque para todos los años considerados la población inmigrante presentó mejores resultados en salud percibida que la de nacionalidad española. Sin embargo, nuestros resultados son concordantes con los de Regidor et al.<sup>20</sup>, que describen una mejora de los resultados en salud al inicio de la crisis considerando aspectos como la mortalidad prematura o la salud percibida, lo que ilustra la complejidad de la relación entre los cambios macroeconómicos y la salud. En la salud percibida, mediada por aspectos como los determinantes sociales de la salud, puede ser necesario más tiempo para observar las consecuencias de la recesión económica actual.

Por CC.AA. se han observado diferencias en la salud percibida por sexo y en su evolución temporal. Aunque no existen cambios para los hombres en el periodo 2001-2012, en las mujeres se observa una disminución de la prevalencia en aquellas CC.AA. que tenían en 2001 los valores más altos. De manera concordante con estos resultados, Rodríguez et al.<sup>21</sup> no observaron cambios significativos en la prevalencia de mal estado de salud percibido en las CC.AA. para el periodo 1993-2003, describiendo en el 2003 desigualdades por clase social. En estudios de ámbito autonómico se han encontrado resultados similares. En Cataluña, entre 1994 y 2006<sup>22</sup>, se observó que aunque el estado de salud tenía una prevalencia estable para el periodo analizado se mantenía peor en las mujeres y en las personas con bajo nivel educativo. En el País Vasco también se encontraron asociadas la mala salud percibida y la clase social<sup>23</sup>, y en Andalucía las mujeres de las clases menos privilegiadas presentaron una peor salud percibida que los hombres<sup>24</sup>.

La variabilidad en salud dentro del territorio español se ha descrito en otros indicadores como la morbilidad psíquica, con una prevalencia más alta en los archipiélagos y las CC.AA. del sur de la península, siendo las CC.AA. del norte las que tuvieron unos mejores resultados<sup>25</sup>, patrón geográfico coincidente con el de este estudio. En términos generales, se han observado diferencias por CC.AA. en el estado de salud, en la utilización de servicios sanitarios y en la mortalidad, siendo las del sur y las del oeste del país las que tradicionalmente han presentado peores niveles de salud percibida<sup>26</sup>. El nivel socioeconómico de las CC.AA. o el desempeño de los servicios de salud podrían explicar las desigualdades observadas.

El nivel educativo es un importante predictor de la salud percibida<sup>27</sup>. En este estudio, la asociación entre nivel educativo bajo y mala salud percibida se observa en la mayoría de las CC.AA. y en los dos momentos temporales analizados, lo que muestra las profundas raíces de estas desigualdades en los sistemas de estratificación social de nuestra sociedad<sup>28</sup>. Esta asociación permanece estable en los hombres y aumenta en las mujeres, fundamentalmente por la mejora de la salud percibida en las mujeres con nivel educativo alto. Este hecho, observado mediante la estratificación por subgrupos de edad y sexo, podría verse influido globalmente por cambios en la distribución de estas características sociodemográficas. Este resultado es concordante con lo observado por Kunst et al.<sup>28</sup> al analizar 10 países europeos en las décadas de 1980 y 1990, destacando esta tendencia en España e Italia. En las mujeres de bajo nivel educativo

confluyen dos fenómenos: por un lado, la existencia de una peor salud diagnosticada, lo que implica una peor salud percibida que en las mujeres con mayor nivel educativo, y por otro lado factores como un menor apoyo psicosocial o unas peores expectativas sobre su atención, que pueden incrementar la mala percepción de estas mujeres sobre su propia salud.

Este trabajo presenta algunas limitaciones. Para garantizar la comparabilidad a lo largo del tiempo, las variables utilizadas se registraron de manera idéntica en todas las encuestas. Las cinco encuestas fueron representativas de las CC.AA., y la estandarización mediante el método directo permitió la comparación entre ellas. Sin embargo, el bajo número de sujetos en alguna C.A. en el análisis estratificado pudo sesgar los resultados observados, por lo que en las CC.AA. pequeñas los resultados deberían ser interpretados con cautela. Por otro lado, podrían haber existido dificultades en la realización de las encuestas a la población de menor nivel educativo, lo que habría sesgado la muestra, limitando la validez de los resultados. El carácter transversal de las encuestas no permite realizar un análisis de tipo longitudinal, que habría proporcionado un mayor nivel de evidencia. La clasificación de los individuos que declararon tener una salud regular en la categoría de mala salud percibida ha podido producir una sobreestimación de su prevalencia. No obstante, esta categorización ha sido previamente validada, por lo que no debería afectar la validez de los resultados<sup>29</sup>. Este estudio sólo considera la influencia del nivel educativo, lo que limita la comprensión de los resultados.

La sencilla pregunta sobre la percepción de la salud en las ENS nos proporciona un resumen útil sobre cómo se sienten los individuos. La salud percibida puede ser un predictor de la morbilidad y de la mortalidad, y así se ha demostrado en una amplia variedad de enfermedades, como las oncológicas<sup>30</sup>. En este trabajo, el estudio de la salud percibida ha permitido identificar la existencia de grupos vulnerables sobre los que habrá que poner especial atención, como las mujeres mayores y con niveles educativos bajos, y la población residente en determinadas CC.AA., más propensas a tener peores resultados en salud. A caballo entre las experiencias sociales y psicológicas y el ámbito biológico, seguimos teniendo, no obstante, problemas para entender e interpretar la salud percibida<sup>6</sup>. Para superar estas dificultades se requiere la elaboración de marcos conceptuales adaptados a los ámbitos de estudio, aspecto sobre el que será necesario profundizar en futuras investigaciones.

### ¿Qué se sabe sobre el tema?

Algunas características socioeconómicas, como el nivel educativo, influyen en la percepción de la salud de los individuos. En España, las diferencias existentes entre comunidades autónomas en cuanto a oferta, utilización y acceso a la atención sanitaria pueden generar desigualdades en la percepción de la salud de los españoles.

### ¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

Existen diferencias en la salud percibida por comunidades autónomas, con distinta evolución en función del nivel educativo y del sexo, que podrían generar un aumento de las desigualdades en las mujeres.

### Editora responsable del artículo

Clara Bermúdez-Tamayo.

## Declaraciones de autoría

Todas las autoras participaron en el diseño del estudio. I. Aguilar-Palacio y M.J. Rabanaque realizaron la revisión bibliográfica. I. Aguilar-Palacio y P. Carrera-Lasfuentes realizaron el análisis de los datos. Las tres autoras contribuyeron a la interpretación de los resultados y a la discusión. I. Aguilar-Palacio redactó el primer borrador del manuscrito. Todas las autoras participaron en sus sucesivas revisiones y aprobaron la versión definitiva.

## Financiación

Ninguna.

## Conflicto de intereses

Ninguno.

## Bibliografía

- Singh-Manoux A, Martikainen P, Ferrie J, et al. What does self-rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies. *J Epidemiol Commun H.* 2006;60:364-72.
- Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav.* 1997;38:21-37.
- Kaplan GA, Goldberg DE, Everson SA, et al. Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio ischaemic heart disease risk factor study. *Int J Epidemiol.* 1996;25:259-65.
- Miilunpalo S, Vuori I, Oja P, et al. Self-rated health status as a health measure: the predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population. *J Clin Epidemiol.* 1997;50:517-28.
- Robine JM, Jagger C. Creating a coherent set of indicators to monitor health across Europe: the Euro-REVES 2 project. *Eur J Public Health.* 2003;13:6-14.
- Jylha M. What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. *Soc Sci Med.* 2009;69:307-16.
- Bambra C, Eikemo TA. Welfare state regimes, unemployment and health: a comparative study of the relationship between unemployment and self-reported health in 23 European countries. *J Epidemiol Commun H.* 2009;63:92-8.
- Smith JP. Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and economic status. *J Econ Perspect.* 1999;13:144-66.
- Schutte S, Chastang JF, Parent-Thirion A, et al. Association between socio-demographic, psychosocial, material and occupational factors and self-reported health among workers in Europe. *J Public Health (Oxf).* 2013, doi: 10.1093/pubmed/ftd050.
- Sundquist J, Johansson SE. Self reported poor health and low educational level predictors for mortality: a population based follow up study of 39,156 people in Sweden. *J Epidemiol Commun H.* 1997;51:35-40.
- Von dem Knesebeck O, Verde PE, Dragano N. Education and health in 22 European countries. *Soc Sci Med.* 2006;63:1344-51.
- González B, Urbanos RM, Ortega P. Oferta pública y privada de servicios sanitarios por comunidades autónomas. *Gac Sanit.* 2004;18 (Supl) 1:82-9.
- Spanish National Statistics Institute. National Health Survey 2003. [Internet]. Madrid: INE, 2005. (Consultado el 26/2/2013.) Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t15/p419&file=inebase&L=1>
- Spanish National Statistics Institute. National Health Survey 2006. [Internet]. Madrid: INE, 2008. (Consultado el 26/2/2013.) Disponible en: <http://www.ine.es/en/metodologia/t15/t153041906.en.pdf>
- Spanish National Statistics Institute. European Health Survey in Spain 2009. [Internet]. Madrid: INE, 2010. (Consultado el 26/2/2013.) Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t15/p419&file=inebase&L=1>
- Spanish Health Ministry. National Health Survey 2001. [Internet]. Madrid: INE, 2003. (Consultado el 26/2/2013.) Disponible en: <http://www.msc.es/en/estadisticas/microdatos.do>
- Spanish National Statistics Institute. National Health Survey 2011-12. [Internet]. Madrid: INE, 2013. (Consultado el 26/4/2013.) Disponible en: <http://www.ine.es/metodologia/t15/t153041912.pdf>
- Zavras D, Tsiantou V, Pavi E, et al. Impact of economic crisis and other demographic and socio-economic factors on self-rated health in Greece. *Eur J Public Health.* 2013;23:206-10.
- Gili M, Roca M, Basu S, et al. The mental health risks of economic crisis in Spain: evidence from primary care centres, 2006 and 2010. *Eur J Public Health.* 2013;23:103-8.
- Regidor E, Barrio G, Bravo MJ, et al. Has health in Spain been declining since the economic crisis? *J Epidemiol Commun H.* 2014;68:280-2.
- Rodríguez-Sanz M, Carrillo Santistevé P, Borrell C. Desigualdades sociales en la salud, los estilos de vida y la utilización de servicios sanitarios en las comunidades autónomas, 1993-2003. Quality Plan for the National Health System. Madrid: Ministerio de Sanidad y Política Social (Spain); 2006.
- Borrell C, Palencia L, Rodríguez-Sanz M, et al. Evolución de las desigualdades sociales en salud en Cataluña. *Med Clin (Barc).* 2011;137 (Supl) 2:60-5.
- Bacigalupe de la Hera A, Martín Roncero U. Desigualdades sociales en la salud de la población de la comunidad autónoma del País Vasco. Vitoria-Gasteiz: Ararteko; 2007.
- Escolar Pujolar A, editor. Primer informe de desigualdades y salud en Andalucía. Puerto Real: Asociación para la Defensa de la Sanidad Pública; 2008.
- Ricci-Cabello I, Ruiz-Pérez I, Plazaola-Castaño J, et al. Morbilidad psíquica, existencia de diagnóstico y consumo de psicofármacos. Diferencias por comunidades autónomas según la Encuesta Nacional de Salud de 2006. *Rev Esp Salud Publica.* 2010;84:29-41.
- Altés AG, Rodríguez-Sanz M, Borrell C, et al. Desigualdades en salud y en la utilización y el desempeño de los servicios sanitarios en las comunidades autónomas. *Cuadernos Económicos de ICE.* 2008;115-28.
- Girón P. Determinants of self-rated health in Spain: differences by age groups for adults. *Eur J Public Health.* 2012;22:36-40.
- Kunst AE, Bos V, Lahelma E, et al. Trends in socioeconomic inequalities in self-assessed health in 10 European countries. *Int J Epidemiol.* 2005;34:295-305.
- Manor O, Matthews S, Power C. Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class. *Int J Epidemiol.* 2000;29:149-57.
- Fayers PM, Sprangers MA. Understanding self-rated health. *Lancet.* 2002;359:187-8.



## 3 Objetivos de investigación

La línea de investigación responde a un Objetivo General y los Objetivos Específicos han sido respondidos en los distintos trabajos que conforman la línea de estudio, lo cual se concreta posteriormente.

### 3.1. Objetivo General

Analizar las desigualdades en salud en nuestro medio utilizando para ello diversos abordajes metodológicos, indicadores de salud, fuentes de información y poblaciones, y comprobar la consistencia de los resultados obtenidos independientemente de los aspectos considerados, así como estudiar la influencia del nivel socioeconómico sobre la existencia de desigualdades en salud.

### 3.2. Objetivos Específicos

1. Analizar la presencia de desigualdades en salud utilizando diversas aproximaciones metodológicas y su consistencia al evaluar diferentes resultados en salud y diversas poblaciones de estudio.
2. Identificar factores asociados a la existencia de desigualdades en salud en nuestro medio, como el sexo.
3. Analizar si existen patrones geográficos en la distribución de la incidencia de Diabetes Mellitus 1 en menores de 15 años en Aragón; si se observan variaciones en mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado; y en la incidencia de cáncer de estómago, en la provincia de Zaragoza.
4. Conocer la evolución de la prevalencia de mala salud percibida en España para el periodo 2001-2012 y si existen variaciones geográficas.

### *3 Objetivos de investigación*

5. Valorar en qué medida las variaciones geográficas en la mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado, y en la incidencia de cáncer de estómago, pueden ser explicadas por el nivel socioeconómico del área de residencia, y estudiar las variaciones a nivel urbano y rural.
6. Conocer la influencia del nivel socioeconómico sobre la percepción de los sujetos de su propia salud.

Los dos primeros objetivos de la línea de investigación se contemplan en los cuatro trabajos que componen esta Tesis Doctoral. El Objetivo Específico número 3 se abordan en los trabajos 1, 2 y 3. El Objetivo Específico número 4 se estudia en el cuarto trabajo. El Objetivo Específico número 5 se explora en los trabajos 2 y 3. El cuarto trabajo da respuesta al Objetivo Específico número 6.

# 4 Metodología

La línea de investigación de la presente Tesis Doctoral ha sido abordada a través de dos metodologías distintas: la primera realiza la aproximación al estudio de las desigualdades a través de estudios de base poblacional, mientras que la segunda lo hace desde un enfoque individual. En este apartado se abordarán en primer lugar los aspectos metodológicos comunes de la línea de investigación y, posteriormente, las particularidades de cada uno de los trabajos.

## 4.1. Estudios de base poblacional

### 4.1.1. Aspectos comunes de los estudios de base poblacional

#### 1. Diseño de estudio

Tal y como se ha planteado con anterioridad, los trabajos 1, 2 y 3, son estudios de base poblacional, es decir, estudios ecológicos.

#### 2. Unidad de análisis

Se utilizaron distintas unidades geográficas de análisis en dependencia del objetivo del estudio:

**Trabajo 1.** La unidad geográfica de análisis fue la Zona Básica de Salud (ZBS), delimitación geográfica que sirve de referencia para la actuación del equipo de Atención Primaria (AP). La población de las ZBS es muy variable, oscilando en Aragón entre 909 habitantes y 38.962, en el año 2009.

**Trabajos 2 y 3.** En ambos estudios se utilizaron dos tipos de unidades geográficas como ámbito de estudio: las Secciones Censales (SC) y los municipios de residencia.

A nivel de la ciudad de Zaragoza se utilizaron como unidades de análisis las SC del año 2001. La SC es la unidad de información oficial más pequeña disponible y su delimita-

ción es responsabilidad del INE (Instituto Nacional de Estadística). Su población está entre 500 y 3.500 habitantes. La razón de utilizar SC en la ciudad de Zaragoza es que en este municipio residen el 70% de los habitantes de la provincia, existiendo grandes diferencias socioeconómicas entre los diferentes barrios y distritos de la ciudad, diferencias que no serían consideradas si el análisis se realizase a nivel del municipio. Por tanto, el análisis se realizó a nivel de SC en la capital, al ser la unidad geográfica más pequeña para la que se disponían de datos de mortalidad, incidencia y socioeconómicos.

Por otro lado, la unidad de análisis para el resto de la provincia de Zaragoza fue el municipio, al no disponer para el territorio no perteneciente a Zaragoza capital de información a nivel de la SC. No obstante, la mayor parte de los municipios (90%) resultan coincidentes con la SC. Para aquellos casos en que había más de una SC, para asignar un valor al municipio, se obtuvo la mediana para cada uno de los indicadores socioeconómicos.

La provincia de Zaragoza abarca una superficie de 17.274 km<sup>2</sup> y tiene una densidad de población de 53,98 habitantes/km<sup>2</sup>. Está dividida en un total de 291 municipios (excluyendo Zaragoza capital) y el municipio de Zaragoza tiene 462 SC, agrupadas en 12 distritos.

En el Anexo II se incluyen mapas de los 12 distritos censales de Zaragoza capital, de los municipios de la provincia de Zaragoza y de las Zonas Básicas de Salud de Aragón.

### 3. Indicadores socioeconómicos

Tanto el artículo 2 como el artículo 3 utilizaron el índice de privación desarrollado en el proyecto MEDEA. Además, en el artículo 2 se incluyó el índice de privación de Sánchez-Cantalejo.

**Índice de privación del proyecto MEDEA**<sup>46</sup>. La fuente de información fue el Censo Nacional de Población y Viviendas del año 2001, proporcionado por el Instituto Aragonés de Estadística (IAEST) y por el INE. Los indicadores socioeconómicos simples proporcionados por el INE para el proyecto MEDEA se pueden consultar en el Anexo III.

A partir de 20 indicadores socioeconómicos simples del Censo de Población y Viviendas se elaboró un índice de privación mediante Análisis de Componentes Principales (ACP). El índice consta de los siguientes indicadores:

1. Desempleo: proporción de personas de 16 y más años sin empleo (desempleados y desempleados que buscan trabajo por primera vez), respecto al total de la población económicamente activa (población de 16 y más años ocupada + desempleada).

2. Instrucción insuficiente: proporción de personas de 16 años o más, residentes en viviendas familiares, con instrucción insuficiente (no sabe leer o escribir; sabe leer y escribir pero fue menos de 5 años a la escuela; fue a la escuela 5 años o más pero sin completar EGB, ESO o Bachillerato Elemental), respecto al total de la población entre 16 años o más.
3. Instrucción insuficiente en jóvenes: proporción de personas entre 16 y 29 años, residentes en viviendas familiares, con instrucción insuficiente respecto al total de la población entre 16 y 29 años.
4. Trabajadores manuales: proporción de personas de 16 o más años, ocupados, que son trabajadores manuales, respecto al total de la población ocupada de 16 o más años. Se considera como tales a:
  - a) Trabajadores de los servicios de restauración, protección y vendedores de los comercios.
  - b) Trabajadores cualificados en la agricultura y en la pesca.
  - c) Artesanos y trabajadores cualificados de las industrias manufactureras, la construcción, y la minería, excepto los operadores de instalaciones y maquinaria.
  - d) Operadores de instalaciones y maquinaria, y montadores
  - e) Trabajadores no cualificados
5. Asalariados eventuales: proporción de personas ocupadas de 16 o más años que son asalariados eventuales (asalariado, trabajador por cuenta ajena con carácter eventual, temporal, etc.), respecto al total de la población ocupada de 16 o más años.

Estos cinco indicadores simples, que componen el índice sintético de privación, proporcionan información sobre el nivel socioeconómico de una zona. El desempleo refleja una falta de recursos que caracteriza el nivel material y social de los individuos. El nivel de instrucción se encuentra asociado al empleo de las personas, por lo que tendrá influencia a nivel material pero también social, siendo más capaces los sujetos con mayor nivel educativo de desarrollar una serie de habilidades con el fin de proteger su salud. En cuanto a la ocupación, estudiada como el porcentaje de trabajadores manuales y asalariados eventuales en la población a estudio, va a condicionar tanto la exposición a distintos riesgos para la salud como el nivel material.

Este índice se elaboró para las SC de Zaragoza capital y para los municipios del resto de la provincia. En Zaragoza capital, este índice correspondió al primer factor obtenido en

el ACP y explicaba el 75% de la variabilidad, no encontrándose otro factor que explicara una variabilidad mayor, cumpliendo además los criterios de parsimonia e interpretabilidad. Para el resto de la provincia de Zaragoza, el primer componente, que se componía de los cinco indicadores previamente enumerados, sólo explicaba el 31% de la variabilidad existente. Estos resultados del ACP plantearon la necesidad de obtener un nuevo índice de privación, ajustado a las características de ruralidad de la provincia, que se presenta en el apartado de “Otros indicadores utilizados”.

**Índice de privación de Sánchez-Cantalejo et. al.** <sup>131</sup>. Índice de privación construido mediante Análisis de Componentes Principales. Este índice se elaboró para valorar la privación a nivel municipal partiendo de los indicadores del Censo de Población y Viviendas del 2001. Este índice de privación está compuesto por los siguientes indicadores socio-económicos simples:

1. Analfabetismo: proporción de personas analfabetas, de 10 años o más, respecto al total de la población de 10 años.
2. Desempleo: proporción de personas de 16 y más años sin empleo (desempleados y desempleados que buscan trabajo por primera vez), respecto al total de la población económicamente activa (población de 16 y más años ocupada + desempleada).
3. Trabajadores manuales: proporción de personas de 16 o más años, ocupados, que son trabajadores manuales respecto al total de la población ocupada de 16 o más años.

#### 4. Otros indicadores utilizados

El índice de ruralidad de Ocaña et al. <sup>64</sup> es un índice elaborado mediante Análisis de Componentes Principales a nivel municipal y ha sido aplicado en los trabajos 2 y 3. Este índice fue obtenido para cada municipio con los indicadores proporcionados por el Censo de Población y Viviendas del año 1991 y 2001 respectivamente. Incluye los siguientes indicadores simples:

1. Densidad de población: número de habitantes por Kilómetro cuadrado.
2. Envejecimiento: proporción de población de 65 años o más respecto al total de población.
3. Jóvenes: proporción de población de 0-14 años respecto al total de la población.

4. Dependencia: proporción de población económicamente inactiva respecto al total de población en edad de trabajar.
5. Jubilados: proporción de jubilados respecto al total de la población.
6. Trabajadores en agricultura, ganadería y pesca: proporción de trabajadores en estas categorías respecto al total de la población ocupada.
7. Habitabilidad de la vivienda: proporción de viviendas en pobres condiciones o ruina total.

## 5. Análisis

En el trabajo 1 se realizó el análisis de todas las ZBS, analizando de forma conjunta las pertenecientes a la ciudad de Zaragoza de las del resto de Aragón. En los trabajos 2 y 3, el análisis se realizó de manera independiente para Zaragoza capital y para los municipios del resto de la provincia.

**Cálculo de las razones de mortalidad crudas (RME) y razones de incidencia crudas (RIE).** En el segundo trabajo se calcularon las RME, mientras que en el primero y en el tercero, se obtuvieron las RIE.

Para cada unidad de análisis, se obtuvieron las RME o las RIE, respectivamente, dividiendo el número de casos observados por el número de casos esperados. Para ello, se utilizó como tasa de referencia para la mortalidad, la mortalidad por cirrosis y otras enfermedades del hígado en varones para el conjunto de Aragón durante el periodo de estudio. Para la incidencia, se utilizaron como tasas de referencia en el trabajo 1 las tasas de incidencia en niños, niñas y para ambos sexos durante el periodo de estudio y para el trabajo 3 la tasa de incidencia del cáncer de estómago de España (elaboradas con datos de los registros poblaciones de España y publicadas en *Cancer Incidence in Five Continents, Volume IX*<sup>125</sup>). Se estimaron los intervalos de confianza al 95% (IC95%), asumiendo que el número de casos incidentes siguen una distribución de Poisson.

**Calculo de las razones de mortalidad suavizadas (RMES) y razones de incidencia suavizadas (RIES).** Para la suavización de las RME y las RIE, con el fin de facilitar la identificación de patrones geográficos de la mortalidad por las causas estudiadas<sup>132</sup>, se utilizó metodología bayesiana. Se aplicó un Modelo Lineal Generalizado Mixto para efectos espaciales, como es el modelo de “convolution prior” desarrollado por Besag, York y Mollié<sup>133</sup> (BYM). Este método realiza una ponderación entre dos fuentes de variación, para

obtener el riesgo relativo en cada área de estudio. La estimación obtenida mediante este modelo corresponde a una suavización de los riesgos relativos que será más pronunciada en aquellas áreas con menor población

La primera fuente, de estructura espacial, comparte información entre unidades vecinas para modelizar la dependencia geográfica de los riesgos. Este efecto hace posible que zonas adyacentes tengan estimaciones parecidas, con lo que la variación geográfica del riesgo se suaviza. La segunda fuente, denominada de heterogeneidad, recoge la sobredispersión no espacial desestructurada y toma valores independientes en todas las unidades geográficas. Esto permite la existencia de comportamientos propios en ciertas regiones independientemente de sus áreas vecinas, de modo que los riesgos puedan ser muy diferentes en áreas próximas.

El peso de cada uno de los componentes depende de la población del área geográfica analizada, otorgando mayor peso a la información dependiente de las unidades geográficas vecinas cuando el peso del área sea bajo. Cuando la población del área de estudio sea alta, se otorgará un mayor peso a la unidad geográfica, teniendo más importancia la información que ha proporcionado dicha área. Mediante la ponderación de ambos tipos de información el modelo BYM minimiza el problema relativo a la estabilidad de las RME y RIE, obteniendo así las denominadas RME y RIE suavizadas (RMEs y RIEs).

Para el componente espacial se utilizó la aproximación conocida como Modelo Condicional Autorregresivo (CAR). La asunción de este modelo es la existencia de una dependencia espacial, de modo que la estimación del riesgo en un área determinada va a depender, como ya se ha indicado previamente, del riesgo existente en las áreas vecinas. De este modo, los pesos otorgados serán máximos (1) si las áreas son adyacentes y mínimos (0) si no lo son.

Se utilizaron métodos de cadenas de Markov Monte Carlo para obtener la distribución a posteriori, en el que se establecieron tres cadenas y se dejó libre el número de iteraciones hasta que se observó convergencia, empezando por 100.000 iteraciones, ampliando su número en el caso de que fuese necesario. Se rechazaron como calentamiento (burn-in) las 10.000 primeras y se guardaron 1 de cada 90 simulaciones con el fin de reducir los requerimientos computacionales del proceso de simulación. Los criterios para la convergencia fueron que el  $R\text{-hat}$  fuese  $<1,1$  y el  $n\text{-eff}$   $>100$ . El  $R\text{-hat}$  es el valor del estadístico Brooks-Gelman-Rubin, por el que se evalúa si en el momento en el que se comienzan a guardar las iteraciones se ha producido la convergencia de las cadenas simuladas. En cuanto al tamaño muestral efectivo  $n\text{-eff}$  se corresponde con el tamaño muestral al que equivalen las simulaciones una vez descontada la autocorrelación de las cadenas. Estos valores se observaron únicamente para las desviaciones típicas ( $s\text{d}\text{esp}$  y  $s\text{d}\text{het}$ ). Así mismo, el modelo escogido

fue aquel cuya Deviance Information Criterion (DIC) fuese menor.

Estas estimaciones se representaron en mapas donde el patrón de colores marca la diferencia entre las áreas con exceso de riesgo y las áreas con defecto del mismo.

**Cálculo de la probabilidad de exceso de riesgo.** Con el objeto de cuantificar la evidencia estadística que proporcionan las estimaciones del riesgo en cada área, se calculó la probabilidad de exceso de riesgo o probabilidad a posteriori (PRP) para cada una de ellas. Esta medida muestra las áreas con un exceso de riesgo significativo para las causas estudiadas, es decir, presenta cada unidad de análisis según la probabilidad que tiene de que su RMEs o RIEs sea superior a 100. La segmentación considerada fue la siguiente:  $<0,1$ ;  $0,1-0,2$ ;  $0,2-0,8$ ;  $0,8-0,9$ ;  $>0,9$ .

**Función de densidad.** Se utilizaron en los trabajos 1 y 2, empleándose para representar de forma gráfica la distribución de las RIEs y RMEs, para apreciar su rango de valores.

**Introducción de los índices en el modelo.** En los trabajos 2 y 3, una vez calculadas las RMEs y las RIEs, se elaboraron distintos modelos de regresión ecológica partiendo del BYM e introduciendo como covariables los distintos indicadores, bien de tipo socioeconómico o rural, de los que se disponía.

Los indicadores se introdujeron en el modelo discretizados en cuartiles. Para ello, se crearon 3 variables dummies para cada indicador tomando como categoría de referencia el cuartil con valores más bajos para el índice. En los índices de privación esto corresponde al mejor nivel socioeconómico, y en el índice de ruralidad, con las áreas menos rurales. A estas categorías de referencia se les atribuyó un Riesgo Relativo de 1.

Para realizar la comparación entre los distintos modelos, se utilizó el estadístico DIC, seleccionando el modelo con menor valor para este estadístico.

**Software utilizado.** Los análisis estadísticos descriptivos se realizaron con el programa estadístico IBM SPSS Statistics® versiones 15 y 19, licencia de la Universidad de Zaragoza. El resto de los análisis (cálculo de RIE y RME, RIEs y RMEs, comparación de modelos) se realizaron con los programas WINBUGS versión 1.4 y R versiones 2.2.1. y 2.9.2., programas de libre distribución. En el trabajo 1 se utilizó además Excel y Epidat versión 3.1. para los análisis descriptivos. Los mapas se representaron con el programa ArcView.

### 4.1.2. Metodología propia del Trabajo 1

El objetivo de este trabajo fue explorar la posible existencia de variaciones geográficas en la incidencia de DM1 en Aragón, en los menores de 15 años.

#### 1. Población

La población de estudio fue la población menor de 15 años residente en Aragón.

#### 2. Periodo de estudio

El periodo de estudio estuvo comprendido entre el año 1991 y el 2009, ambos incluidos.

#### 3. Fuente de información

Para conocer los casos incidentes de Diabetes Mellitus 1 (DM1) en Aragón se utilizó como fuente de información el Registro de DM1 de Aragón. La fuente principal de información de este registro es la declaración de los casos nuevos de DM1 por parte de los equipos sanitarios responsables de la atención a los pacientes diabéticos de Aragón. En él participan servicios de endocrinología hospitalarios, hospitales públicos de las provincias limítrofes con Aragón y centros médicos de especialidades. Esta información se completa mediante la utilización de fuentes secundarias de declaración, como son los pediatras de AP, consultas privadas de endocrinólogos (contactados a través de la Sociedad Aragonesa de Endocrinología), centros privados de asistencia médica, asociaciones de diabéticos en Aragón (formadas por pacientes residentes en Aragón que voluntariamente acceden a pertenecer a ellas) y colonias y campamentos de niños diabéticos.

Además, desde el año 2005 se añadió como fuente secundaria la revisión del Conjunto Mínimo Básico de Datos (CMBD). Anualmente se revisan todas las altas codificadas como "Diabetes Mellitus" (código diagnóstico 250) en menores de 15 años en hospitales pertenecientes al Servicio Aragonés de Salud. Se comprueba si los casos identificados están incorporados al registro. En caso de no estarlo, se revisan las historias clínicas hospitalarias para comprobar si cumplen criterios de inclusión, lo que mejora la exhaustividad del registro. En el momento de incorporación de esta fuente de información se realizó un análisis de captura-recaptura para el periodo 1997-2005, para comprobar la exhaustividad.

Los criterios de inclusión en el Registro de DM1 son: tener un diagnóstico de DM según criterios de la Asociación Americana de Diabetes<sup>134</sup>; edad en el momento del diagnóstico inferior a 15 años y residencia en Aragón como mínimo 6 meses antes del diagnóstico. Se excluyen de este registro los casos que corresponden a otros tipos de DM.

Entre la información recogida en el Registro de DM1 de Aragón se encuentran datos de filiación personal (identificación del paciente, sexo, fecha, país y localidad de nacimiento y de residencia y nacionalidad de los padres del paciente), antecedentes familiares de DM y datos del diagnóstico<sup>135</sup>.

#### 4. Particularidades del análisis

En este trabajo se desarrollaron dos tipos de análisis. En primer lugar un estudio descriptivo de la incidencia de DM1 en Aragón y, en segundo lugar, el estudio geográfico para determinar variaciones en la distribución de DM1 en Aragón. El estudio geográfico es común a los trabajos 1, 2 y 3 y ha sido previamente explicado en el apartado 4.1.1 por lo que se procede a explicar la parte descriptiva del trabajo.

En el estudio descriptivo se calculó el número de casos nuevos de DM1 en todo el periodo de análisis para ambos sexos de forma conjunta y por separado. Se calcularon las tasas de incidencia por sexo, específicas por grupo de edad (0 a 4 años; 5 a 9; 10 a 14) y por quinquenio de diagnóstico (1991-95; 1996-2000; 2001-05; 2006-09) con sus IC95%. Las personas-año incluidas en el periodo de estudio fueron 2.765.963 y correspondieron a los menores de 15 años residentes en Aragón, obtenidos a través de la Base de Usuarios del Sistema Sanitario de Aragón.

#### 4.1.3. Metodología propia del Trabajo 2

El objetivo de este trabajo fue analizar las diferencias geográficas en la mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado, en los varones de la provincia de Zaragoza, y su posible asociación con factores de tipo socioeconómico.

##### 1. Población

La población a estudio fueron los varones residentes en la provincia de Zaragoza (422.209 según el censo de 2001). Las mujeres no se incluyeron en este estudio debido al bajo número de casos existentes (180 en el municipio de Zaragoza y 70 casos en el resto de municipios de la provincia).

El número de varones, distribuidos en 19 grupos de edad (0-4, 5-9, . . . .90 y más), fue obtenido del Censo de Población y Viviendas del año 2001 y proporcionado por el INE para cada SC de la ciudad de Zaragoza, y por el IAEST para cada municipio del resto de la provincia. Se utilizó la población del año 2001 por encontrarse en la posición central del periodo de estudio y porque se disponía para ese año de datos socioeconómicos procedentes del censo.

## 2. Periodo de estudio

El periodo de estudio fue 1996-2003.

## 3. Fuente de información

Las defunciones se obtuvieron del Registro de Mortalidad de la comunidad autónoma (CA) de Aragón. La causa básica de defunción fue codificada según la 9ª revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-9) para el periodo 1996-98 y por la 10ª revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-10) para los años 1999-2003.

Se seleccionaron los casos correspondientes a las defunciones cuya causa básica de defunción fue la cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado (código 571 de CIE-9) y los códigos K70, K72.1, K73, K74, K76.1.9 de la CIE-10), ocurridas en los varones residentes en la provincia de Zaragoza, en el periodo 1996-2003.

Los datos se agregaron por SC en los casos en los que la residencia del fallecido fue la ciudad de Zaragoza. En el resto de la provincia existe coincidencia entre SC y municipio en casi el 90% de los casos, razón por la que se utilizó como unidad geográfica de análisis el municipio. Dado que la unidad más pequeña de análisis disponible en las Estadísticas de Mortalidad es el municipio, para la realización del estudio todas las defunciones de varones residentes en Zaragoza capital tuvieron que ser georreferenciadas (asignación de la SC de residencia a partir del domicilio del fallecido). Este trabajo fue realizado por el IAEST.

## 4. Índice de privación utilizado

Se utilizó el índice de privación correspondiente al proyecto MEDEA. Tal y como se ha explicado previamente, se observaron diferencias en la variabilidad explicada por el índice de privación para Zaragoza capital y el resto de la provincia, siendo más adecuado este índice para medir el nivel socioeconómico en grandes áreas urbanas (variabilidad explicada en la ciudad de Zaragoza del 75% frente al 31% en el resto de municipios). Por esta razón, el análisis se realizó de manera independiente para la ciudad de Zaragoza y para el resto de la provincia.

## 5. Otros índices utilizados

Debido a la baja variabilidad explicada por el índice de privación del MEDEA en el ámbito municipal, se utilizó el índice de ruralidad de Ocaña-Riola y Sánchez-Cantalejo del año

2001 a nivel de los municipios de la provincia. Este índice explicó un 43,2% de la variabilidad existente, mejorando ligeramente la variabilidad explicada por el índice de privación desarrollado por el proyecto MEDEA.

## 6. Introducción de los índices en el modelo

Tras el cálculo de las RMEs, se elaboraron distintos modelos de regresión ecológica. Los índice de privación y de ruralidad fueron introducidos en estos modelos como covariables

Zaragoza capital:

- Modelo 1: BYM + índice de privación MEDEA

Zaragoza provincia:

- Modelo 2: BYM + índice de privación MEDEA
- Modelo 3: BYM + índice de ruralidad 2001

### 4.1.4. Metodología propia del Trabajo 3

El objetivo del tercer trabajo fue identificar la posible existencia de variaciones geográficas en la incidencia de cáncer de estómago en la provincia de Zaragoza, explorando su posible asociación con factores de tipo socioeconómico y rural.

#### 1. Población

La población de estudio fueron las personas residentes en la provincia de Zaragoza (861.855 según el censo de 2001). El número de mujeres y hombres, distribuidos en 19 grupos de edad (0-4, 5-9,.....90 y más), fue obtenido del Censo de Población y Viviendas del año 2001 y proporcionado por el INE para cada SC de la ciudad de Zaragoza, y por el IAEST para cada municipio del resto de la provincia.

El análisis se llevó a cabo en mujeres y hombres por separado, debido a las posibles diferencias por sexo en la incidencia de la enfermedad.

#### 2. Periodo de estudio

El periodo de estudio fueron los años 1993-2002.

### 3. Fuente de información

Los casos incidentes de cáncer de estómago se obtuvieron del Registro Poblacional de Cáncer de Zaragoza. Los casos seleccionados fueron aquellas personas residentes en la provincia de Zaragoza diagnosticadas y registradas en el Registro Poblacional de Cáncer como caso incidente de cáncer de estómago en el periodo 1993-2002. Se utilizó para su codificación la Clasificación Internacional de Enfermedades para Oncología, 2ª revisión (CIE-O2).

Los datos se agregaron por SC o municipio. Los casos incidentes de la ciudad de Zaragoza se georreferenciaron en el marco del proyecto MEDEA a partir del domicilio de residencia del paciente.

### 4. Índices de privación utilizados

Se utilizaron dos índices de privación diferentes. En primer lugar, se introdujo en el análisis el índice de privación correspondiente al proyecto MEDEA. Debido a que el índice de privación explicaba un menor porcentaje de la variabilidad en la provincia de Zaragoza que en la capital, el análisis se realizó de manera independiente para la ciudad de Zaragoza y el resto de la provincia. Además, se utilizó el índice de privación de Sánchez-Cantalejo, diseñado para explorar la privación en municipios pequeños, con la finalidad de captar la influencia de la privación socioeconómica en un ámbito de características rurales, como es la provincia de Zaragoza.

### 5. Otros índices usados

Se utilizó el índice de ruralidad de Ocaña-Riola y Sánchez-Cantalejo a nivel de los municipios de la provincia de Zaragoza. En este artículo se utilizó este índice con dos estimaciones diferentes, la correspondiente a los datos del Censo de Población y Viviendas del año 1991 y del año 2001, para poder así contar con dos mediciones, una antes del inicio del periodo de estudio, que nos pudiese proporcionar información sobre la exposición previa (1991) y otra al final del periodo (2001).

### 6. Introducción de los índices en el modelo

Una vez calculadas las RIEs, se elaboraron distintos modelos de regresión ecológica partiendo del modelo de BYM e introduciendo como covariables los distintos indicadores socioeconómicos y de ruralidad de los que se disponía. De este modo, se estimaron los siguientes modelos:

Zaragoza capital:

- Modelo 1: BYM + índice de privación MEDEA para hombres
- Modelo 2: BYM + índice de privación MEDEA para mujeres

Zaragoza provincia:

- Modelo 3: BYM + índice de privación MEDEA para hombres
- Modelo 3: BYM + índice de privación MEDEA para mujeres
- Modelo 5: BYM + índice de privación de Sánchez-Cantalejo para hombres
- Modelo 6: BYM + índice de privación de Sánchez-Cantalejo para mujeres
- Modelo 7: BYM + índice de ruralidad 1991 para hombres
- Modelo 8: BYM + índice de ruralidad 1991 para mujeres
- Modelo 9: BYM + índice de ruralidad 2001 para hombres
- Modelo 10: BYM + índice de ruralidad 2001 para mujeres

## 4.2. Estudio de base individual. Metodología del Trabajo 4

El objetivo de este estudio fue conocer las variaciones en la prevalencia de mala salud percibida en España, analizando la influencia del nivel educativo sobre dichas variaciones.

### 1. Diseño

Se realizó un estudio descriptivo transversal.

### 2. Población

Se trata de un estudio de base individual, por lo que la población a estudio fueron los españoles mayores de 24 años de los que se obtuvo información en las Encuestas Nacionales de Salud (ENS) 2001, 2003, 2006 y 2011-12 y en la Encuesta Europea de Salud (EES) del año 2009.

#### 4 Metodología

En el año 2001 se encuestó a un total de 17.543 personas mayores de 24 años y en 2003, 19.211. En la ENS 2006 la población de este grupo etario encuestada ascendió a 26.831 personas y en la ENS 2011-12 a un total de 18.966. En cuanto a la EES del 2009, la población encuestada mayor de 24 años fue de 20.121 individuos.

### 3. Periodo de estudio

El periodo de estudio fue del año 2001 al 2012, utilizando para cubrir este periodo 5 encuestas de salud.

### 4. Fuentes de información

Se utilizaron dos fuentes de información: la ENS y la EES.

**Encuesta Nacional de Salud (ENS).** El Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad realiza de forma periódica encuestas dirigidas a la población general, investigando la salud y sus factores determinantes desde la perspectiva de sus ciudadanos. La primera de estas encuestas se llevó a cabo en 1987 y desde entonces se han realizado de manera periódica<sup>90</sup>, lo que permite estudiar la evolución de sus variables a lo largo del tiempo. Además, su amplia cobertura y representatividad, la convierten en un instrumento de alto valor para la investigación en Salud Pública

La ENS es de ámbito nacional y se dirige al conjunto de personas que reside en viviendas familiares principales. Cuando una misma vivienda está constituida por dos o más hogares, el estudio se realiza de manera independiente para cada hogar.

El tipo de muestreo es polietápico estratificado. En la ENS 2001<sup>136</sup> se estratificó por conglomerados con selección de las unidades primarias de muestreo (municipios), y de las unidades secundarias (secciones) de forma aleatoria proporcional y de las últimas unidades (individuos) por rutas aleatorias y cuotas de sexo y edad. A partir de la ENS 2003, las unidades de primera etapa fueron las SC, a partir de los datos del Padrón Municipal<sup>90,137,138</sup>. Las unidades de segunda etapa fueron las viviendas familiares principales. Dentro de ellas no se realiza submuestreo alguno, investigándose a todos los hogares que tienen su residencia habitual en las mismas. Dentro de cada hogar se selecciona a un adulto (16 o más años) para cumplimentar el Cuestionario de Adultos y en caso de que hubiera menores (de 0 a 15 años) se selecciona asimismo un menor para cumplimentar el Cuestionario de Menores. En la ENS 2011-12 varió el límite de edad, incluyendo a las personas de 15 años o más en el cuestionario del adulto. Para cada CA se diseña una muestra independiente que la representa.

El período de recogida de la información se extiende a lo largo de un año y se realiza mediante entrevista personal. En la ENS 2011-12<sup>139</sup> se introdujo por primera vez la entrevista personal asistida por ordenador, con el doble fin de mejorar la calidad de la información y para acortar el tiempo de tratamiento de la información y adelantar así la publicación de resultados.

La ENS está compuesta de tres cuestionarios y la realización de la entrevista se realiza en dos fases: en la primera se responden las cuestiones relativas al Cuestionario del Hogar, y en la segunda se complementa bien el Cuestionario de adultos o el Cuestionario de menores (no utilizado en este estudio). En relación al cuestionario, ha ido ampliándose a lo largo del tiempo. En la ENS 2006 se introdujeron instrumentos sobre discriminación, agresiones y maltratos, sobre percepción de la función familiar y sobre seguridad vial que no se habían preguntado con anterioridad y que no se repiten en la ENS 2011-12. En la ENS 2011-12 se produce una reducción y reordenación del cuestionario, con el fin de limitar la duración máxima de la encuesta a 60 minutos y armonizarla con la EES. De este modo, la estructura actual de la ENS consta de módulo de estado de salud, módulo de asistencia sanitaria y módulo de determinantes de la salud.

**Encuesta Europea de Salud (EES).** Con el objetivo de armonizar la información en relación a la salud de los ciudadanos europeos y disponer de indicadores comunes, se acordó implementar un Sistema Europeo de Encuestas de Salud, entre las que se encontraría una encuesta de Salud a través de entrevista personal. La primera edición se realizó en los Estados Miembros entre 2006 y 2009. En España, el Ministerio de Sanidad y el INE llevaron a cabo esta labor implementando la EES 2009, que sustituyó a la ENS dicho año.

Esta encuesta se estructura en cuatro módulos: Módulo Europeo de Estado de Salud, Módulo de Determinantes de Salud, Módulo de Asistencia Sanitaria y Módulo Europeo de Variables Sociales. Su muestreo es trietápico con estratificación de las unidades de primera etapa, que son las SC. La relación de SC existentes se hizo con referencia a enero de 2008. Las unidades de segunda etapa fueron las viviendas familiares principales. Dentro de cada hogar se selecciona un adulto (16 años o más). El criterio de estratificación utilizado fue el tamaño del municipio al que pertenecía la sección. La EES fue representativa a nivel de CCAA<sup>140</sup>.

La recogida de información se llevó a cabo entre abril de 2009 y marzo de 2010 y el método de recogida de información utilizado fue la entrevista personal asistida por ordenador.

### 5. Medición del nivel socioeconómico

El nivel socioeconómico de los individuos se consideró utilizando el nivel educativo categorizado en tres: nivel alto, medio y bajo según la International Standard Classification of Education. De este modo, un nivel educativo bajo se correspondió con una clasificación 0-1 (personas sin estudios o que tenían sólo estudios primarios), medio con 2-4 (personas con enseñanza secundaria y profesional de grado medio) y el nivel alto con aquellas personas que fueron clasificadas como 5-6 (enseñanza profesional y estudios universitarios).

La utilización del nivel educativo como medida del nivel socioeconómico de la población limitó la población a estudio a los mayores de 24 años, para reducir los errores de clasificación que podrían existir en el grupo de 16 a 24 años, que todavía no han terminado, en muchos casos, su formación reglada.

### 6. Análisis

El análisis se llevó a cabo en dos etapas. En primer lugar se realizó un estudio descriptivo para conocer la prevalencia de mala salud percibida por edad y nivel educativo para el periodo de estudio. Se estandarizó la edad mediante el método directo para garantizar la comparabilidad entre CCAA, y se usó como referencia la población española del primer año analizado (2001). Se obtuvieron las prevalencias de mala salud percibida para hombres y mujeres por separado con sus IC95%) para las 5 encuestas analizadas.

En la segunda etapa, el objetivo del análisis fue estudiar la asociación entre el nivel educativo y la prevalencia de mala salud percibida. Para ello, sólo se incluyeron en el análisis el primer y último año analizados (2001 y 2011-12). Se realizaron análisis aplicando modelos de regresión logística considerando por separado ambas encuestas, tomando como variable dependiente la mala salud y como independiente el nivel educativo, ajustando por edad y estratificando por sexo. Se realizó un análisis de regresión logística para cada CCAA. Se obtuvieron las Odds Ratios (OR) con sus IC95%. Para cada modelo se calculó el estadístico C, que se define como el área bajo la curva ROC (AUC). El estadístico C es el equivalente a una medida de la discriminación entre el resultado real y la predicción realizada. El AUC puede tomar valores entre 0 y 1, donde 1 indica una perfecta predicción y 0,5 poca capacidad discriminativa<sup>141-143</sup>. A continuación, se realizó un análisis de regresión logística donde ambas bases de datos (correspondientes a la ENS 2001 y 2011-12) se fusionaron en una sola, con el objetivo de poder valorar los cambios en el periodo analizado. La variable dependiente fue la mala salud percibida, y las variables independientes fueron edad, sexo, nivel educativo y año de la encuesta. Se realizó un análisis de regresión logística para cada

CCAA.

Los datos se ponderaron utilizando los factores de ponderación proporcionados para cada una de las encuestas, modificados por el método normal. Con este método, se corrigen los errores asociados al diseño y a la no respuesta, pero se trabaja con el tamaño muestral existente, por lo que se mantiene la precisión. Para garantizar la comparabilidad de las encuestas utilizadas a lo largo del tiempo, todas las variables que se utilizaron en el análisis mantuvieron el mismo registro.

Para garantizar la comparabilidad de las encuestas utilizadas a lo largo del tiempo, todas las variables que se incluyeron en el análisis mantuvieron el mismo registro.

**Software utilizado.** Los análisis se realizaron con el software IBM SPSS Statistics® versión 18, con licencia de la Universidad de Zaragoza.

### 4.3. Consideraciones éticas, financiación y conflicto de interés

#### 4.3.1. Consideraciones éticas

No existen conflictos éticos relacionados con la realización de esta Tesis. La línea de investigación ha respetado la confidencialidad de la información en todos los trabajos. Los datos referentes a la salud se consideran especialmente sensibles, por lo que requieren una protección especial y sólo deben ser utilizados con fines epidemiológicos. En España, la Ley Orgánica 15/1999 del 13 de diciembre, de Protección de Datos de Carácter Personal (LOPD)<sup>144</sup> y el Real Decreto 1720/2007 del 21 de diciembre<sup>145</sup>, que aprueba el reglamento de desarrollo de la LOPD, garantizan la protección de los datos incluidos en los registros de carácter personal y su tratamiento.

En relación al trabajo número 1, los registros de Diabetes Mellitus 1 (DM1) cumplen la legislación vigente, exigiéndose medidas de protección técnica y organizativa que garanticen la seguridad de los datos y se definen las condiciones para su uso o cesión. En el caso de los trabajos 2 y 3 se ha trabajado con datos agregados y no se ha tenido acceso a datos individualizados. En relación al trabajo número 4, los datos de la Encuesta Nacional de Salud (ENS) se obtuvieron a través de la página web del Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, donde se encuentran disponibles para su acceso público en forma de microdatos anonimizados.

### 4.3.2. Financiación

La línea de investigación dentro de la que se engloba la presente Tesis Doctoral ha sido financiada desde diversos ámbitos. En primer lugar, los trabajos 2 y 3 se enmarcan dentro del proyecto “Desigualdades socioeconómicas, contaminación industrial y salud en Zaragoza” financiado por el Departamento de Ciencia, Tecnología y Universidad de la Diputación General de Aragón (PI126/08) y en el que la doctoranda participó como investigadora.

La doctoranda recibió una beca del Programa Europa XXI, subvencionada por la Diputación General de Aragón (Consejo Asesor de Investigación y Desarrollo) y la Caja de Ahorros de la Inmaculada, para financiar los costes de la estancia realizada en el World Health Organization Collaborating Centre for Policy Research on Social Determinants of Health, ubicado en la School of Population, Community and Behavioural Sciences, Public Health Division de la Universidad de Liverpool (Inglaterra). Esta estancia tuvo una duración de 3 meses desarrollándose entre septiembre y noviembre de 2010, ambos meses incluidos, durante los cuales la doctoranda profundizó en el estudio y abordaje de los Determinantes Sociales de la Salud, conocimientos que se han visto reflejados en el desarrollo y conclusiones de esta Tesis.

Por otro lado, la doctoranda es miembro del “Grupo de Investigación en Servicios Sanitarios de Aragón (GRISSA)” desde el año 2009. Este grupo está reconocido como grupo consolidado del Gobierno de Aragón.

Por último, la doctoranda recibió una beca competitiva de Formación de Personal Investigador del Gobierno de Aragón en el año 2012, la cual le ha permitido desarrollar esta línea de investigación.

### 4.3.3. Conflicto de interés

Ni la doctoranda ni la directora de la Tesis presentaron conflictos de interés a la hora de desarrollar la línea de investigación. Tampoco el resto de autores de los trabajos presentados en esta Tesis Doctoral tuvieron ningún conflicto de interés, tal y como se explicita en los distintos artículos.

# 5 Aportaciones de la doctoranda

## 5.1. Aportaciones

### 5.1.1. Variaciones en la distribución de salud y enfermedad

La línea de investigación de esta Tesis Doctoral muestra que, para todos los resultados en salud considerados, existen desigualdades en la distribución de salud y enfermedad. Estas diferencias en salud también han podido ser observadas independientemente de la metodología utilizada, tanto en los estudios de base poblacional como en el trabajo de base individual.

#### **Estudios de base poblacional**

En los estudios de tipo poblacional aquí presentados, ha sido posible observar desigualdades geográficas, independientemente de la población estudiada y del resultado de salud analizado. Aunque las diferencias geográficas en la distribución son evidentes cuando se analizan ámbitos geográficos dispares, como diferentes países, resulta llamativo que estas diferencias se encuentren también en unidades geográficas pequeñas que, en apariencia, presentan un contexto similar.

Se han podido observar diferencias en la distribución de Diabetes Mellitus 1 (DM1) por Zona Básica de Salud (ZBS) en menores de 15 años en Aragón. En esta enfermedad existió un patrón Norte-Sur, de modo que las ZBS del Norte de la comunidad autónoma (CA), pertenecientes a la provincia de Huesca, presentaron mayor incidencia de DM1 que las del Sur. Al estratificar por sexo este patrón geográfico se mantuvo en los niños, pero no pudo observarse en las niñas. También en la mortalidad por cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado, y en la incidencia de cáncer de estómago, se encontraron, para la provincia de Zaragoza, diferencias geográficas.

En el caso de la mortalidad por cirrosis hepática y enfermedades crónicas del hígado, en la ciudad de Zaragoza la mortalidad más elevada se pudo observar en las Secciones Censales (SC) de la Margen Izquierda del Ebro y del Casco Histórico. . En el resto de la provincia, los

municipios próximos a la capital y los municipios del Norte y Sureste tuvieron una mayor mortalidad. Debido al bajo número de casos existentes en mujeres, la distribución de la mortalidad sólo pudo ser evaluada en los varones.

Por otro lado, las SC de Zaragoza capital con una mayor incidencia de cáncer de estómago fueron aquellas situadas en el Este de la ciudad, existiendo una distribución similar para ambos sexos. Sin embargo, sí que se observó un patrón geográfico diferente en el resto de la provincia según el sexo. Un gran número de municipios mostraron un exceso de riesgo en hombres, principalmente en el Norte y Oeste de la provincia, mientras que en las mujeres se observó un incremento del riesgo en los municipios ubicados en el Sureste.

### **Estudio de base individual**

En relación a la prevalencia de mala salud percibida en España, cuyos resultados se presentan en el cuarto trabajo, también ha sido posible observar diferencias geográficas en su distribución por comunidades autónomas (CCAA). Las CCAA que presentaron una mayor prevalencia de mala salud percibida fueron Andalucía, Canarias, Galicia y Murcia. Los hombres tuvieron una mejor percepción de su salud que las mujeres, y el patrón geográfico fue similar para ambos sexos, con una mayor prevalencia de mala salud percibida en las CCAA del Sur y del Noroeste del país, y las CCAA de los archipiélagos. En este estudio, donde también se ha considerado la evolución temporal, no se observaron diferencias en el tiempo en los hombres pero sí en las mujeres, con una disminución de la prevalencia de mala salud percibida para el periodo estudiado en las CCAA que partían de niveles más altos de mala salud.

#### **5.1.2. Factores explicativos**

En relación a los factores que pueden explicar las desigualdades observadas en la presente línea de investigación, se han utilizado diferentes abordajes, como se puede observar en los artículos presentados. En relación a la DM1, el sexo parece un factor clave a tener en cuenta a la hora de estudiar la distribución de DM1 en jóvenes de nuestro medio. La literatura ha identificado una serie de factores que pueden explicar estas variaciones geográficas en la DM1. Por ejemplo, se ha descrito un patrón estacional, publicándose que el verano es la estación en la que existe una menor incidencia de DM1 y, por el contrario, los meses fríos muestran la mayor incidencia<sup>146</sup>. Esto podría estar relacionado con los niveles de vitamina D, que podrían influir en la actividad del sistema inmunitario en períodos críticos del desarrollo. La agrupación familiar de esta enfermedad podría llevar también a explicar

la existencia de patrones geográficos de esta enfermedad<sup>147</sup>.

En cuanto a los tres trabajos restantes, el nivel socioeconómico parece jugar, en todos los casos, un papel importante en la distribución de salud y enfermedad. En todos los resultados de salud evaluados, e independientemente del ámbito geográfico de análisis o de la metodología utilizada, una situación socioeconómica adversa parece implicar un mayor riesgo de enfermar, de morir o de tener una percepción negativa de la propia salud. En la mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado se observó que, en las SC de la ciudad de Zaragoza que presentaban una mayor privación, existía una mayor mortalidad por esta enfermedad, existiendo un gradiente positivo. Es decir, a medida que aumentaba la privación, aumentaba la mortalidad. No obstante, esta asociación no se observó a nivel del resto de la provincia de Zaragoza, lo que parece indicar que el índice de privación utilizado podría no ser adecuado a nivel rural.

En la incidencia de cáncer de estómago, los resultados fueron variables en dependencia del sexo y del contexto geográfico analizado. En las SC de la ciudad de Zaragoza se observó, para los hombres, una mayor incidencia de cáncer de estómago en las SC que obtuvieron valores más altos para el índice de privación del MEDEA. Se encontraron los mismos resultados para mujeres en el resto de municipios de la provincia de Zaragoza.

Debido a la dificultad observada para medir la privación a nivel rural, otro factor que ha sido considerado de interés en estos trabajos, donde el municipio es utilizado como unidad geográfica de análisis, es la ruralidad. En el estudio de la mortalidad por cirrosis hepática y otras enfermedades crónicas del hígado, donde no se observó relación entre la privación del área de residencia y la mortalidad por cirrosis a nivel del resto de la provincia de Zaragoza, sí que se observó, por el contrario, relación con el índice de ruralidad, que incluía indicadores como la proporción de personas mayores de 65 años o la proporción de ganaderos/agricultores en el total de la población activa. Así, los municipios con valores altos del índice de ruralidad, presentaron un menor riesgo de mortalidad. En el caso de la incidencia de cáncer de estómago se amplió esta línea de estudio, para lo cual se estudió un índice de privación diseñado para el contexto rural, pero no se encontró asociación con la incidencia de cáncer de estómago. En cuanto al índice de ruralidad, se utilizó el mismo que para el caso de la cirrosis, pero con dos mediciones en el tiempo. El índice de ruralidad de 1991 pudo explicar en mujeres, al menos parcialmente, la incidencia de cáncer de estómago a nivel municipal, de tal manera que los municipios con mayor ruralidad presentaron el riesgo más elevado de desarrollar cáncer de estómago.

Por último, también el nivel socioeconómico parece jugar un papel importante para explicar las desigualdades en la mala salud percibida a nivel nacional. En el cuarto trabajo,

donde se considera el nivel educativo en tres categorías como indicador del nivel socioeconómico de los encuestados, se observaron desigualdades en la prevalencia de mala salud percibida, con una mayor prevalencia en mujeres y en personas de nivel educativo bajo. La asociación entre un nivel educativo bajo y una peor salud percibida se pudo observar para la mayor parte de las CCAA, e independientemente del momento temporal estudiado.

### **5.1.3. Fortalezas y debilidades de las diferentes aproximaciones metodológicas**

Los dos tipos de estudios utilizados en esta línea de investigación, poblacionales y de base individual, nos proporcionan las mismas conclusiones: existen desigualdades en la distribución de salud y enfermedad y éstas pueden ser explicadas, al menos parcialmente, por el nivel socioeconómico, tanto del área de residencia como de los individuos.

Sin embargo, pese a su aparente confluencia en los resultados, cada estudio presenta sus particularidades. Los estudios geográficos son muy atractivos, tanto para el investigador como para el decisor político, debido a su representación gráfica y a la posibilidad de identificar áreas de mayor riesgo, lo que resulta de gran utilidad para poder desarrollar intervenciones. Otras de sus ventajas son su bajo coste, así como la posibilidad de utilizar datos agregados para su realización, no precisando de datos individualizados y simplificando por tanto los análisis. También tienen importancia a la hora de desarrollar hipótesis etiológicas, pues permite el análisis de factores contextuales dependientes del área geográfica que son explicativos del nivel de salud, y que pueden actuar de manera independiente de los factores individuales<sup>148</sup>.

No obstante, esta aparente accesibilidad esconde una serie de dificultades. Por una parte, su interpretación no es tan intuitiva como pueda parecer, y a menudo se incurre en la falacia ecológica o sesgo de agregación, en el que se infieren asociaciones individuales basándose en observaciones realizadas sobre un grupo<sup>149</sup>. No obstante, al usar unidades de análisis pequeñas, como son las SC y los municipios, se puede mitigar en parte el sesgo ecológico, ya que favorece la homogeneidad y la posible detección de diferencias en salud<sup>150</sup>. Además, en ocasiones tendemos a asumir la presencia de falacia ecológica, aunque no se encuentre siempre presente. En este sentido, se han propuesto tres criterios que deben estar presentes para su identificación<sup>151</sup>: los resultados deben haberse obtenido con datos ecológicos; la información ha sido inferida a los individuos; los resultados obtenidos a nivel individual son contradictorios. Por tanto, sólo cuando se han realizado estudios a nivel individual, es posible confirmar la presencia de falacia ecológica

Además, en los estudios ecológicos existen dificultades en la asignación de los sujetos a un área geográfica determinada, lo que puede implicar la aparición de sesgos. Por ejemplo, en estudios donde el resultado analizado es la mortalidad, existe la posibilidad de identificar a un fallecido en un área geográfica en la que no residió durante el periodo de exposición, ni durante gran parte del desarrollo de la enfermedad. Otras limitaciones son su ambigüedad temporal en la relación entre exposición y enfermedad o la dificultad de controlar por variables de confusión que no estén disponibles a estos niveles de agregación. Por último, existen una serie de errores comunes en la interpretación de los estudios geográficos que son necesarios tener en cuenta, como es la comparación de los resultados obtenidos entre distintas áreas geográficas, que no se puede llevar a cabo. Estas situaciones han llevado en ocasiones a la alarma social y a una toma de decisiones con repercusiones políticas, económicas y sociales ineficiente<sup>152</sup>.

La utilización en estos estudios de los índices de privación como método de aproximación al nivel socioeconómico del área geográfica nos aporta grandes oportunidades, pero también debe ser considerada con cautela. Los índices de privación desarrollados a nivel poblacional aportan más información que los indicadores individuales, y nos permiten evaluar aspectos de las condiciones de vida de los sujetos que no es posible capturar a nivel individual. Sin embargo, un análisis detallado de los índices de privación nos muestra que su interpretación es más compleja de lo que pueda parecer, lo que implica dificultades en la identificación del mecanismo causal<sup>153</sup>. Como afirmaba Geronimus<sup>154</sup>: “distinguishing between the impacts of individual and community characteristics is conceptually and empirically difficult, because of the complexity of the social processes involved, as well as for the obvious reason that individuals are neither randomly assigned to place of residence nor to social identity”. Otro problema añadido, tal y como se ha observado en los trabajos presentados en esta Tesis Doctoral que utilizan el índice de privación del proyecto MEDEA, es la imposibilidad de disponer de estos índices de manera actualizada, al utilizar fuentes que sólo se recogen de manera periódica. Además, al obtenerlos en un momento puntual, resulta difícil su evaluación desde una perspectiva temporal. En primer lugar, resulta complejo tratar de explicar una situación de salud que requiere un alto periodo de latencia conforme a un índice actual. En estos casos, sería óptimo trabajar con índices que reflejen situaciones socioeconómicas previas, estrategia desarrollada en el trabajo que estudia la incidencia del cáncer de estómago, incorporando un indicador de ruralidad construido con datos al inicio del periodo de análisis, e, incluso, de manera ideal, haber podido incorporar un índice con información anterior en el tiempo, tanto como sea considerado el periodo de latencia de la enfermedad. Por otra parte, y en el contexto concreto de la ciudad de Zaragoza, la compo-

sición poblacional de las SC ha podido variar en el tiempo. En la primera década del siglo XXI, la ciudad de Zaragoza ha experimentado grandes cambios principalmente debido al fenómeno de la inmigración y a la elevada actividad del sector de la construcción, lo que ha llevado a que se conformen nuevas áreas de privación en la ciudad y a la total reconfiguración demográfica de otros distritos. Esto puede suponer un problema a medida que aumente el desfase temporal entre el momento de obtención de los indicadores y el análisis de los resultados en salud.

La interpretación de los estudios de base individual es, a priori, más sencilla, ya que nos permiten realizar estimaciones a nivel del sujeto, aunque esta información, lamentablemente, no está siempre disponible. Los estudios que utilizan ES como fuente de información son estudios de tipo transversal, lo que implica una serie de limitaciones. Entre ellas, la más importante es la dificultad para establecer la secuencia temporal entre exposición y el evento de interés estudiado, aunque esto dependerá de la estabilidad en el tiempo de la exposición analizada<sup>148</sup>.

Pese a que, en ocasiones, se cuestiona la utilización de las encuestas de salud (ES) como fuente de información, la evidencia aportada por las encuestas a lo largo del tiempo parece suficiente para demostrar su utilidad. La amplia utilización de las ES en el ámbito de la Salud Pública nos hace ser conscientes de sus debilidades pero, pese a ello, sus fortalezas siguen siendo superiores a las limitaciones. Las ES nos proporcionan información de sectores poblacionales a los que, de otro modo, no podríamos acceder, y gracias a ellas disponemos de información sobre indicadores de salud, como es la percepción del individuo, cuya obtención no es posible a través de ninguna otra fuente. Finalmente, y válido tanto para los estudios poblacionales como para los estudios de base individual cuya fuente de información son las ES, es importante apuntar que “cautious use of imperfect data with due attention to the limitations is different from promoting the use of imperfect data with enthusiasm”<sup>154</sup>.

En relación al indicador socioeconómico utilizado a nivel individual en el cuarto trabajo, su interpretación es más intuitiva que la de los índices de privación. No obstante, es necesario apuntar que no siempre existe relación entre el nivel educativo y los recursos económicos de los sujetos. Esto es especialmente evidente en España, donde en los últimos años ha existido un desajuste entre el nivel educativo y el salario. A esto se ha añadido un problema de baja correspondencia entre el estatus laboral alcanzado y el nivel educativo, lo que ha implicado en muchos casos una sobrecualificación de los trabajadores<sup>155,156</sup>, a lo que hay que añadir la existencia de discriminación salarial por sexo<sup>157,158</sup>. No obstante, y pese a que su correlación con el salario pueda ser baja en algunos contextos, un alto nivel

educativo sigue relacionándose con otros factores que afectan a la salud de manera favorable, como son la adopción de estilos de vida saludable o la mejor utilización de los servicios sanitarios.

En este contexto, es necesario considerar que ni las variables a nivel individual se limitan a proporcionar información sobre las características socioeconómicas de los sujetos de manera aislada de su contexto, ni las variables agregadas reflejan sólo constructos contextuales<sup>154</sup>. Por ello, más allá de su significado aislado, y siempre con la finalidad de obtener la mejor evidencia disponible en nuestro medio, es necesario considerar, tal y como apunta Krieger, que “monitoring and understanding socioeconomic inequalities in health requires not only obtaining data on population health in relation to socioeconomic conditions, but also conceptual clarity about what socioeconomic parameters we are measuring, and why”<sup>159</sup>.

## 5.2. Implicaciones de los resultados y líneas de investigación futuras

Los resultados aportados en esta Tesis Doctoral se suman a la evidencia ya existente acerca de las variaciones en la distribución de enfermedades en general, y a la existencia de desigualdades en salud en particular, con especial énfasis en la CA de Aragón.

Diderichsen et al.<sup>5</sup> afirman que, para un adecuado abordaje de las desigualdades en salud, debe existir una combinación de distintos elementos, entre los que se encuentran un pensamiento epidemiológico crítico y claro, la disponibilidad de unas buenas fuentes de información, y la capacidad y compromiso de movilización política.

Desde nuestro rol de investigadores en el campo de los determinantes sociales, hay varias cuestiones que deben ser abordadas. En primer lugar, ampliar la evidencia existente en el campo de las desigualdades en salud. Para ello, son de utilidad los estudios similares a los presentados en esta Tesis Doctoral, pero también la utilización de nuevas técnicas de análisis, como es la implementación de metodología multinivel, todavía no demasiado utilizada en nuestro medio. Los estudios multinivel pretenden explicar los cambios sociales a través de los cambios de sus individuos. Para ello, tratan de conocer los mecanismos por los que la sociedad influye sobre los individuos y cómo éstos, a su vez, consiguen interactuar para producir cambios sociales. Así, estudia los mecanismos de transición desde un nivel macro al nivel micro, a través de aspectos como la socialización o la incorporación de preferencias, y las transiciones micro-macro, a través de los esfuerzos ciudadanos para producir cambios en la legislación o promover acciones colectivas, entre otros<sup>160</sup>. Estos

estudios, en los que se incorpora información individual y a nivel de área, son de especial interés cuando trascendemos el ámbito local de estudio y realizamos comparaciones entre distintas áreas, por ejemplo, entre países. En este contexto, recientemente ha sido aprobada por la Oficina Estadística de la Unión Europea (EUROSTAT) la cesión de datos correspondientes a Encuestas de Salud Europeas de 19 países europeos a la autora de esta Tesis Doctoral. Este trabajo, que tiene por título “Health status and health-care services in Europe: the influence of socioeconomic level” (RPP 83-2014), y para el que se ha establecido una duración de 4 años, tiene como principal objetivo describir el nivel de salud de la población europea, la utilización de servicios sanitarios y estudiar la asociación entre estas variables y diferentes indicadores socioeconómicos, tanto individuales como del área geográfica de estudio.

No obstante, es necesario tener presente que la producción de evidencia en el campo de las desigualdades en salud debe ir ligada a la acción política. Incluso en un contexto de crisis económica como el actual, es evidente que el abordaje de las desigualdades en salud resulta rentable. Como Marmot<sup>161</sup> apunta, estas desigualdades hacen perder a nuestras sociedades una ímproba cantidad de ingresos debido a una reducción de productividad ligada a la enfermedad, la menor recaudación de impuestos y los altos gastos en servicios sanitarios. Por tanto, tal y como afirma este autor, “it is inaction that cannot be afforded, for the human and economic costs are too high”. Para ello, es necesario la implicación de la sociedad, la renovación democrática pero, sobre todo, el compromiso político<sup>162</sup>.

Sin embargo, pese a la evidencia adquirida en los últimos años en este campo, todavía existe un conocimiento limitado sobre cómo se pueden abordar, desde una perspectiva práctica, las desigualdades en salud. Las metodologías utilizadas suelen ser tachadas por los decisores políticos de demasiado lineales y simplistas como para permitir su aplicación en contextos complejos<sup>163</sup>. Además, las personas que trabajan en niveles ejecutivos, suelen considerar que existe una escasa comunicación y difusión de los resultados, y que los investigadores carecen de conocimientos para interactuar con el contexto político<sup>164</sup>.

En este sentido se ha observado que algunos tipos de evidencia resultan más persuasivos con los decisores políticos. Entre ellos, se encuentran los estudios observacionales que ponen de relieve la existencia de un problema de salud concreto, las investigaciones que incorporan evidencia histórica, o aquellas investigaciones en las que se evalúan situaciones en contextos diversos, como podría ser la comparación de los efectos de la situación socioeconómica sobre la salud entre hogares de distintos niveles de ingresos. Todo esta evidencia, obtenida de manera diversa, es lo que se ha conocido como el “jigsaw of evidence” o el puzzle de la evidencia. Los decisores políticos necesitan proveerse de evidencia a través

de distintas fuentes, ya sean estudios que utilicen metodologías cuantitativas o cualitativas, estudios a nivel individual o de área, o que utilicen diferentes fuentes de información, para establecer relaciones y poder incorporar estos problemas a la agenda política<sup>165</sup>.

Para terminar, es necesario apuntar que un aspecto a trabajar como investigadores sería conocer los procesos de decisión en nuestro ámbito de trabajo, como forma de conocer de primera mano cómo se gestan las actuaciones políticas y la forma en que éstas son llevadas a la práctica. Así, las investigaciones desarrolladas tendrían una mayor operatividad, estableciendo recomendaciones realistas y aplicadas a nuestro ámbito, teniendo así un mayor potencial para influir en las decisiones políticas<sup>166</sup>.



## 6 Conclusiones

- Se han observado desigualdades en salud independientemente de la metodología, la fuente de información y la población a estudio utilizadas. Así, existe una importante variabilidad en la incidencia, la mortalidad y la percepción de la salud, que es posible identificar desde los niveles geográficos más pequeños (Secciones Censales) hasta los de mayor población (Comunidades Autónomas).
- Existen variaciones en la distribución de enfermedad según sexo para todos los resultados en salud analizados. Mientras que en algunos indicadores de salud objetiva, tales como la incidencia de Diabetes Mellitus 1 y de cáncer de estómago, o la mortalidad por cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado, el riesgo fue mayor en los hombres, la percepción de la salud fue peor en las mujeres.
- En el estudio de las desigualdades en salud, el nivel socioeconómico puede ayudarnos a explicar, al menos en parte, estas variaciones. El nivel socioeconómico bajo se ha encontrado asociado a una peor salud, independientemente del resultado de salud considerado, el nivel geográfico, el tipo de estudio y el indicador de nivel socioeconómico utilizado.
- El índice de privación utilizado a nivel urbano, desarrollado por el proyecto MEDEA, no parece el más adecuado para su aplicación a nivel rural. En su lugar, resulta aconsejable utilizar índices contruidos específicamente para áreas rurales, que recojan sus particularidades, aunque esto dificulte, en ocasiones, la comparación de los resultados obtenidos a nivel urbano y rural.
- Tanto la información a nivel individual como agregada, puede proporcionar evidencia útil para el estudio de las desigualdades en salud. Mediante estos estudios es posible identificar grupos de riesgo sobre los que será posible orientar estrategias de prevención específicas.



## 7 Conclusions

- Health inequalities have been observed, regardless of methodology, source of information and population considered. There is a high variability in incidence, mortality and self-rated health, and this variability could be identified from the smallest geographical level (Census Tracts) to the most populated (autonomous communities).
- There are variations in the distribution of health according gender for all the health results analysed. Considering objective health outcomes, like Diabetes Mellitus 1 and gastric cancer incidence, or liver cirrhosis and other chronic liver diseases mortality, a higher risk was observed in men. On the contrary, self-rated health was worse in women than in men.
- In health inequalities study, socioeconomic level could explain, at least partially, the existing variability. A low socioeconomic level has been associated with worse health results. This result has been observed regardless health result evaluated, geographical level, type of study or the socioeconomic indicator used.
- The deprivation index used in urban areas, developed by the MEDEA project, seemed not suitable for its application at rural level. Therefore, in the rural context, it would be recommended to use indexes which have been specifically developed for these areas and reflect their particularities, although this could imply some difficulties in the comparison between rural and urban areas.
- Both, individual and aggregated information, proportion useful evidence in health inequalities study. These studies allow the identification and implementation of specific preventive interventions for the risk groups identified.



# Bibliografía

1. Escolar Pujolar A. Primer informe de desigualdades y salud en Andalucía. Cádiz: Asociación para la Defensa de la Sanidad Pública en Andalucía; 2008.
2. Borrell C, Rodriguez-Sanz M, Pérez G, Garcia-Altés A. [Social inequalities in health in the Spanish state]. *Aten Primaria*. 2008;40(2):59–60.
3. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Int J Health Serv*. 1992;22(3):429–45.
4. Krieger N. A glossary for social epidemiology. *J Epidemiol Community Health*. 2001;55(10):693–700.
5. Diderichsen F, Evans T, Whitehead M. *Challenging inequities in health: from ethics to action*. New York: Oxford University Press; 2001.
6. Braveman P. Health disparities and health equity: concepts and measurement. *Annu Rev Public Health*. 2006;27:167–94.
7. Graham H. Social determinants and their unequal distribution: clarifying policy understandings. *Milbank Q*. 2004;82(1):101–24.
8. Mackenbach JP. The persistence of health inequalities in modern welfare states: the explanation of a paradox. *Soc Sci Med*. 2012;75(4):761–9.
9. Benach J. [Social inequality seriously compromises health]. *Gac Sanit*. 1997;11(6):255–8.
10. Mackenbach JP, Bakker M. *Reducing inequalities in health: a European perspective*. Psychology Press; 2002.
11. Townsend PB, Whitehead M, Davidson N. *Inequalities in Health: The Black Report & the Health Divide*. London: Penguin Books Ltd; 1988.

## Bibliografía

12. Navarro López V, Benach de Rovira J. Desigualdades sociales de salud en España. Informe de la Comisión Científica de estudios de las desigualdades sociales de Salud en España. *Rev Esp Salud Pública*. 1996;70(5-6):505–636.
13. Borrell C, García-Calvente MdM, Martí-Boscà JV. [Public health from the perspective of gender and social class]. *Gac Sanit*. 2004;18:2–6.
14. Commission on Social Determinants of Health. Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. Ginebra: World Health Organization; 2008.
15. Solar O, Irwin A. A conceptual framework for action on the social determinants of healths. Social Determinants of Health Discussion Paper 2 (Policy and Practice). Ginebra: World Health Organization; 2007.
16. Borrell C, Malmusi D. [Research on social determinants of health and health inequalities: evidence for health in all policies]. *Gac Sanit*. 2010;24 Suppl 1:101–8.
17. Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España. Avanzando hacia la equidad: propuesta de políticas e intervenciones para reducir las desigualdades sociales en salud en España. Madrid: Ministerio de Sanidad y Política Social, Gobierno de España; 2010.
18. Observatorio de Desigualdades en la Salud [Sitio Web en Internet];. Disponible en: <http://www.ods-ciberesp.org/> [actualizado 28 Ago 2013; citado 3 Sep 2014].
19. Benach J, Yasui Y. Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation. *J Epidemiol Community Health*. 1999;53(7):423–31.
20. Vergara Duarte M, Benach J, Martínez JM, Buxo Pujolras M, Yasui Y. [Avoidable and nonavoidable mortality: geographical distribution in small areas in Spain (1990-2001)]. *Gac Sanit*. 2009;23(1):16–22.
21. Regidor E, Calle ME, Navarro P, Domínguez V. Trends in the association between average income, poverty and income inequality and life expectancy in Spain. *Soc Sci Med*. 2003;56(5):961–71.
22. Gotsens M, Mari-Dell'Olmo M, Martínez-Beneito MA, Pérez K, Pasarín MI, Daponte A, et al. Socio-economic inequalities in mortality due to injuries in small areas of ten cities in Spain (MEDEA Project). *Accid Anal Prev*. 2011;43(5):1802–10.

23. Puigpinos R, Borrell C, Antunes JL, Azlor E, Pasarin MI, Serral G, et al. Trends in socioeconomic inequalities in cancer mortality in Barcelona: 1992-2003. *BMC Public Health*. 2009;9(1):35.
24. Ferrie JE, Shipley MJ, Stansfeld SA, Smith GD, Marmot M. Future uncertainty and socioeconomic inequalities in health: the Whitehall II study. *Soc Sci Med*. 2003;57(4):637-46.
25. Escolar Pujolar A. [Social determinants vs. lifestyle in type 2 diabetes mellitus in Andalusia (Spain): difficulty in making ends meet or obesity?]. *Gac Sanit*. 2009;23(5):427-32.
26. Smith JP. Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and economic status. *J Econ Perspect*. 1999;13(2):144-66.
27. Bambra C, Eikemo TA. Welfare state regimes, unemployment and health: a comparative study of the relationship between unemployment and self-reported health in 23 European countries. *J Epidemiol Community Health*. 2009;63(2):92-8.
28. Aguilar-Palacio I, Gil-Lacruz M, Gil-Lacruz AI. Vulnerable population and health status in a neighbourhood in Zaragoza (Spain). *Health Soc Care Community*. 2012;20(6):625-34.
29. Kelly M, Morga A, Bonnefoy J. The social determinants of health: Developing an evidence base for political action. Final Report to World Health Organization Commission on the social determinants of health from measurement and evidence knowledge network. Ginebra: World Health Organization; 2007.
30. Oakes JM, Kaufman JS. *Methods in social epidemiology*. vol. 1. John Wiley & Sons; 2006.
31. Marí M. Extensiones multivariantes del modelo de "Besag, York y Mollié". Aplicación al estudio de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad [tesis doctoral]. Barcelona; 2012.
32. Pita Fernández S. Tipos de estudios clínico epidemiológicos [Edición Electrónica]. Unidad de Epidemiología Clínica y Bioestadística; 2001. Disponible en: [http://www.fisterra.com/mbe/investiga/6tipos\\_estudios/6tipos\\_estudios2.pdf](http://www.fisterra.com/mbe/investiga/6tipos_estudios/6tipos_estudios2.pdf) [citado 20 Ene 2015].

## *Bibliografia*

33. Borrell C, Pasarín MI. [Inequalities in health and urban areas]. *Gac Sanit.* 2004;18(1):1–4.
34. Martínez MA, López A, Amador A, I M, Botella P, Abellán C, et al. Atlas de mortalidad de la Comunidad Valenciana 1991–2000. Valencia: Generalitat Valenciana; 2005.
35. Barcelo MA, Saez M, Cano-Serral G, Martínez-Beneito MA, Martínez JM, Borrell C, et al. [Methods to smooth mortality indicators: application to analysis of inequalities in mortality in Spanish cities [the MEDEA Project]]. *Gac Sanit.* 2008;22(6):596–608.
36. Rao JN. Small area estimation. vol. 331. John Wiley & Sons; 2005.
37. Elliott P, Wartenberg D. Spatial epidemiology: current approaches and future challenges. *Environ Health Perspect.* 2004;112(9):998–1006.
38. Townsend P, Phillimore P, Beattie A. Health and deprivation: inequality and the North. Croom Helm London; 1988.
39. Finch BK, Kolody B, Vega WA. Contextual effects of perinatal substance exposure among black and white women in California. *Sociol Persp.* 1999;42(2):141–56.
40. Welte JW, Wieczorek WF, Barnes GM, Tidwell MC, Hoffman JH. The relationship of ecological and geographic factors to gambling behavior and pathology. *J Gambl Stud.* 2004;20(4):405–23.
41. Barry J, Breen N. The importance of place of residence in predicting late-stage diagnosis of breast or cervical cancer. *Health & Place.* 2005;11(1):15–29.
42. Patel KV, Eschbach K, Rudkin LL, Peek MK, Markides KS. Neighborhood context and self-rated health in older Mexican Americans. *Ann Epidemiol.* 2003;13(9):620–8.
43. Robbins JM, Webb DA. Neighborhood poverty, mortality rates, and excess deaths among African Americans: Philadelphia 1999–2001. *J Health Care Poor Underserved.* 2004;15(4):530–7.
44. Borrell LN, Roux AVD, Rose K, Catellier D, Clark BL. Neighbourhood characteristics and mortality in the Atherosclerosis Risk in Communities Study. *Int J Epidemiol.* 2004;33(2):398–407.
45. Yost K, Perkins C, Cohen R, Morris C, Wright W. Socioeconomic status and breast cancer incidence in California for different race/ethnic groups. *Cancer Causes Control.* 2001;12(8):703–11.

46. Dominguez-Berjon MF, Borrell C, Cano-Serral G, Esnaola S, Nolasco A, Pasarin MI, et al. [Constructing a deprivation index based on census data in large Spanish cities (the MEDEA project)]. *Gac Sanit.* 2008;22(3):179–87.
47. Messer LC, Laraia BA, Kaufman JS, Eyster J, Holzman C, Culhane J, et al. The development of a standardized neighborhood deprivation index. *J Urban Health.* 2006;83(6):1041–62.
48. Dolk H, Mertens B, Kleinschmidt I, Walls P, Shaddick G, Elliott P. A standardisation approach to the control of socioeconomic confounding in small area studies of environment and health. *J Epidemiol Community Health.* 1995;49(Suppl 2):S9–14.
49. Diez Roux AV. Neighborhoods and health: where are we and where do we go from here? *Rev Epidemiol Sante Publique.* 2007;55(1):13–21.
50. Farmer JC, Baird AG, Iversen L. Rural deprivation: reflecting reality. *Br J Gen Pract.* 2001;51(467):486–91.
51. Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Davey Smith G. Indicators of socioeconomic position (part 1). *J Epidemiol Community Health.* 2006;60(1):7–12.
52. Smith GD, Hart C, Hole D, MacKinnon P, Gillis C, Watt G, et al. Education and occupational social class: which is the more important indicator of mortality risk? *J Epidemiol Community Health.* 1998;52(3):153–60.
53. Smith GD, Blane D, Bartley M. Explanations for socio-economic differentials in mortality evidence from Britain and elsewhere. *Eur J Public Health.* 1994;4(2):131–44.
54. Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Smith GD. Indicators of socioeconomic position (part 2). *J Epidemiol Community Health.* 2006;60(2):95–101.
55. Geyer S, Hemstrom O, Peter R, Vagero D. Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *J Epidemiol Community Health.* 2006;60(9):804–10.
56. Benavides FG, Bolumar F, Peris R. Quality of death certificates in Valencia, Spain. *Am J Public Health.* 1989;79(10):1352–4.
57. Regidor E, Rodriguez C, Ronda E, Gutierrez JL, Redondo JL. [The quality of the basic cause of death in the Statistical Bulletin of Mortality. Spain, 1985]. *Gac Sanit.* 1993;7(34):12–20.

## *Bibliografía*

58. Esnaola S, Aldasoro E, Ruiz R, Audicana C, Perez Y, Calvo M. [Socioeconomic inequalities in mortality in the Basque Country [Spain]]. *Gac Sanit.* 2006;20(1):16–24.
59. Borrell C, Mari-Dell'olmo M, Serral G, Martinez-Beneito M, Gotsens M. Inequalities in mortality in small areas of eleven Spanish cities (the multicenter MEDEA project). *Health Place.* 2010;16(4):703–11.
60. Ruiz-Ramos M, Sanchez J, Garrucho G, Viciano F. [Inequalities in mortality in Seville [Spain]]. *Gac Sanit.* 2004;18(1):16–23.
61. López-Abente G, Pollán M, Aragonés M, Pérez B, A L, Pérez J, et al. Tendencias de la mortalidad en España, 1952-1996. Efecto de la edad, de la cohorte de nacimiento y del periodo de muerte. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, Gobierno de España; 2002.
62. Cano-Serral G, Martínez-Beneito M, Mari-Dell'Olmo M, Rodríguez-Sanz M, grupo MEDEA. Atlas de Mortalidad en ciudades de España (1996-2003). Barcelona: Dit i Fet; 2009.
63. Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco. Desigualdades sociales en la mortalidad: mortalidad y posición socioeconómica en la Comunidad Autónoma del País Vasco, 1996-2001. Vitoria-Gasteiz: Servicio de Publicaciones del Gobierno Vasco; 2005.
64. Ocaña-Riola R, Saurina C, Fernandez-Ajuria A, Lertxundi A, Sanchez-Cantalejo C, Saez M, et al. Area deprivation and mortality in the provincial capital cities of Andalusia and Catalonia (Spain). *J Epidemiol Community Health.* 2008;62(2):147–52.
65. Rodríguez-Sanz M, Martínez JM, Pérez G, Buxó M, Carrillo-Santistevé P, Vergara M, et al. Desigualdades en salud en el Estado Español: un cambio de siglo. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, Gobierno de España; 2006.
66. Michelozzi P, Perucci CA, Forastiere F, Fusco D, Ancona C, Dell'Orco V. Inequality in health: socioeconomic differentials in mortality in Rome, 1990-95. *J Epidemiol Community Health.* 1999;53(11):687–93.
67. Chaix B. Geographic life environments and coronary heart disease: a literature review, theoretical contributions, methodological updates, and a research agenda. *Annu Rev Public Health.* 2009;30:81–105.

68. Cano-Serral G, Azlor E, Rodriguez-Sanz M, Pasarin MI, Martinez JM, Puigpinos R, et al. Socioeconomic inequalities in mortality in Barcelona: a study based on census tracts (MEDEA Project). *Health Place*. 2009;15(1):186–92.
69. Dalmau-Bueno A, García-Altés A, Mari-Dell’Olmo M, Pérez K, Espelt A, Kunst AE, et al. Trends in socioeconomic inequalities in cirrhosis mortality in an urban area of Southern Europe: a multilevel approach. *J Epidemiol Community Health*. 2010;64(8):720–7.
70. Puigpinos-Riera R, Mari-Dell’Olmo M, Gotsens M, Borrell C, Serral G, Ascaso C, et al. Cancer mortality inequalities in urban areas: a Bayesian small area analysis in Spanish cities. *Int J Health Geogr*. 2011;10:6.
71. Mackenbach JP, Huisman M, Andersen O, Bopp M, Borgan JK, Borrell C, et al. Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European populations. *Eur J Cancer*. 2004;40(1):126–35.
72. Laaksonen M, Talala K, Martelin T, Rahkonen O, Roos E, Helakorpi S, et al. Health behaviours as explanations for educational level differences in cardiovascular and all-cause mortality: a follow-up of 60 000 men and women over 23 years. *Eur J Public Health*. 2008;18(1):38–43.
73. Roelfs DJ, Shor E, Davidson KW, Schwartz JE. Losing life and livelihood: a systematic review and meta-analysis of unemployment and all-cause mortality. *Soc Sci Med*. 2011;72(6):840–54.
74. Stefansson CG. Long-term unemployment and mortality in Sweden, 1980–1986. *Soc Sci Med*. 1991;32(4):419–23.
75. Backlund E, Sorlie PD, Johnson NJ. The shape of the relationship between income and mortality in the United States: evidence from the National Longitudinal Mortality Study. *Ann Epidemiol*. 1996;6(1):12–20.
76. Muir C, Nectoux J. Role of the cancer registry. *National Cancer Institute Monograph*. 1977;47:3–6.
77. Parkin DM. The evolution of the population-based cancer registry. *Nat Rev Cancer*. 2006;6(8):603–12.

## *Bibliografía*

78. Navarro C, Martos C, Ardanaz E, Galceran J, Izarzugaza I, Peris-Bonet R, et al. Population-based cancer registries in Spain and their role in cancer control. *Ann Oncol.* 2010;21(3):iii3–13.
79. Kogevinas M, Porta M. Socioeconomic differences in cancer survival: a review of the evidence. *IARC Sci Publ.* 1997;138:177–206.
80. Woods L, Rachet B, Coleman M. Origins of socio-economic inequalities in cancer survival: a review. *Ann Oncol.* 2006;17(1):5–19.
81. Coleman M, Rachet B, Woods L, Mitry E, Riga M, Cooper N, et al. Trends and socioeconomic inequalities in cancer survival in England and Wales up to 2001. *Br J Cancer.* 2004;90(7):1367–73.
82. Shack L, Jordan C, Thomson CS, Mak V, Møller H. Variation in incidence of breast, lung and cervical cancer and malignant melanoma of skin by socioeconomic group in England. *BMC Cancer.* 2008;8(1):271.
83. Weiderpass E, Pukkala E. Time trends in socioeconomic differences in incidence rates of cancers of gastro-intestinal tract in Finland. *BMC Gastroenterol.* 2006;6:41.
84. Aragonés N, Pollán M, Gustavsson P. Stomach cancer and occupation in Sweden: 1971-89. *Occup Environ Med.* 2002;59(5):329–37.
85. Barreiro SC, Rigual MR, Lozano GB, Val MPR, Dea MLC, Aznar JS, et al. [Type 1 Diabetes mellitus registry in Aragon: 20 years of follow-up]. *Rev Esp Endocrinol Pediatr.* 2013;4(1):13–21.
86. Sawicki F. Interview surveys for decision-makers. En: McLachlan G, editor. *Information systems for health services.* Copenhagen: World Health Organization; 1980. p. 73–85.
87. Rohlfs I, Borrell C, Anitua C, Artazcoz L, Colomer C, Escribá V, et al. La importancia de la perspectiva de género en las encuestas de salud. *Gac Sanit.* 2000;14(2):146–55.
88. Robine JM, Jagger C. Creating a coherent set of indicators to monitor health across Europe: the Euro-REVES 2 project. *Eur J Public Health.* 2003;13(3 Suppl):6–14.
89. Jylha M. What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. *Soc Sci Med.* 2009;69(3):307–16.

90. Gene-Badia J, Gallo P, Hernandez-Quevedo C, Garcia-Armesto S. Spanish health care cuts: penny wise and pound foolish? *Health Policy*. 2012;106(1):23–8.
91. Manor O, Matthews S, Power C. Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class. *Int J Epidemiol*. 2000;29(1):149–57.
92. Simon J, De Boer J, Joung I, Bosma H, Mackenbach J. How is your health in general? A qualitative study on self-assessed health. *Eur J Public Health*. 2005;15(2):200–8.
93. Singh-Manoux A, Martikainen P, Ferrie J, Zins M, Marmot M, Goldberg M. What does self rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies. *J Epidemiol Community Health*. 2006;60(4):364–72.
94. Idler EL, Kasl SV. Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*. 1995;50(6):S344–S353.
95. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav*. 1997;38(1):21–37.
96. Kaplan GA, Goldberg DE, Everson SA, Cohen RD, Salonen R, Tuomilehto J, et al. Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio ischaemic heart disease risk factor study. *Int J Epidemiol*. 1996;25(2):259–65.
97. Fernandez-Olano C, Hidalgo JD, Cerda-Diaz R, Requena-Gallego M, Sanchez-Castano C, Urbistondo-Cascales L, et al. Factors associated with health care utilization by the elderly in a public health care system. *Health Policy*. 2006;75(2):131–9.
98. Krause NM, Jay GM. What do global self-rated health items measure? *Med Care*. 1994;32(9):930–42.
99. Castro-Vázquez Á, Espinosa-Gutiérrez I, Rodríguez-Contreras P, Santos-Iglesias P. Relación entre el estado de salud percibido e indicadores de salud en la población española. *Int J Clin Health Psychol*. 2007;7(3):883–98.
100. Benach J, Urbanos RM. Objetivo 1: Lograr equidad en salud. En: Informe SESPAS 2000: La salud pública ante los desafíos de un nuevo siglo. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública; 2000. p. 1–4.
101. Janevic T, Sarah PW, Leyla I, Elizabeth BH. Individual and community level socioeconomic inequalities in contraceptive use in 10 Newly Independent States: a multilevel cross-sectional analysis. *Int J Equity Health*. 2012;11:69.

## *Bibliografía*

102. Malmusi D, Borrell C, Benach J. Migration-related health inequalities: showing the complex interactions between gender, social class and place of origin. *Soc Sci Med.* 2010;71(9):1610–9.
103. Katikireddi SV, Niedzwiedz CL, Popham F. Trends in population mental health before and after the 2008 recession: a repeat cross-sectional analysis of the 1991-2010 Health Surveys of England. *BMJ Open.* 2012;2(5).
104. Zavras D, Tsiantou V, Pavi E, Mylona K, Kyriopoulos J. Impact of economic crisis and other demographic and socio-economic factors on self-rated health in Greece. *Eur J Public Health.* 2013;23(2):206–10.
105. King NB, Harper S, Young ME. Who cares about health inequalities? Cross-country evidence from the World Health Survey. *Health Policy Plan.* 2013;28(5):558–71.
106. Anto JM, Company A, Domingo A. *Enquesta de salut de Barcelona, 1983.* Barcelona: Ajuntament de Barcelona; 1984.
107. Departamento de Sanidad y Consumo del Gobierno Vasco. *Encuesta de salud de la Comunidad Autónoma Vasca.* Vitoria: Gobierno Vasco; 1987.
108. Departamento de Salud del Gobierno de Navarra. *¿Cómo estamos salud? Encuesta de salud 1991.* Pamplona: Gobierno de Navarra; 1991.
109. Conselleria de Sanitat i Consum. *Encuesta de Salud de la Comunidad Valenciana: 1990-1991.* Valencia: Generalitat Valenciana; 1993.
110. Escuela Andaluza de Salud Pública. *Encuesta Andaluza de Salud 1999.* Granada: Consejería de Salud, Junta de Andalucía; 1999.
111. Quesada Sabaté M, Font Roura P, Lopez Arpi C, Maset Viader C, Popescu D. ¿Cómo podemos mejorar el registro de mortalidad en la atención primaria? *Aten Prim.* 2002;29(8):469–73.
112. Benach J. *Estudio geográfico de la mortalidad en España: Análisis de tendencias temporales en municipios o agregados de municipios.* Bilbao: Fundacion BBVA; 2007.
113. Maudsley G, Williams E. ‘Inaccuracy’ in death certification—where are we now? *J Public Health.* 1996;18(1):59–66.

114. de Arán Barés M, Pérez G, Rosell J, Molina P. Exactitud de las estadísticas de mortalidad por causas externas y naturales con intervención médico-legal en Cataluña, 1996. *Gac Sanit.* 2000;14(5):356–62.
115. Pérez G, Ribalta A, Roset P, Marrugat J, Sala J. [Reliability of acute myocardial infarction diagnostic as a cause of death in Girona's [Spain] death certificates]. *Gac Sanit.* 1998;12(2):71–5.
116. Messite J, Stellman SD. Accuracy of death certificate completion: the need for formalized physician training. *JAMA.* 1996;275(10):794–96.
117. Segura Benedicto A, de la Torre M, Miguel J. La necesidad de una mejora continua de las estadísticas de mortalidad. *Rev Esp Salud Pública.* 1998;72(3):169–71.
118. Abós R, Pérez G, Rovira E, Canela J, Domènech J, Bardina JR. [A pilot program to improve causes of death certification in primary care of Catalonia, Spain]. *Gac Sanit.* 2006;20(6):450–6.
119. Suárez LC, López CM, Gil JC, Sánchez CN. [Learning and satisfaction of the workshops for pre and postgraduates of Medicine for the improvement in the certification of the causes of death, 1992-1996]. *Rev Esp Salud Pública.* 1998;72(3):185–95.
120. Cirera Suárez L, Navarro Sánchez C, Barber Vallés X, Contreras Gil J, Martínez López C, García Rodríguez J. [Priorities in medical training in death certification of Spanish physicians]. *Aten Prim.* 2002;29(6):348–55.
121. Bray F, Parkin DM. Evaluation of data quality in the cancer registry: principles and methods. Part I: Comparability, validity and timeliness. *Eur J Cancer.* 2009;45(5):747–55.
122. Parkin DM, Bray F. Evaluation of data quality in the cancer registry: principles and methods. Part II: Completeness. *Eur J Cancer.* 2009;45(5):756–64.
123. Berrino F, Verdecchia A, Lutz JM, Lombardo C, Micheli A, Capocaccia R. Comparative cancer survival information in Europe. *Eur J Cancer.* 2009;45(6):901–8.
124. De Angelis R, Francisci S, Baili P, Marchesi F, Roazzi P, Belot A, et al. The EURO-CARE-4 database on cancer survival in Europe: data standardisation, quality control and methods of statistical analysis. *Eur J Cancer.* 2009;45(6):909–30.

## *Bibliografía*

125. Curado MP, Edwards B, Shin HR, Storm H, Ferlay J, Heanue M, et al., editores. Cancer incidence in five continents. Volume IX. IARC Scientific Publications No. 160. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 2008.
126. Teppo L, Pukkala E, Lehtonen M. Data quality and quality control of a population-based cancer registry: experience in Finland. *Acta Oncol.* 1994;33(4):365–9.
127. Aromaa A, Koponen P, Tafforeau J, Vermeire C. Evaluation of health interview surveys and health examination surveys in the European Union. *Eur J Public Health.* 2003;13(suppl 3):67–72.
128. Fabic MS, Choi Y, Bird S. A systematic review of Demographic and Health Surveys: data availability and utilization for research. *Bull World Health Organ.* 2012;90(8):604–12.
129. Jordan K, Porcheret M, Kadam U, Croft P. The use of general practice consultation databases in rheumatology research. *Rheumatology.* 2006;45(2):126–8.
130. Aguilar-Palacio I, Carrera-Lasfuentes P, Poblador-Plou B, Prados-Torres A, Rabanaque-Hernández MJ. Morbilidad y consumo de fármacos. Comparación de resultados entre la Encuesta Nacional de Salud y los registros electrónicos. *Gac Sanit.* 2014;28(1):41–7.
131. Sánchez-Cantalejo C, Ocana-Riola R, Fernández-Ajuria A. Deprivation index for small areas in Spain. *Social Indicators Research.* 2008;89(2):259–73.
132. Silva Ayçaguer C, Benavides Rodríguez A, Vidal Rodeiro CL. Análisis espacial de la mortalidad en áreas geográficas pequeñas: El enfoque bayesiano. *Rev Cuba Salud Pública.* 2003;29(4):314–22.
133. Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Annals Institute Stat Mathematics.* 1991;43(1):1–59.
134. Report of the Expert Committee on the Diagnosis and Classification of Diabetes Mellitus. *Diabetes Care.* 1997;20(7):1183–97.
135. Conde S. Epidemiología de la Diabetes Mellitus tipo 1 en menores de 15 años en Aragón (1991-2010) [tesis doctoral]. Zaragoza; 2013.

136. Encuesta Nacional de Salud 2001 [Monografía en Internet]. Madrid: Ministerio de Sanidad; 2003. Disponible en: [https://www.msssi.gob.es/estadEstudios/estadisticas/docs/para\\_imprimir.pdf](https://www.msssi.gob.es/estadEstudios/estadisticas/docs/para_imprimir.pdf) [citado 15 Ene 2014].
137. Encuesta Nacional de Salud 2003 [Monografía en Internet]. Madrid: Instituto Nacional de Estadística; 2005. Disponible en: <http://www.ine.es/metodologia/t15/t1530419.pdf> [citado 15 Ene 2014].
138. Encuesta Nacional de Salud 2006 [Monografía en Internet]. Madrid: Instituto Nacional de Estadística; 2008. Disponible en: <http://www.ine.es/metodologia/t15/t153041906.pdf> [citado 15 Ene 2014].
139. Encuesta Nacional de Salud 2011–2012 [Monografía en Internet]. Madrid: Instituto Nacional de Estadística; 2013. Disponible en: <http://www.ine.es/metodologia/t15/t153041912.pdf> [citado 15 Ene 2014].
140. Encuesta Europea de Salud en España 2009 [Monografía en Internet]. Madrid: Instituto Nacional de Estadística; 2010. Disponible en: <http://www.ine.es/metodologia/t15/t153042009.pdf> [citado 15 Ene 2014].
141. Petersen LA, Pietz K, Woodard LD, Byrne M. Comparison of the predictive validity of diagnosis-based risk adjusters for clinical outcomes. *Med Care*. 2005;43(1):61–7.
142. Schneeweiss S, Maclure M. Use of comorbidity scores for control of confounding in studies using administrative databases. *Int J Epidemiol*. 2000;29(5):891–8.
143. Quail JM, Lix LM, Osman BA, Teare GF. Comparing comorbidity measures for predicting mortality and hospitalization in three population-based cohorts. *BMC Health Serv Res*. 2011;11(1):146.
144. Ley Orgánica 15/1999, de 13 de diciembre, de Protección de Datos de Carácter Personal. BOE nº 298; 14 de diciembre de 1999.
145. Real Decreto 1720/2007, de 21 de diciembre, por el que se aprueba el reglamento de desarrollo de la Ley Orgánica 15/1999, de 13 de diciembre, de protección de datos de carácter personal. BOE nº 17; 17 de enero de 2008.
146. Cepedano Dans A, Barreiro Conde J, Pombo Arias M. Incidencia y características clínicas al manifestarse la diabetes mellitus tipo 1 en niños de Galicia (España, 2001–2002). *An Pediatr*. 2005;62(2):123–7.

## *Bibliografía*

147. Forga L, Goñi MJ. Luces y sombras en la epidemiología de la diabetes de tipo 1. *Avances en Diabetología*. 2014;30(2):27–33.
148. Piédrola Gil G, et al. *Medicina Preventiva y Salud Pública*. 11ª Edición. Elsevier Masson; 2008.
149. López-Abente G. Estudios ecológicos. En: Royo Bordonada MÁ, Damián Moreno J, editores. *Manual de método epidemiológico*. Madrid: Ministerio de Salud y Consumo; 2004. p. 167–85.
150. López-Abente G. Tendencias de la mortalidad en España, 1952-1996. Efecto de la edad, de la cohorte de nacimiento y del periodo de muerte. Madrid: Instituto de Salud Carlos III; 2001.
151. Idrovo AJ. Three criteria for ecological fallacy. *Environ Health Perspect*. 2011;119(8):a332.
152. Ocaña-Riola R. Common errors in disease mapping. *Geospat Health*. 2010;4(2):139–54.
153. Carstairs V. Deprivation indices: their interpretation and use in relation to health. *J Epidemiol Community Health*. 1995;49(Suppl 2):S3–S8.
154. Geronimus AT. Invited commentary: Using area-based socioeconomic measures—think conceptually, act cautiously. *Am J Epidemiol*. 2006;164(9):835–40; discussion 41–3.
155. Ramos MIA, Crespo DG. Desajuste educativo y salarios en España: nueva evidencia con datos de panel. *Estadística española*. 2008;50(168):393–426.
156. Serrano CG, Malo MA. Desajuste educativo y movilidad laboral en España. *Revista de Economía Aplicada*. 1996;IV(11):105–31.
157. Simón H. Diferencias salariales entre hombres y mujeres en España: una comparación internacional con datos emparejados empresa-trabajador. *Investigaciones Económicas*. 2006;30(1):55–87.
158. Simón HJ, Ramos R, Sanromá E. Evolución de las diferencias salariales por razón de sexo. *Revista de Economía Aplicada*. 2008;16(48):37–68.

159. Krieger N, Williams DR, Moss NE. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annu Rev Public Health*. 1997;18:341–78.
160. Coleman JS. *Foundations of social theory*. Harvard University Press; 1994.
161. Marmot M, Allen J, Goldblatt P, Boyce T, McNeish D, Grady M, et al. *Fair society, healthy lives: Strategic review of health inequalities in England post-2010, The Marmot Review*. London: UCL; 2010.
162. Whitehead M, Popay J. Swimming upstream? Taking action on the social determinants of health inequalities. *Soc Sci Med*. 2010;71(7):1234–6.
163. Petticrew M, Whitehead M, Macintyre SJ, Graham H, Egan M. Evidence for public health policy on inequalities: 1: the reality according to policymakers. *J Epidemiol Community Health*. 2004;58(10):811–6.
164. Hyder AA, Corluka A, Winch PJ, El-Shinnawy A, Ghassany H, Malekafzali H, et al. National policy-makers speak out: are researchers giving them what they need? *Health Policy Plan*. 2010;26(1):73–82.
165. Whitehead M, Petticrew M, Graham H, Macintyre SJ, Bambra C, Egan M. Evidence for public health policy on inequalities: 2: Assembling the evidence jigsaw. *J Epidemiol Community Health*. 2004;58(10):817–21.
166. Exworthy M. Policy to tackle the social determinants of health: using conceptual models to understand the policy process. *Health Policy Plan*. 2008;23(5):318–27.

NOTA: Los trabajos incluidos en la bibliografía cuyos títulos aparecen entre corchetes están publicados en lengua castellana.



# **Anexos**



# Anexo I

## Factor de impacto, áreas temáticas y contribución de la doctoranda en las publicaciones incluidas

### Trabajo 1

Compés ML, Feja C, Niño de Guzmán E, Aguilar I, Conde S, Alonso JP, et al. Bayesian analysis of the geographical variation of type 1 diabetes mellitus in under 15 yr olds in northeast Spain. *Pediatric Diabetes*. 2012;14(1):66–76.

**Factor de impacto** 2,129 (Q2 área “Pediatrics”)

**Áreas temáticas de la revista** Epidemiology, etiology, pathogenesis, management, complications and prevention of diabetes in childhood and adolescence.

**Contribución de la doctoranda** Diseño del estudio, revisión bibliográfica, interpretación de resultados, y participación en las sucesivas revisiones.

### Trabajo 2

Aguilar I, Feja C, Compés ML, Rabanaque MJ, Esteban M, Alcalá T, et al. Desigualdades y mortalidad por cirrosis en varones, Zaragoza (1996–2003). *Gac Sanit*. 2011;25(2):139–45.

**Factor de impacto** 1,250 (Q3 área “Public, environmental & occupational health”)

**Áreas temáticas de la revista** Salud Pública

**Contribución de la doctoranda** Diseño del estudio, revisión bibliográfica, análisis de los datos, interpretación de resultados, redacción de la primera versión del manuscrito y participación en las sucesivas revisiones.

### Trabajo 3

Aguilar I, Compés L, Feja C, Rabanaque MJ, Martos C. Gastric cancer incidence and geographical variations: the influence of gender, rural and socioeconomic factors, Zaragoza (Spain). *Gastric Cancer*. 2013;16(2):245–53.

**Factor de impacto** 4,828 (Q1 en las áreas “oncology” y “gastroenterology & hepatology”)

**Áreas temáticas de la revista** Studies related to stomach neoplasms

**Contribución de la doctoranda** Diseño del estudio, revisión bibliográfica, análisis de los datos, interpretación de resultados, redacción de la primera versión del manuscrito y participación en las sucesivas revisiones.

### Trabajo 4

Aguilar-Palacio I, Carrera-Lasfuentes P, Rabanaque MJ. Salud percibida y nivel educativo en España: tendencias por comunidades autónomas y sexo (2001-2012). *Gaceta Sanitaria*. 2015;29(1):37–43.

**Factor de impacto** 1,250 (Q3 área “Public, environmental & occupational health”)

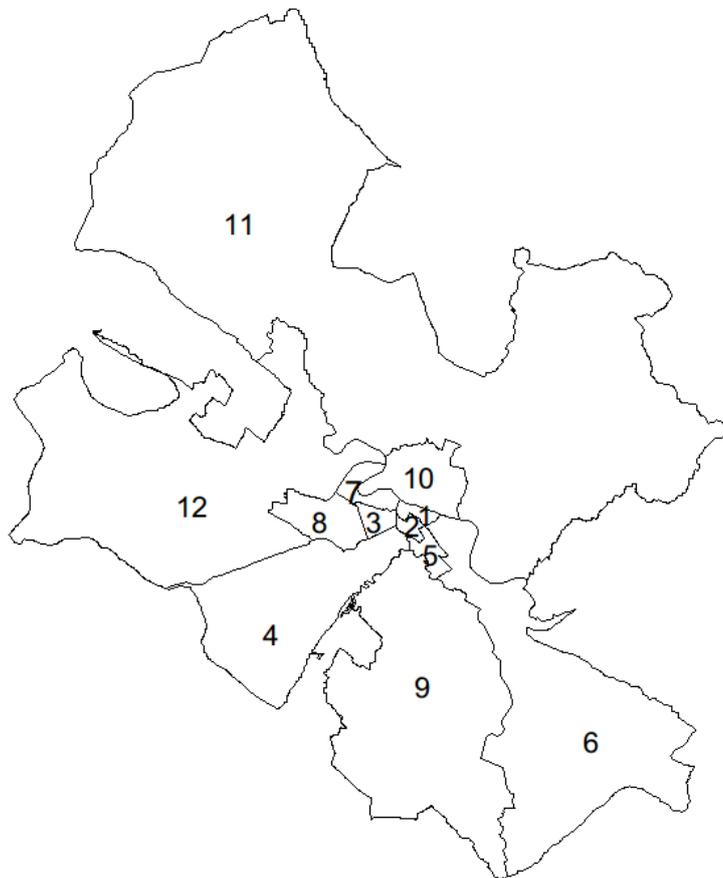
**Áreas temáticas de la revista** Salud Pública

**Contribución de la doctoranda** Diseño del estudio, revisión bibliográfica, análisis de los datos, interpretación de resultados, redacción de la primera versión del manuscrito y participación en las sucesivas revisiones.

# Anexo II

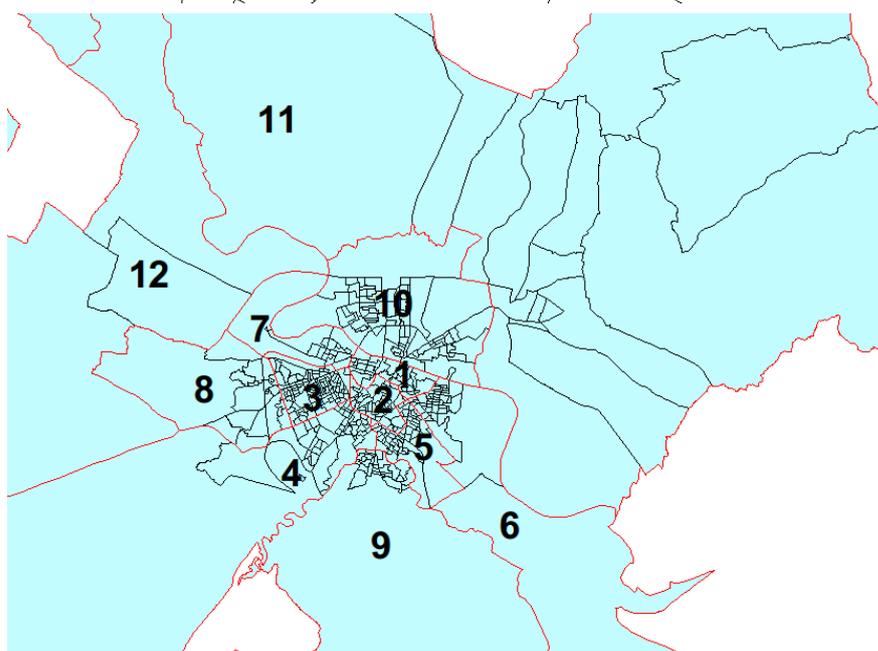
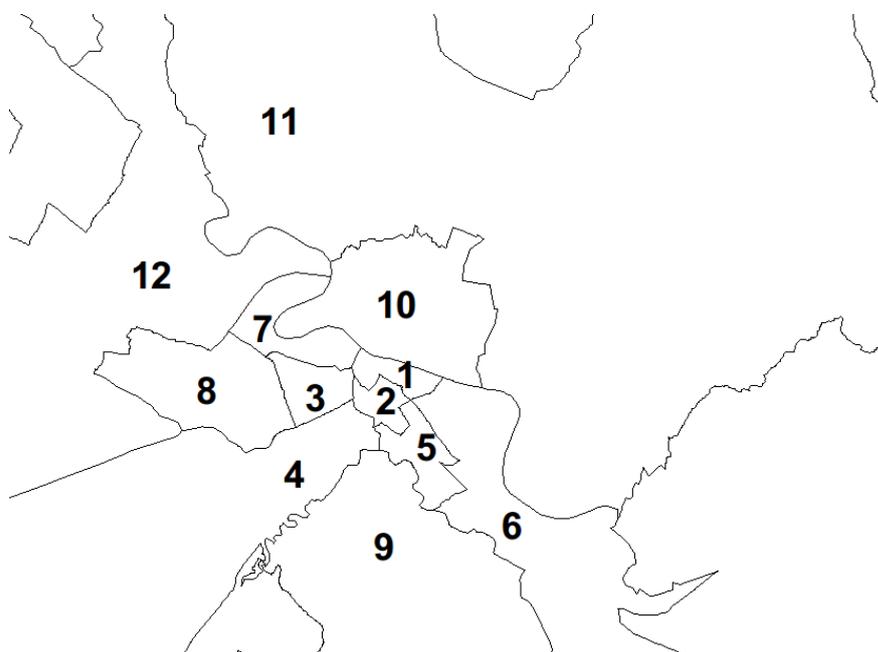
## Mapas de Aragón

### Distritos Censales de Zaragoza Capital



- |                    |                       |                           |
|--------------------|-----------------------|---------------------------|
| 1. Casco Histórico | 5. San José           | 9. Torrero                |
| 2. Centro          | 6. Las Fuentes        | 10. Margen Izquierda      |
| 3. Delicias        | 7. La Almozara        | 11. Barrios Rurales Norte |
| 4. Universidad     | 8. Oliver-Valdefierro | 12. Barrios Rurales Oeste |

## Distritos Censales de Zaragoza Capital - Núcleo Urbano



- |                    |                       |                           |
|--------------------|-----------------------|---------------------------|
| 1. Casco Histórico | 5. San José           | 9. Torrero                |
| 2. Centro          | 6. Las Fuentes        | 10. Margen Izquierda      |
| 3. Delicias        | 7. La Almozara        | 11. Barrios Rurales Norte |
| 4. Universidad     | 8. Oliver-Valdefierro | 12. Barrios Rurales Oeste |





# Anexo III

## Indicadores socioeconómicos simples del proyecto

### MEDEA

#### a. Desempleo (hombres, mujeres y total):

Porcentaje de personas de 16 y más años sin empleo (desempleados y desempleados que buscan trabajo por primera vez), respecto al total de la población económicamente activa (PEA) (PEA = población de 16 y más años ocupada + desempleada).

$$\frac{\text{Desempleados + desempleados buscan 1ª vez}}{\text{PEA}} \%$$

#### b. Instrucción insuficiente (hombres, mujeres y total):

Porcentaje de personas de 16 años o más residentes en viviendas familiares con instrucción insuficiente (según lista del INE: No sabe leer o escribir; sabe leer y escribir pero fue menos de 5 años a la escuela; fue a la escuela 5 años o más pero sin completar EGB, ESO o Bachillerato Elemental), respecto al total de la población entre 16 años o más.

$$\frac{\text{No sabe leer y escribir + menos de 5 años escuela + no completó EGB, ESO o Bachillerato Elemental}}{\text{Total población de 16 años o más}} \%$$

#### c. Instrucción insuficiente en jóvenes:

Porcentaje de personas entre 16 y 29 años residentes en viviendas familiares con instrucción insuficiente (según lista del INE: No sabe leer o escribir; sabe leer y escribir pero fue menos de 5 años a la escuela; fue a la escuela 5 años o más pero sin completar EGB, ESO o Bachillerato Elemental), respecto al total de la población entre 16 y 29 años.

$$\frac{\text{No sabe leer y escribir + menos de 5 años escuela + no completó EGB, ESO o Bachillerato Elemental}}{\text{Total población de entre 16 y 29 años}} \%$$

**d. Trabajadores manuales:**

Porcentaje de personas de 16 o más años, ocupados, que son trabajadores manuales.

- Trabajadores de servicios de restauración, personales, protección y vendedores de los comercios.
- Trabajadores cualificados en la agricultura y en la pesca.
- Artesanos y trabajadores cualificados de las industrias manufactureras, la construcción, y la minería, excepto los operadores de instalaciones y maquinaria.
- Operadores de instalaciones y maquinaria, y montadores.
- Trabajadores no cualificados

$$\frac{\text{Trabajadores manuales}}{\text{Total población 16 años o más ocupada}} \%$$

**e. Envejecimiento (hombres, mujeres y total):**

Porcentaje de población de 65 o más años sobre el total de población.

$$\frac{\text{Población 65 años o más}}{\text{Total población}} \%$$

**f. Asalariados eventuales:**

Porcentaje de personas ocupadas de 16 o más años que son asalariados eventuales (asalariado, trabajador por cuenta ajena con carácter eventual, temporal...).

$$\frac{\text{Asalariado, trabajador por cuenta ajena}}{\text{Ocupados de 16 o más años}} \%$$

**g. Extranjeros llegados al municipio en los años de 1997 a 2001 y que hayan nacido en países de renta baja:**

Porcentaje de población residente en viviendas familiares y que hayan nacido en países de renta baja, que no hayan residido siempre en el municipio actual, y que llegaron entre 1997 y 2001.

$$\frac{\text{Residentes que hayan nacido en países de renta baja y que han llegado al municipio entre 1997 y 2001}}{\text{Total población en viviendas familiares}} \%$$

Regiones que contienen los países de renta baja a estudiar:

1. África del norte
2. África subsahariana
3. América latina y Caribe
4. Este asiático y Pacífico
5. Asia meridional
6. Oriente Medio
7. Europa Central y del Este

**h. Total de residentes nacidos en países de renta baja:**

$$\frac{\text{Total de personas residentes que han nacido en un país de renta baja}}{\text{Total de población en viviendas familiares}} \%$$

**i. Hogares monomarentales:**

Hogares en los que el cabeza de familia es una mujer.

$$\frac{\text{Núcleos familiares en los que sólo está la madre con hijos}}{\text{Total de núcleos familiares}} \%$$

**j. Viviendas con problemas de entorno:**

Porcentaje de viviendas que presentan problemas de:

- Ruidos exteriores.
- Contaminación o malos olores.
- Poca limpieza en las calles.
- Delincuencia o vandalismo en la zona.
- Falta de aseo dentro de la vivienda.