

## Desigualdades en la mortalidad por cáncer entre las zonas fronterizas de España y Portugal. Huelva, Algarve y Baixo Alentejo

### Desigualdades na mortalidade por cancro em zonas fronteiriças entre Espanha e Portugal. Huelva, Algarve e Baixo Alentejo

#### *Inequalities in cancer mortality across the border areas of Spain and Portugal. Huelva, Algarve and Baixo Alentejo*

Manuel Jesús Viñas Casasola, José Luis Gurucelain Raposo, María Luisa Fajardo Rivas, Florentina Rivas Alcázar, Josefa Valle Gallardo, María Trinidad Ordóñez Bermúdez

Delegación Territorial de la Consejería de Salud y Familias en Huelva. España

**Cita:** Viñas Casasola MJ, Gurucelain Raposo JL, Fajardo Rivas ML, Rivas Alcazar F, Valle Gallardo J, Ordóñez Bermúdez MT. Desigualdades en la mortalidad por cáncer entre las zonas fronterizas de España y Portugal. Huelva, Algarve y Baixo Alentejo. Rev. salud ambient. 2020; 20(1):62-72.

**Recibido:** 26 de junio de 2019. **Aceptado:** 3 de marzo de 2020. **Publicado:** 15 de junio de 2020.

**Autor para correspondencia:** Manuel Jesús Viñas Casasola.  
Correo e: manuelj.vinas@juntadeandalucia.es  
Delegación Territorial de la Consejería de Salud y Familias en Huelva. España.

**Financiación:** Este grupo no ha contado con ningún tipo de financiación para el desarrollo de su trabajo.

**Declaración de conflicto de intereses:** Los autores declaran que no existen conflictos de intereses que hayan influido en la realización y la preparación de este trabajo.

**Declaraciones de autoría:** Todos los autores contribuyeron al diseño del estudio y la redacción del artículo. Asimismo todos los autores aprobaron la versión final.

#### Resumen

La distribución municipal de cánceres de pulmón y de mama en Huelva tiene ciertos patrones. Nuestro objetivo es contrastar la distribución de estos cánceres con dos distritos portugueses que limitan con Huelva: Algarve y Baixo Alentejo. Se incluyeron los casos de muertes por cáncer de pulmón (C33-C34) y cáncer de mama (C50) de residentes de la provincia de Huelva y los distritos de Algarve y Baixo Alentejo durante los años 2002 a 2015. El número de muertes y la población se tomaron de los Institutos Nacionales de Estadística de España y Portugal. La unidad de análisis es el municipio y los riesgos relativos (RR) o las tasas de mortalidad estandarizadas suavizadas se calcularon de acuerdo con el modelo de "convolution prior", propuesto por Besag, York y Mollié, el más utilizado y que incluye como efectos aleatorios la heterogeneidad espacial y la extra-variabilidad no espacial. En el cáncer de pulmón, los RR oscilan entre 0,57 y 1,42, concentrando los valores más altos en la provincia de Huelva. Sin embargo, en el cáncer de mama, no hay grandes diferencias en los RR, que oscilan entre 0,92 y 1,12. Las diferencias y similitudes encontradas en el RR de las áreas estudiadas pueden relacionarse con las diferencias existentes en las poblaciones de factores de protección y de riesgo. Sería necesario profundizar la investigación fronteriza sobre la incidencia del cáncer y la distribución de los factores de riesgo en la población.

**Palabras clave:** cáncer; mortalidad; epidemiología espacial; España; Portugal.

#### Resumo

A distribuição municipal dos casos de cancro do pulmão e mama em Huelva apresenta certos padrões. O objetivo do estudo é comparar a distribuição desses casos de cancro em Huelva com duas regiões portuguesas fronteiriças: Algarve e Baixo Alentejo. Foram incluídas as mortes causadas por cancro do pulmão (C33-C34) e por cancro da mama (C50) de residentes da província de Huelva e das regiões do Algarve e Baixo Alentejo, durante os anos de 2002 a 2015. Os números de mortes e de população foram obtidos nos Institutos Nacionais de Estatística de Espanha e de Portugal. A unidade de análise é o município e os riscos

relativos (RR) ou as taxas de mortalidade estandarizadas suavizadas foram calculadas de acordo com o modelo “convolution prior”, proposto por Besag, York y Mollié, o mais utilizado e que inclui como efeitos aleatórios a heterogeneidade espacial e a extra-variabilidade não espacial. No cancro do pulmão os RR oscilam entre 0,57 e 1,42, concentrando os valores mais altos na província de Huelva. Porém, no cancro da mama não há grandes diferenças nos RR, que oscilam entre 0,92 e 1,12. As diferenças e semelhanças encontradas nos RR das áreas estudadas podem estar relacionadas com diferenças nos fatores de proteção e de risco existentes nas populações. Seria necessário aprofundar a investigação fronteiriça sobre a incidência de cancro e distribuição de fatores de risco na população.

**Palavras-chave:** cancro; mortalidade; epidemiologia espacial; Espanha; Portugal.

### Abstract

The municipal distribution of lung and breast cancers in the province of Huelva has certain patterns. Our aim is to compare the distribution of these types of cancer in Huelva with that of two bordering Portuguese districts: Algarve and Baixo Alentejo. Lung cancer deaths (C33-C34) and breast cancer deaths (C50) of people living in Huelva and in the Algarve and Baixo Alentejo between 2002 and 2015 were included. The death and population numbers were obtained from the National Statistics Institutes of Spain and Portugal. The unit of analysis was the municipality. The relative risks (RRs) or smoothed, standardized mortality rates were calculated according to the “convolution prior” model proposed by Besag, York and Mollié, which is the most widely used and includes spatial heterogeneity and non-spatial extra-variability as random effects. In the case of breast cancer, there are no big differences in the RRs, which range from 0.92 to 1.12. However, for lung cancer, the RRs range from 0.57 to 1.42, the highest values occurring in the province of Huelva. The differences and similarities found in the RRs in the areas studied can be related to the differences in protection and the risk factors existing in the different populations. It would be necessary to delve deeper into border research on the incidence of cancer and the distribution of risk factors among the populations.

**Keywords:** cancer; mortality; spatial epidemiology; Spain; Portugal.

## INTRODUCCIÓN

Los indicadores de mortalidad han sido, históricamente, los más utilizados por ser las fuentes de información más accesibles y que permiten la comparación entre diversas áreas geográficas y poblacionales. Existe un importante número de investigaciones realizadas con información de mortalidad, con el objetivo de evidenciar diferencias en la distribución de la misma y relacionarlas con indicadores de tipo económico, social, cultural y de efectividad de los servicios sanitarios<sup>1</sup>.

El uso de mapas de mortalidad es una herramienta de representación histórica en epidemiología, atribuyéndose a John Snow el inicio del uso “moderno” de esta técnica y su aplicación en el campo de la Salud Pública<sup>2</sup>.

El desarrollo científico técnico se ha acompañado de la aparición de importantes instrumentos y herramientas informáticas, que permiten el análisis de ingentes cantidades de datos y posicionarlos geográficamente, constituyendo lo que conocemos como Sistemas de Información Geográfica, es decir, la combinación de *hardware*, *software* y procedimientos elaborados para la obtención, análisis y representación de datos espacialmente referenciados con la finalidad de resolver problemas complejos de planificación y gestión<sup>3</sup>.

La existencia de patrones de distribución geográfica determinados, pueden sugerir la implicación de

diferentes factores determinantes relacionados con características sociodemográficas, hábitos de vida y calidad del entorno, adquiriendo su estudio especial interés para establecer hipótesis explicativas.

Tanto en Portugal como en España es importante el número de estudios relativos a la distribución de la mortalidad por cáncer, existiendo así mismo publicaciones europeas e internacionales referidas a la incidencia, supervivencia y mortalidad de diferentes tipos de cáncer<sup>4-11</sup>. Lo habitual es que su alcance sea nacional y es pequeño el número de estudios “transfronterizos” que abarquen áreas o regiones próximas de ambos países<sup>12</sup>.

Estudios previos sobre la incidencia municipal de varios tipos de cáncer en la provincia de Huelva<sup>13</sup>, mostraron la existencia de algunos patrones de distribución geográfica. Nuestro objetivo se centró con el presente estudio en comprobar, con datos sobre mortalidad, si esos patrones tenían continuidad en los distritos vecinos de Portugal.

## MATERIAL Y MÉTODOS

El área de estudio se corresponde con la provincia española de Huelva y las regiones estadísticas (NUTSIII) portuguesas de Baixo Alentejo y Algarve.

Para estas últimas se utilizaron los datos de mortalidad por cáncer y población, por sexo y grupos quinquenales

de edad y desagregados por municipios, disponibles en la página web del Instituto Nacional de Estadística de Portugal<sup>14</sup>. En el caso de Huelva, se obtuvieron los datos de mortalidad por cáncer del Sistema de Información para la Vigilancia de la Salud de Andalucía, y los de población, del Instituto Nacional de Estadística, en ambos casos desagregados por municipio, sexo y grupos quinquenales de edad<sup>15</sup>. El periodo coincidente para el que estaban disponibles estos datos resultó ser de 2002 a 2015, por lo que se tomó este como periodo de estudio, y al ser tan amplio, se dividió en dos subperiodos (2002 a 2008 y 2009 a 2015) para poder comprobar si se producía alguna variación temporal. La agrupación en periodos tiene como finalidad dar mayor estabilidad a las tasas en el análisis de áreas pequeñas.

De entre los posibles tumores causantes de la mortalidad a estudiar se optó por seleccionar en cada sexo aquel que presentaba una mayor tasa de mortalidad estandarizada por población europea, que en 2012, año incluido en el estudio, era pulmón (C33-C34) en hombres y mama (C50) en mujeres<sup>16</sup>.

Para el cálculo de los casos esperados para cada grupo quinquenal de edad en cada municipio, se multiplicó las tasas de incidencia por grupos de edad, calculada para el conjunto del territorio en estudio, por las personas-año de cada grupo de edad en cada municipio.

A fin de comprobar las posibles diferencias entre los territorios se calcularon los riesgos relativos (RR) municipales, así como el Índice Local de Moran, que son las herramientas habituales en este tipo de estudios<sup>7,9,10</sup>.

## 1. RIESGO RELATIVO DE MORTALIDAD Y PROBABILIDADES A POSTERIORI (PP)

Se utilizó el modelo condicional autorregresivo denominado “convolution prior” propuesto por Besag, York y Mollié (BYM)<sup>17</sup>, que es ampliamente empleado en epidemiología espacial<sup>10,18</sup>. Este modelo Bayesiano toma la siguiente forma:

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

$$\log(\lambda_i) = \alpha + h_i + b_i$$

Donde  $\lambda_i$  es el RR del municipio  $i$ ,  $O_i$  los fallecimientos por el tipo de cáncer en cada municipio,  $\alpha$  es el intercepto que cuantifica la tasa de mortalidad para el conjunto del territorio en estudio y  $E_i$  el número de fallecimientos esperados en cada municipio.

El modelo contempla dos tipos de efectos aleatorios: la contigüidad municipal, que se corresponde con el término espacial  $h_i$  y la heterogeneidad municipal,  $b_i$ .

La herramienta utilizada para la inferencia bayesiana de distribuciones marginales posteriores es la “Integrated Nested Laplace approximations” (INLA), que utiliza aproximaciones determinísticas precisas para las distribuciones marginales posteriores. En este estudio, se empleó la librería R-INLA<sup>19</sup>, disponible en el entorno de R<sup>20</sup>, con la opción de estimación “simplified.laplace” de los parámetros y tomando como criterio de vecindad la adyacencia de los límites municipales.

Como resultado se obtuvo para cada municipio el RR con respecto al conjunto del territorio estudiado (RR=1) y las PP (probabilidad a posteriori), que indican para cada municipio la probabilidad de que el RR sea mayor que la unidad sin aportar información de cuánto mayor es. Se incluye también la distribución de densidad, que puede ser interpretada como un histograma de frecuencias.

## 2. ÍNDICE LOCAL DE MORAN

El Índice de Moran es un índice de autocorrelación espacial y por tanto permite relacionar de forma conjunta la dependencia entre localizaciones y el valor de la variable en estudio, en este caso el RR<sup>21</sup>. También se puede evaluar la agrupación de las distintas unidades espaciales calculando el Índice Local de Moran, que es un indicador local de la asociación espacial, LISA por su nombre en inglés (*Local indicators of spatial association*), para cada una de ellas y evaluando la significación estadística<sup>22</sup>. En los gráficos de dispersión de Moran se representan en el eje x los valores estandarizados de la variable para cada unidad espacial, y en el eje y, los valores promedios estandarizados de la variable en las unidades vecinas. De esta forma, en el primer cuadrante aparecen las unidades espaciales con valores de la variable altos, que tienen vecinos con valores de la variable también altos (alto-alto), y en los sucesivos cuadrantes aparecerán los alto-bajo, bajo-bajo y bajo-alto<sup>21</sup>. Estas cuatro posibles situaciones se representan en el mapa LISA de clústeres, seleccionando aquellas unidades con un nivel de significación dado, que se suele fijar en  $p < 0,05$ .

Los cálculos de estos valores se han realizado con la aplicación GeoDa<sup>23</sup>.

## 3. CARTOGRAFÍA

Los mapas vectoriales con los contornos municipales fueron descargados para la provincia de Huelva de la base cartográfica DERA, del Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía<sup>24</sup>. Para los territorios portugueses, se obtuvieron de la Carta Administrativa Oficial de Portugal (CAOP), disponible en la página web de la *Direção-Geral do Território de Portugal*<sup>25</sup>. La representación gráfica de los resultados se confeccionó con el ya mencionado software libre R y el paquete “ggplot2”<sup>26</sup> y los mapas, con el programa QGIS<sup>27</sup>.

Además de los habituales mapas de coropletas para representar los RR municipales, se ha introducido también un cartograma en el que se representa cada municipio por un círculo de tamaño proporcional a la población en riesgo, respetando la situación geográfica en la medida de lo posible.

## RESULTADOS

### 1. CÁNCER DE PULMÓN

Durante los años 2002 a 2015 se produjeron un total de 5336 fallecimientos por cáncer de pulmón en el conjunto del territorio en estudio, 2838 en la provincia de Huelva, 1801 en Algarve y 697 en Baixo Alentejo. Las tasas estandarizadas por población europea para cada una de las unidades territoriales, así como para el conjunto se muestran en la tabla 1.

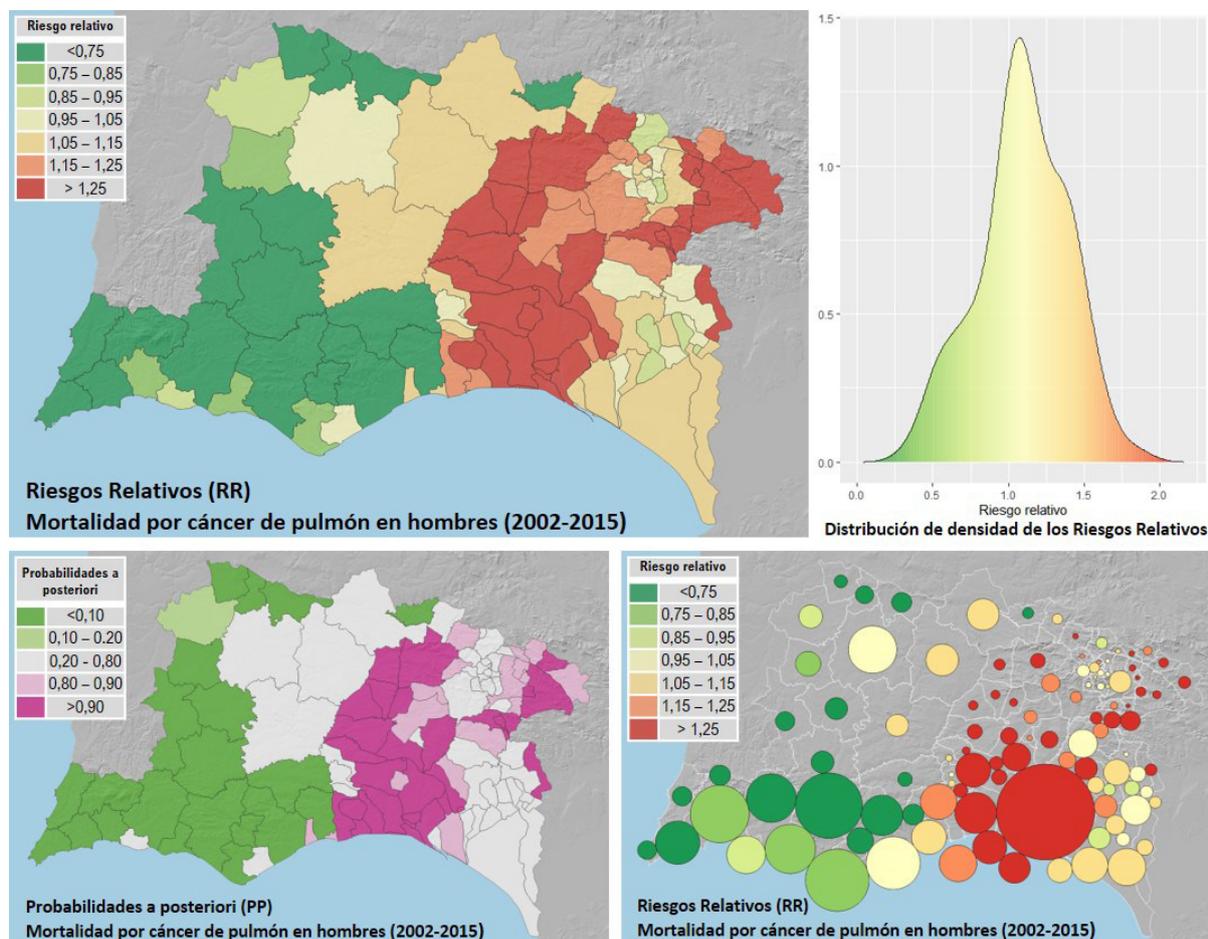
Tabla 1. Tasas estandarizada por edad (población europea) de mortalidad por cáncer de pulmón (C33-C34) en hombres (por 100 000) calculada para el conjunto de la zona de estudio y cada uno de los tres territorios

Periodo	Conjunto	Huelva	Algarve	B. Alentejo
2002-2015	57,30	73,81	44,97	49,78
2002-2008	58,34	78,66	41,66	53,90
2009-2015	56,27	69,51	47,97	45,47

Fuente: Elaboración propia

En ella se observa que la provincia de Huelva presenta una tasa claramente más elevada que Baixo Alentejo y Algarve. La evolución temporal ha sido positiva para Huelva y Baixo Alentejo, que muestran una tasa inferior en el segundo periodo respecto al primero, mientras que en Algarve se ha incrementado la tasa de mortalidad por esta causa.

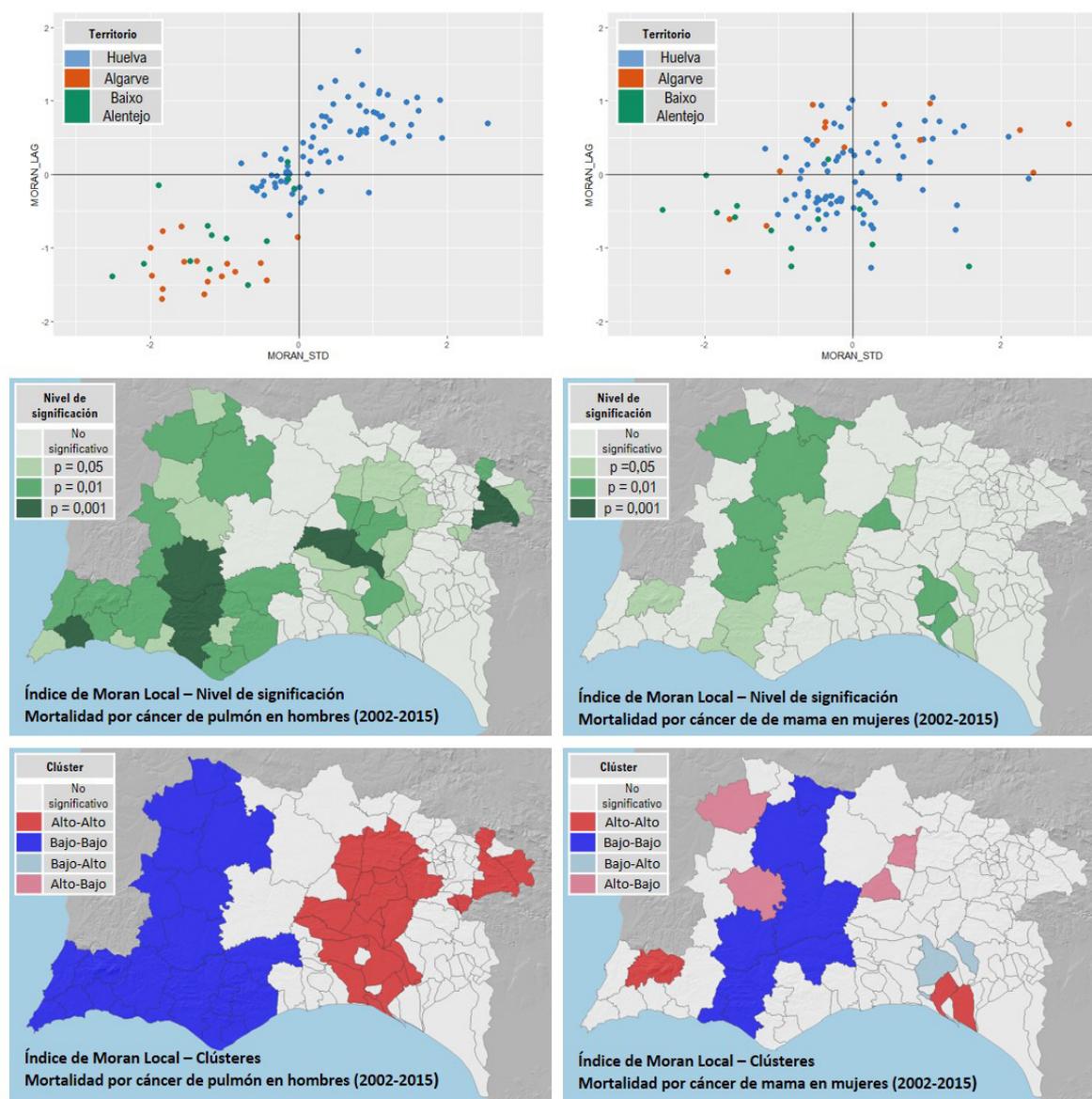
Figura 1. Mapa con los riesgos relativos municipales (arriba izquierda), su distribución de densidad (arriba derecha), las probabilidades a posteriori de que el riesgo sea mayor que uno (abajo izquierda) y cartograma con los riesgos relativos municipales, todos ellos para mortalidad por cáncer de pulmón (C33-C34) en hombres durante el periodo 2002-2015



En la figura 1 se muestra la distribución de los RR de mortalidad por cáncer de pulmón en los diferentes municipios para el periodo 2002-2015. Aparecen un total de 32 municipios con RR mayores que 1,25, todos ellos pertenecientes a la provincia de Huelva. Los RR de 17 municipios onubenses tenían intervalos de credibilidad por encima de la unidad y en 20 casos de municipios portugueses, los intervalos de credibilidad se encontraban por debajo de la unidad. A diferencia del marco frecuentista en el que un intervalo de confianza del 95 % indica que 95 de cada 100 intervalos calculados incluirían al verdadero parámetro que está siendo estimado, en el enfoque bayesiano se considera que el intervalo de confianza bayesiano o intervalo de credibilidad incluye el verdadero parámetro con una

probabilidad del 95 %<sup>28</sup>. La distribución de densidad es bastante simétrica y platicúrtica. Se observa una clara distribución espacial con la mayor parte de los municipios con riesgos relativos más elevados en la franja más occidental de la provincia de Huelva. Como era de esperar por las tasas estandarizadas de los distintos territorios que se han mencionado anteriormente, los municipios portugueses presentan los riesgos relativos más bajos, solo 4 quedan por encima de la unidad y se sitúan en la parte más oriental del Baixo Alentejo, junto a la provincia de Huelva. Las PP confirman esta distribución con valores próximos a uno en la misma zona onubense y muy cercanos a cero en Algarve y zona occidental de Baixo Alentejo. En el cartograma se aprecia que, en términos de población afectada, los RR altos corresponden a la capital de Huelva y su entorno.

Figura 2. Gráfico de dispersión, mapa de significación y mapa de clústeres del Índice Local de Moran para los riesgos relativos municipales de mortalidad por cáncer de pulmón (C33-C34) en hombres (columna izquierda) y por cáncer de mama en mujeres (columna derecha) durante el periodo 2002-2015



En el diagrama de dispersión, en la columna izquierda de la figura 2, se puede apreciar una clara autocorrelación espacial, con muy pocos municipios en los cuadrantes 2 y 4 y con la mayor parte de los municipios de Huelva, en el primer cuadrante, y los de Portugal, en el tercero, lo que se ve también en el mapa de clústeres.

En cuanto a la evolución temporal, se puede observar (columna izquierda de la figura 3) una suavización del primer periodo (2002-2008) al segundo (2009-2015), de forma que si en el primero aparecen 38 municipios con un RR mayor de 1,25, en el segundo estos se reducen a 28, todos ellos en la provincia de Huelva; por otro lado, los municipios de Portugal que superan el RR de 1,05 pasan de 1 a 5.

## 2. CÁNCER DE MAMA

El número de fallecimientos atribuidos a cáncer de mama durante el periodo 2002 a 2015 en el conjunto del territorio en estudio fue de 2306. En la provincia de Huelva

se produjeron 995, mientras que en Algarve y Baixo Alentejo las cifras fueron de 1012 y 299 respectivamente.

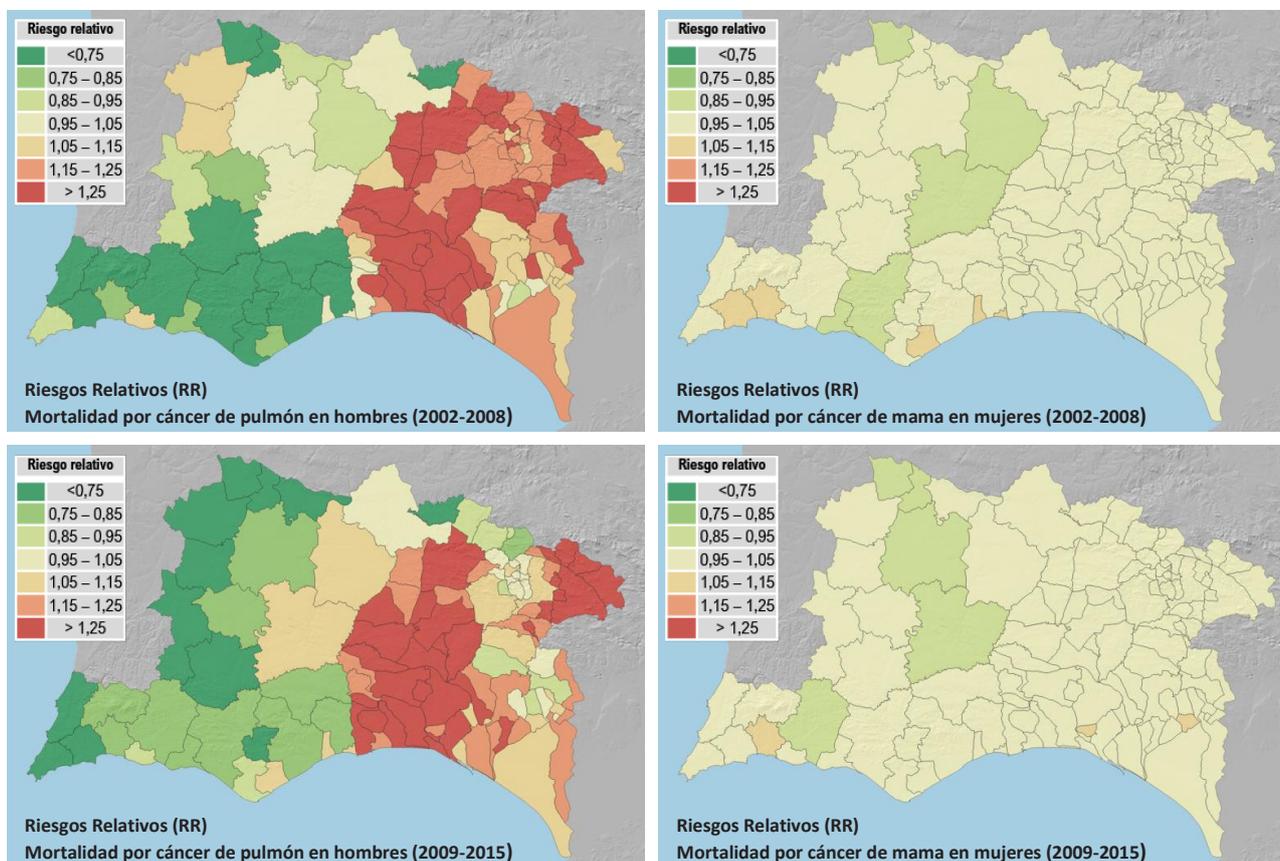
Como se puede observar en la tabla 2, las tasas estandarizadas por población europea fueron muy similares en Huelva y Algarve, y algo más bajas en Baixo Alentejo. Estas tasas han evolucionado favorablemente durante el segundo periodo de estudio en relación con el primero en todos los territorios, siendo el descenso más acusado en Baixo Alentejo y Algarve.

Tabla 2. Tasas estandarizada por edad (población europea) de mortalidad por cáncer de mama (C50) en mujeres (por 100 000) calculada para el conjunto de la zona de estudio y cada uno de los tres territorios

Periodo	Conjunto	Huelva	Algarve	B. Alentejo
2002-2015	21,12	21,59	21,87	17,14
2002-2008	21,94	22,00	22,83	18,81
2009-2015	20,37	21,36	20,99	15,26

Fuente: Elaboración propia

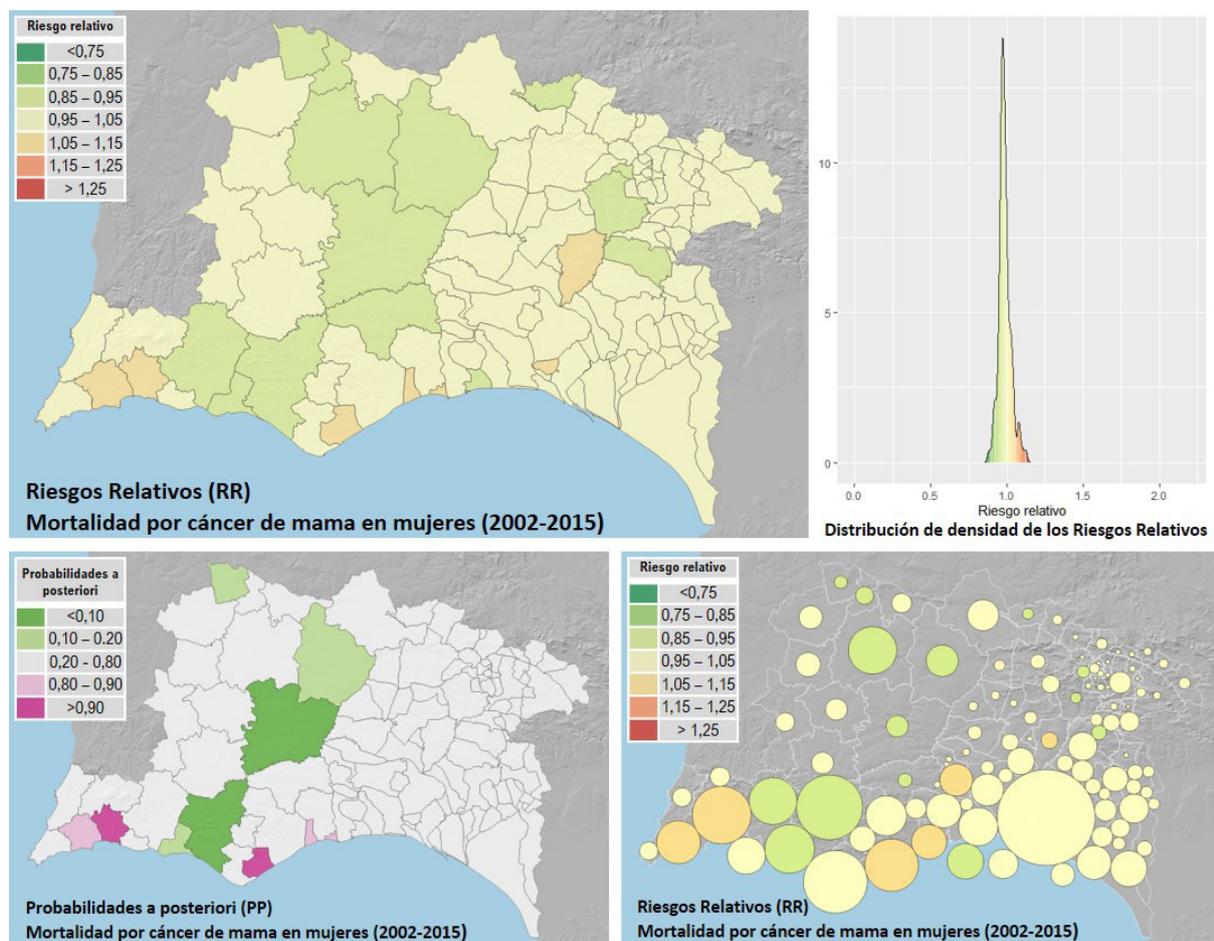
Figura 3. Mapas de riesgos relativos municipales de mortalidad por cáncer de pulmón (C33-C34) en hombres (columna izquierda) y por cáncer de pulmón en mujeres (columna derecha) durante los dos subperiodos de estudio



En la distribución geográfica por municipios que se muestra en la figura 4, no se aprecia ningún patrón de distribución. En la totalidad de los 108 municipios, los RR se sitúan entre 0,92 y 1,12, y de estos, 87 entre 0,95 y 1,05. Las diferencias en ningún caso son significativas ya que los intervalos de credibilidad siempre incluyen la unidad.

La distribución de densidad es muy estrecha y apuntada si la comparamos con la obtenida para cáncer de pulmón en hombres (nótese el cambio de escala en el eje y). Las PP varían de forma muy mayoritaria entre 0,2 y 0,8 con solo dos municipios con PP>0,9 sin conexión entre ellos. El cartograma tampoco muestra diferencias apreciables entre municipios más o menos habitados.

Figura 4. Mapa con los Riesgos Relativos municipales (arriba izquierda), su distribución de densidad (arriba derecha), las probabilidades a posteriori de que el riesgo sea mayor que uno (abajo izquierda) y cartograma con los riesgos relativos municipales, todos ellos para mortalidad por cáncer de mama (C33-C34) en mujeres durante el periodo 2002-2015



En el diagrama de dispersión, en la columna derecha de la figura 2, se observa como los municipios se reparten en los cuatro cuadrantes. La autocorrelación espacial es menos significativa y aparecen algunas agrupaciones alto-bajo y alto-alto como se puede apreciar en el mapa de clústeres.

La diferencia entre los dos subperiodos en que se dividió el estudio es prácticamente nula, tal como se puede observar en la columna derecha de la figura 3.

## DISCUSIÓN

Las tasas de mortalidad estandarizadas por cáncer de pulmón para Portugal y España son muy diferentes a nivel de países. Ferlay<sup>16</sup>, para el año 2012, publicó una tasa estimada de 39,4 para el primer país y 60,0 para el segundo. No obstante, recientemente están convergiendo, ya que para 2018 la estimación realizada<sup>29</sup> fue de 49,1 y 51,9 respectivamente. Los resultados de este estudio reflejan esta marcada diferencia entre regiones

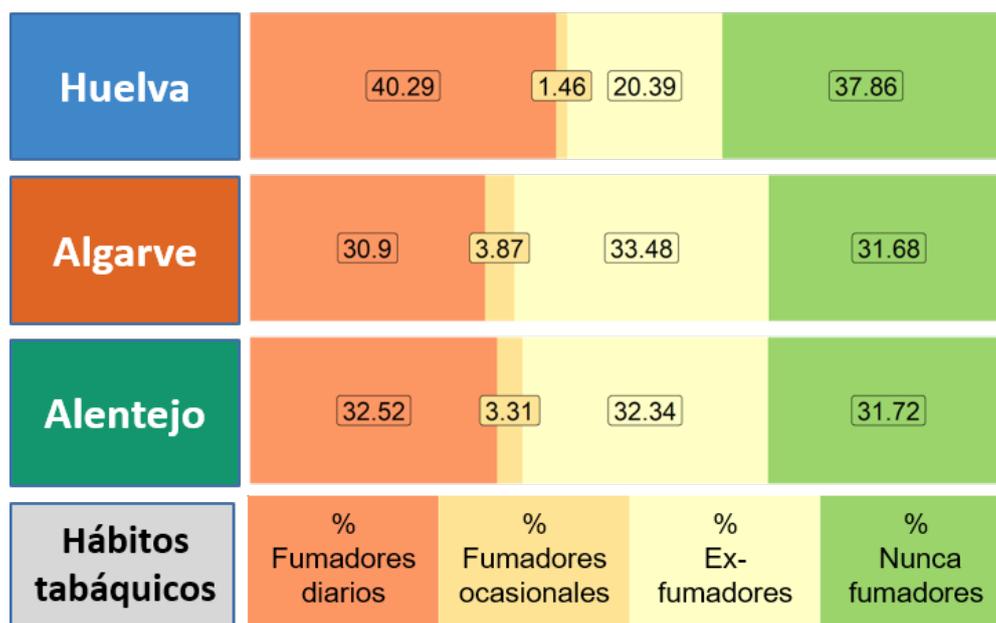
de uno y otro país (44,97 en Algarve, 49,78 en Baixo Alentejo y 73,81 en Huelva) y la convergencia de tasas que se produce entre el primer y el segundo subperiodo temporal considerado (41,66, 53,90 y 78,66 en el primero y 47,97, 45,47 y 69,51 en el segundo para Algarve, Baixo Alentejo y Huelva respectivamente).

La exposición al humo del tabaco es con mucha diferencia el primer factor de riesgo para cáncer de pulmón, enfermedad que aún sigue teniendo una baja supervivencia. Así, las estadísticas del Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad<sup>30</sup> indican que para el periodo 2000-2014 son atribuibles al tabaco el 80,8 % de las muertes producidas por cáncer de pulmón en España (85,7 % en el caso de los hombres y 58,2 % en mujeres).

Esto nos lleva a pensar que, al menos parte de las diferencias observadas podrían tener como causa un distinto comportamiento de la población con respecto al hábito tabáquico.

Al no disponerse de datos sobre hábitos tabáquicos en la región de Baixo Alentejo, se ha tomado como representativos los de la región portuguesa (NUTSII) de Alentejo, donde se encuentra incluida. En la figura 5 puede verse la diferencia existente entre el porcentaje de hombres fumadores en cada territorio, con un peor comportamiento en la provincia de Huelva (40,29 %), en comparación con las regiones portuguesas (30,9 % Algarve y 32,52 % Alentejo). Para las mujeres, estos porcentajes son 26,77, 12,52 y 9,94 respectivamente, lo que sugiere además de la evidente diferencia por géneros, unos diferentes comportamientos sociales<sup>31,32</sup>. En sentido contrario, también se observa una mayor proporción de nunca fumadores (37,86 %) en la provincia española, frente a las regiones portuguesas que se sitúan alrededor del 31 %. La edad de inicio al consumo del tabaco no difiere esencialmente, encontrándose situada en los 16,9 años en Huelva<sup>33</sup>, mientras que en las dos regiones de Portugal es de 16 años en hombres y 18 en mujeres<sup>34</sup>.

Figura 5. Hábitos de consumo de tabaco en la población masculina de los tres territorios en estudio



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta Andaluza de Salud 2007 y el Cuarto Inquérito Nacional de Saúde 2005-2006

En cuanto a la distribución municipal, no se ha encontrado de forma clara una quizás esperable distinción norte-sur atribuible a la existencia de diferencias sociodemográficas, con un sur más joven, urbano, industrial y de servicios, frente a un norte envejecido, rural y poco poblado. Los resultados apuntan a unos mayores riesgos relativos en el oeste de Huelva y al este de Portugal (siempre manteniendo las grandes diferencias ya apuntadas), siendo por tanto la zona fronteriza la de mayor riesgo. Estos mayores riesgos

relativos en los municipios de la mitad occidental de la provincia de Huelva, coinciden con los de incidencia<sup>13</sup> y con el mapa de mortalidad por cáncer de pulmón en hombres a nivel de municipio para el periodo 2004-2008, publicado por el Instituto de Salud Carlos III<sup>35</sup> donde se puede apreciar cómo este patrón se extiende también a las provincias de Badajoz y Cáceres, situadas al norte de Huelva. Esto parece indicar que se deberían buscar las causas de la sobremortalidad por cáncer en la provincia de Huelva que todos los estudios ponen de manifiesto

y para la que se desconocen las razones concretas<sup>36</sup>, no solo en el consumo de tabaco y en la contaminación industrial que se suele aducir.

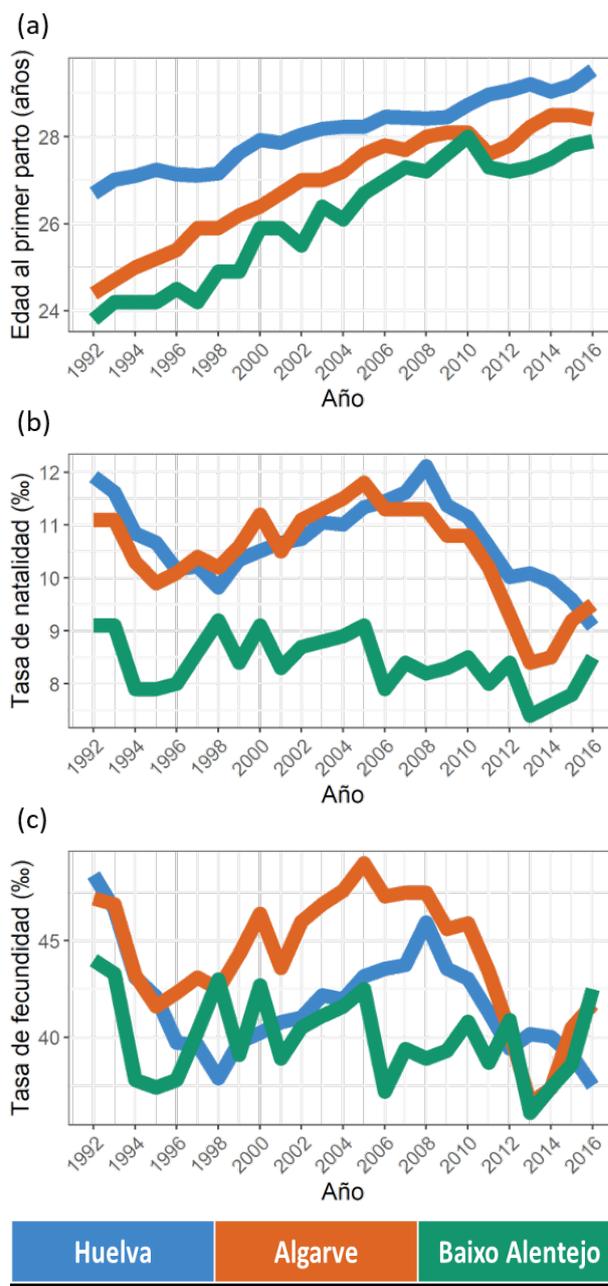
Se hace necesario pues, incorporar nuevas perspectivas<sup>37</sup> y realizar estudios más detallados, ya sea sobre posibles diferencias en la incidencia de esta enfermedad, la actuación de los servicios sanitarios o la caracterización del hábito tabáquico, que pudieran ofrecer una explicación a los patrones observados.

Al contrario de lo que sucede en la mortalidad por cáncer de pulmón, la tasa de mortalidad por cáncer de mama en mujeres es muy similar en las tres zonas estudiadas. Así aparecen tasas muy similares en Huelva y Algarve (21,59 y 21,87) y algo menor en Baixo Alentejo (17,14). La evolución temporal es de una apreciable disminución de la mortalidad en el segundo subperiodo respecto del primero en todos los territorios: 22,00, 22,83 y 18,81 en Huelva, Algarve y Baixo Alentejo en el primer periodo frente a: 21,36, 20,99 y 15,26 respectivamente en el segundo. Estos resultados son coherentes con los estimados por Ferlay para este tipo de cáncer en España y Portugal en 2012<sup>16</sup> y en 2018<sup>29</sup>.

Los factores reproductivos que conllevan una exposición prolongada a estrógenos endógenos, como la menarquía precoz, la menopausia tardía o un primer parto a edad elevada, figuran entre los factores conocidos de riesgo más importantes del cáncer de mama<sup>38</sup>. En la zona de estudio, la edad al primer parto (figura 6a) se ha ido elevando en los tres territorios durante los últimos años. Así, en 1992 esta edad era de 23,8 y 24,4 años en Baixo Alentejo y Algarve respectivamente, llegando hasta los 27,9 y 28,4 años en 2016<sup>14</sup>. Por otra parte, durante el mismo periodo, en Huelva, la edad del primer parto subió de 26,7 a 29,2<sup>39</sup> años, estrechándose pues las diferencias entre ambos lados de la frontera al final del periodo. En las figuras 6b y 6c se muestra la evolución de las tasas de natalidad y de fecundidad en los tres territorios para el periodo 1992-2016, apreciándose un descenso de estas tasas en todos los casos. Esta modificación a lo largo del tiempo en el comportamiento de los factores reproductivos está asociada a un presumible incremento de la incidencia de cáncer de mama paralela a la que ha tenido lugar a nivel nacional, tanto en España como en Portugal<sup>16,29,40</sup> que no se ve reflejada en la mortalidad, que ha disminuido con la mejora en la actuación de los servicios sanitarios, tanto a nivel de diagnóstico precoz como de nuevos tratamientos<sup>41</sup>.

Las escasas diferencias en la distribución de los riesgos relativos entre los distintos municipios, que en ningún caso son significativas, no permiten sugerir ninguna hipótesis sobre este comportamiento más allá de justificar un menor riesgo en municipios del Baixo Alentejo, por su mejor comportamiento respecto a los factores reproductivos.

Figura 6. Evolución del comportamiento reproductivo en los tres territorios de estudio



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos tomados del Instituto Nacional de Estadística (Huelva) y el Instituto Nacional de Estadística (Algarve y Baixo Alentejo)

## CONCLUSIONES

En nuestro estudio hemos encontrado diferencias estadísticamente significativas en la distribución municipal de los riesgos relativos de mortalidad por cáncer de pulmón en varones, situándose los más elevados en Huelva. Los indicadores relativos al consumo de tabaco utilizados en el estudio parecen no cerrar la explicación en las diferencias encontradas.

No se han encontrado diferencias significativas en la distribución municipal de los riesgos relativos en mortalidad por cáncer de mama; este hecho pudiera estar en relación con la similitud de los patrones de los comportamientos reproductivos en nuestras áreas de estudio.

Consideramos que para una profundización en el análisis del cáncer en la zona estudiada sería importante realizar estudios similares basados en la incidencia de estos tumores.

## BIBLIOGRAFÍA

- Gispert R, del Mar Torné M, Arán Barés M. La efectividad del sistema sanitario en España. *Gac Sanit.* 2006; 20:117-26.
- Aránguez Ruiz E, Arribas García M, Aránguez Gilarranz J, Ordóñez Iriarte JM. Salud y territorio. Aplicaciones prácticas de los sistemas de información geográfica a la salud ambiental. Madrid: Sociedad Española de Sanidad Ambiental; 2012.
- Armijo Rojas R. Epidemiología básica en atención primaria de la salud. Madrid: Díaz de Santos; 1994.
- López-Abente G, Escolar-Pujolar A, Errezola Saizar M. Atlas del cáncer en España. Vitoria-Gasteiz: Gráficas Santamaría, S.A.; 1984.
- López-Abente G, Pollán M, Escolar-Pujolar A, Errezola M, Abraira V. Atlas de mortalidad por cáncer y otras causas en España 1978-1992. Madrid: Instituto de Salud Carlos III; 2001.
- Benach J, Yasui Y, Borrell C, Rosa E, Pasarín MI, Benach N, et al. Atlas de mortalidad en áreas pequeñas en España 1987-1995. Barcelona: Universitat Pompeu Fabra; 2001.
- López-Abente G, Ramis R, Pollán M, Aragonés N, Perez-Gomez B, Gomez-Barroso D, et al. Atlas municipal de mortalidad por cáncer en España. 1989-1998. Madrid: Área de Epidemiología Ambiental y Cáncer del Centro Nacional de Epidemiología, ISCIII; 2007.
- Ocaña-Riola R, Mayoral-Cortés JM, Sánchez-Cantalejo C, Toro-Cárdenas S, Fernández-Ajuría A, Méndez-Martínez C. Atlas interactivo de mortalidad en Andalucía (AIMA). *Rev Esp Salud Pública.* 2008; 82(4):379-94.
- Benach de Rovira J, Martínez Martínez JM, Vergara Duarte M, Buxó Pujolrás M, Yasui Y, Martín Sánchez JC, et al. Atlas de mortalidad en municipios y unidades censales de España (1984-2004). Bilbao: Fundación BBVA; 2013.
- Roquette R, Painho M, Nunes B. Geographical patterns of the incidence and mortality of colorectal cancer in mainland Portugal municipalities (2007–2011). *BMC Cancer* [Internet]. 2019 [citado 19/06/2019]; 19(1). Disponible en: <https://bmccancer.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12885-019-5719-9>.
- Moreira D, Antunes L, Ribeiro AI, Castro C, Lopez A, Bento MJ. Mapping cancer incidence and delimiting high-risk areas in Northern Portugal: a spatial hierarchical Bayesian approach. *Gac Sanit.* 2018; 32(Especial Congreso):203.
- Fernandez-Navarro P, Roquette R, Nuñez O, Sousa Uva, M, Nunes B, López-Abente G. Patrones espaciales de mortalidad municipal por cáncer en Portugal y España. Proyecto AMOCAPE. *Gac Sanit.* 2018; 32(Especial Congreso):12.
- Viñas Casasola MJ, Fernández Navarro P, Fajardo Rivas ML, Gurucelain Raposo JL, Alguacil Ojeda J. Distribución municipal de la incidencia de los tumores más frecuentes en un área de elevada mortalidad por cáncer. *Gac Sanit* [Internet]. 2017 [citado 24/02/2019]. Disponible en: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0213911116302606>.
- Instituto Nacional de Estadística [Internet] [citado 21/02/2019]. Disponible en: [https://www.ine.pt/xportal/xmain?xpgid=ine\\_main&xpid=INE](https://www.ine.pt/xportal/xmain?xpgid=ine_main&xpid=INE).
- Instituto Nacional de Estadística. INEbase / Demografía y población / Padrón. Población por municipios / Estadística del Padrón continuo / Resultados/ Definitivos [Internet]. [citado 20/06/2018]. Disponible en: [https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736177012&menu=resultados&secc=1254736195461&idp=1254734710990](https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177012&menu=resultados&secc=1254736195461&idp=1254734710990).
- Ferlay J, Steliarova-Foucher E, Lortet-Tieulent J, Rosso S, Coebergh JW, Comber H, et al. Cancer incidence and mortality patterns in Europe: Estimates for 40 countries in 2012. *Eur J Cancer.* 2013; 49(6):1374-403.
- Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Ann Inst Stat Math.* 1991; 43(1):1-20.
- Rodríguez-Sánchez L, Fernández-Navarro P, López-Abente G, Nuñez O, Fernández de Larrea-Baz N, Jiménez-Moleón JJ, et al. Different spatial pattern of municipal prostate cancer mortality in younger men in Spain. *PLoS One.* 2019; 14(1): e0210980.
- Rue H, Martino S, Chopin N. Approximate Bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations. *J R Stat Soc Ser B Stat Methodol.* 2009; 71(2):319–92.
- R Core Team. R: A Language and Environment for Statistical Computing [Internet]. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2013 [citado 02/02/2019]. Disponible en: <http://www.R-project.org/>.
- Celemin J. Autocorrelación espacial e indicadores locales de asociación espacial: Importancia, estructura y aplicación. *Rev. Univ. Geogr.* 2009; 18:11-31.
- Anselin L. Local Indicators of Spatial Association—LISA. *Geogr Anal.* 1995; 27(2):93-115.
- Anselin L, Syabri I, Kho Y. GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis. *Geogr Anal.* 2006; 38(1):5-22.
- Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía. Datos Espaciales de Referencia de Andalucía (DERA) [Internet]. [citado 14/12/2015]. Disponible en: <http://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia/DERA/>.
- DGTerritório - Carta Administrativa Oficial de Portugal (CAOP) [Internet]. Lisboa [citado 21/06/2019]. Disponible en: [http://www.dgterritorio.pt/cartografia\\_e\\_geodesia/cartografia/carta\\_administrativa\\_oficial\\_de\\_portugal\\_caop/](http://www.dgterritorio.pt/cartografia_e_geodesia/cartografia/carta_administrativa_oficial_de_portugal_caop/).
- Wickham H. ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis. Second edition. Cham: Springer; 2016.
- QGIS Development Team (2019). QGIS Geographic Information System. Open Source Geospatial Foundation Project [Internet]. [citado 21/06/2019]. Disponible en: <http://qgis.osgeo.org>.

28. Consellería de Sanidade, de la Xunta de Galicia, Organización Panamericana de la salud (OPS-OMS), Universidad CES, Colombia. Epidat 4: Ayuda de Análisis bayesiano. Octubre 2014. [Internet]. [citado 19/12/2019]. Disponible en: [https://www.sergas.es/Saude-publica/Documents/1900/Ayuda\\_Epidat\\_4\\_Analisis\\_bayesiano\\_Octubre2014.pdf](https://www.sergas.es/Saude-publica/Documents/1900/Ayuda_Epidat_4_Analisis_bayesiano_Octubre2014.pdf).
29. Ferlay J, Colombet M, Soerjomataram I, Dyba T, Randi G, Bettio M, et al. Cancer incidence and mortality patterns in Europe: Estimates for 40 countries and 25 major cancers in 2018. *Eur J Cancer*. 2018; 103:356-87.
30. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Muertes atribuibles al consumo de tabaco en España, 2000-2014. Madrid: Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad; 2016.
31. Bacigalupe de la Hera A. Magnitud y evolución de las desigualdades sociales en el tabaquismo en la Comunidad Autónoma de Euskadi: 1986-2007 [Tesis Doctoral]. Universitat Autònoma De Barcelona; 2012.
32. SIIS-Centro de Documentación y Estudios. Departamento de Empleo y Políticas Sociales del Gobierno Vasco. El consumo de tabaco en Euskadi desde una perspectiva de género [Internet]. 2018 [citado 01/03/2020]. Disponible en: <https://www.siiis.net/es/investigacion/ver-estudio/537/>.
33. Sánchez Cruz JJ, Sánchez Villegas P, Moya Garrido MN, Mayoral Cortés JM. La salud en Andalucía según las Encuestas Andaluzas de Salud (EAS). Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública; 2010.
34. Machado A, Nicolau R, Matias Dias C. Consumo de tabaco na população portuguesa retratado pelo Inquérito Nacional de Saúde (2005/2006). *Rev Port Pneumol*. 2009; XV(6):23.
35. Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III. Ariadna: Mortalidad por cáncer y otras causas [Internet]. 2015 [citado 21/08/2015]. Disponible en: <http://cne.isciii.es/ariadna.php>.
36. Alguacil J, Ballester F, Donado J de M, Escolar-Pujolar A, Pollan M, Rodríguez-Artalejo F. Dictamen realizado por encargo del Defensor del Pueblo Andaluz sobre el exceso de mortalidad y morbilidad detectado en varias investigaciones en La Ría de Huelva [Internet]. 2014 [citado 15/08/2015]. Disponible en: <https://www.seepidemiologia.es/documents/dummy/InformeHuelva.pdf>.
37. Escolar Pujolar A. Sobremortalidad por cáncer en El Campo de Gibraltar: EL MEDIO SOCIAL, LA PIEDRA CLAVE. Cádiz: Delegación Provincial de la Consejería de Salud, Junta de Andalucía; 2011.
38. Lacey JV, Kreimer AR, Buys SS, Marcus PM, Chang S-C, Leitzmann MF, et al. Breast cancer epidemiology according to recognized breast cancer risk factors in the Prostate, Lung, Colorectal and Ovarian (PLCO) Cancer Screening Trial Cohort. *BMC Cancer*. 2009; 9:84.
39. Instituto Nacional de Estadística. Edad Media a la Maternidad por provincia, según orden del nacimiento (1581) [Internet]. [citado 23/06/2019]. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=1581&L=0>.
40. Ferlay J, Parkin DM, Steliarova-Foucher E. Estimates of cancer incidence and mortality in Europe in 2008. *Eur J Cancer*. 2010; 46(4):765-81.
41. Malvezzi M, Carioli G, Bertuccio P, Boffetta P, Levi F, Vecchia CL, et al. European cancer mortality predictions for the year 2019 with focus on breast cancer. *Ann Oncol*. 2019; 30(5):781-7.