

EVOLUCIÓN ESPACIOTEMPORAL DEL RIESGO DE MORTALIDAD POR SUICIDIO EN LA ESPAÑA PENINSULAR (1999-2018)

Lucía Cayuela (1), Álvaro Cerame del Campo (2), Emilio José López Sánchez (3), Susana Rodríguez-Domínguez (4) y Aurelio Cayuela (5)

(1) Servicio de Medicina Interna. Hospital Universitario Severo Ochoa. Leganés. España.

(2) Instituto Psiquiátrico de Servicios de Salud Mental José Germain. Leganés. España.

(3) Unidad de Gestión Clínica de Salud Mental. Área de Gestión Sanitaria Sur de Sevilla. Hospital Universitario Nuestra Señora de Valme. Sevilla. España.

(4) Centro de Salud Pino Montano A. Distrito Sevilla. Sevilla. España.

(5) Unidad de Gestión Clínica de Salud Pública, Prevención y Promoción de la Salud. Área de Gestión Sanitaria Sur de Sevilla. Hospital de Valme. Sevilla. España.

Los autores declaran que no existe ningún conflicto de interés.

RESUMEN

Introducción: El suicidio es un importante problema de salud, cuyas razones subyacentes y patrones de riesgo espaciotemporales no se conocen bien. Este estudio ecológico tuvo como objetivo describir y caracterizar los patrones espaciotemporales del suicidio en la España peninsular durante el período 1999-2018.

Métodos: Los datos de mortalidad por suicidios y de población a nivel provincial se obtuvieron del Instituto Nacional de Estadística. Para cada año, provincia y sexo, analizamos los riesgos relativos suavizados (RRs) de mortalidad por suicidio utilizando modelos jerárquicos bayesianos.

Resultados: Durante el período de estudio se produjeron 63.307 muertes por suicidio, 47.849 en hombres y 15.458 en mujeres. El riesgo de suicidio durante todo el período de estudio estuvo por encima del promedio nacional para ambos sexos en las provincias de Granada, La Coruña, Lugo y Asturias. En los hombres, esto también ocurrió en Jaén. Los hombres en Madrid y Cantabria, y las mujeres en Madrid, Toledo y Badajoz, mostraron RRs menores de 1 ($PP < 0,05$) durante los 20 años del estudio. El mapa de probabilidades posteriores indica que la mayoría de las provincias en la zona noroeste (Pontevedra, La Coruña, Lugo y Asturias en ambos sexos y León y Orense en mujeres) y el sudeste (Jaén, Málaga, Granada, Almería en ambos sexos, y Córdoba y Ciudad Real en hombres) presentaron riesgos significativamente altos (probabilidades posteriores mayores de 0,95).

Conclusiones: Nuestros hallazgos, al identificar áreas donde dirigir programas o estrategias para reducir o eliminar el riesgo de mortalidad por suicidio, muestran la importancia de este tipo de análisis para abordar los problemas de salud pública relacionados con este fenómeno.

Palabras clave: Suicidio, Epidemiología, Mortalidad, Análisis espacial.

ABSTRACT

Spatial-temporal evolution of suicide mortality risk in mainland Spain (1999-2018)

Background: Suicide is a major health problem, whose underlying reasons and spatial-temporal risk patterns are not well understood. This ecological study aims to describe and characterize the spatiotemporal patterns of suicide in mainland Spain during the period 1999-2018.

Methods: Data on mortality from suicide and population at the provincial level were obtained from the National Institute of Statistics. For each year, province, and sex, we analysed the smoothed relative risks (RRs) of suicide mortality using Bayesian hierarchical models.

Results: During the study period there were 63,307 suicide deaths, 47,849 in men and 15,458 in women. The risk of suicide throughout the study period is above the national average for both sexes in the provinces of Granada, La Coruña, Lugo and Asturias. In men, this also happens in Jaen. Men in Madrid and Cantabria and women in Madrid, Toledo and Badajoz showed RRs less than 1 ($PP < 0.05$) during the 20 years of the study. The posterior probabilities map indicates that most of the provinces in the Northwest zone (Pontevedra, La Coruña, Lugo and Asturias in both sexes and Leon and Orense in women) and Southeast (Jaen, Malaga, Granada, Almeria in both sexes, and Cordoba and Ciudad Real in men) present significantly high risks (posterior probabilities greater than 0.95).

Conclusions: Our findings, identifying areas where to direct programs or strategies to reduce or eliminate the risk of mortality by suicide, show the importance of this type of analysis in addressing public health problems.

Key words: Suicide, Epidemiology, Mortality, Spatial analysis.

Correspondencia:

Susana Rodríguez-Domínguez
Centro de Salud Pino Montano A
Calle Forjadores, 1
41015 Sevilla, España
susana.rodriguez.dominguez@gmail.com

Cita sugerida: Cayuela L, Cerame del Campo A, López Sánchez EJ, Rodríguez-Domínguez S, Cayuela A. Evolución espaciotemporal del riesgo de mortalidad por suicidio en la España peninsular (1999-2018). Rev Esp Salud Pública. 2020; 94: 5 de agosto e202008082

INTRODUCCIÓN

El suicidio es reconocido como un importante problema de salud pública por la Organización Mundial de la Salud (OMS) en su *Plan de Acción Integral de Salud Mental*, y entre las acciones propuestas se incluyen el desarrollo e implementación de estrategias nacionales integrales de prevención del suicidio, con un enfoque en las poblaciones identificadas como de mayor riesgo⁽¹⁾.

Desde 1990, la mortalidad por suicidio ha disminuido en un 32% a nivel mundial. Sin embargo, persisten diferencias sustanciales en las tasas entre regiones y subpoblaciones⁽²⁾.

En España, en los últimos años (2010-2016) se ha observado un marcado aumento de la mortalidad por suicidio en las mujeres, mientras que en los hombres las tasas se mantuvieron estables⁽³⁾. Pese a ello, se ha observado una amplia variabilidad según la comunidad autónoma, tanto en términos de nivel de mortalidad como de tendencias⁽⁴⁾. Los factores que subyacen bajo esas diferencias representan una compleja red que incluye factores de riesgo y/o de protección a nivel individual, familiar, comunitario y social; opciones y acceso a medios para suicidarse; enfermedades mentales y acceso a servicios de salud mental y otros servicios⁽⁵⁾ que varían en el tiempo y entre comunidades autónomas.

La necesidad de profundizar en el conocimiento de los factores que pueden estar ligados al suicidio ha favorecido la realización de diferentes estudios tanto espaciales (con diferentes ámbitos geográficos^(6,7), indicadores⁽⁸⁾, períodos y metodologías empleadas)⁽⁹⁾ como temporales^(3,4) en nuestro país. Pese a ello, los estudios que usen modelos espaciotemporales son todavía escasos^(10,11).

Las actuales técnicas de modelado espaciotemporal bayesianas pueden aplicarse potencialmente a una gran cantidad de causas de mortalidad poco frecuentes o en áreas con escasa población para examinar la variación geográfica y temporal⁽¹²⁾.

Por todo ello, pretendimos actualizar la información sobre la mortalidad por suicidio y analizar los patrones espaciotemporales de la mortalidad por suicidio en España a nivel provincial durante el período 1999-2018, mediante modelos espaciotemporales bayesianos. El mapeo de las estimaciones a nivel provincial podría ayudar a resaltar provincias donde las estimaciones eran más altas o bajas que el promedio nacional, y proporcionar información adicional sobre cómo las estimaciones a nivel de provincia habían cambiado con el tiempo.

SUJETOS Y MÉTODOS

Se diseñó un estudio ecológico descriptivo, con el objeto de obtener mapas de Razón de Mortalidad Estandarizada Suavizada por suicidio, según provincia y sexo, en España durante el período 1999-2018.

Los datos de mortalidad por suicidio (códigos X60-X84 y Y87.0 de la 10ª Revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades) y las poblaciones necesarias para los cálculos a nivel provincial y nacional se obtuvieron del Instituto Nacional de Estadística⁽¹³⁾.

Mediante el método de estandarización indirecta se calculó el número de muertes esperadas (E), utilizando las tasas de mortalidad específicas por grupos de edad quinquenal (considerando un grupo de edad final, de 85 y más años) y sexo para España durante todo el período (1999-2018), así como la población de riesgo específica por los mismos grupos de edad

y sexo de cada provincia para cada año. Una vez obtenidos los casos esperados, se calculó la Razón de Mortalidad Estandarizada (RME), que mide el riesgo relativo (R) de cada provincia respecto a la región de referencia, en este caso España, teniendo como numerador el número de casos observados (O) y como denominador el número de casos esperados. Dado que las RME son extremadamente variables cuando se analizan causas de muerte con pocos casos o áreas con poca población, es necesario el uso de modelos estadísticos que permitan suavizar los riesgos teniendo en cuenta la información de vecinos espaciales y temporales⁽¹⁴⁾.

Es habitual modelizar el número de casos observados (O_{it}) en un área geográfica i en el período t , como una distribución Poisson. El valor medio de esta distribución depende del número de casos esperados en esa región y período (E_{it}) y del riesgo subyacente (R_{it}) en la misma: $O_{it}|R_{it} \sim \text{Poisson}(E_{it}R_{it})$.

Modelamos el logaritmo de los riesgos considerando el siguiente modelo espacio-temporal: $\log(R_{it}) = \alpha + \xi_i + \gamma_t + \delta_{it}$, donde α es la ordenada en el origen y representa el logaritmo del riesgo global, ξ_i es el efecto aleatorio espacial, γ_t es el efecto aleatorio temporal y, finalmente, δ_{it} modeliza la interacción espacio-tiempo.

Para modelar la dependencia espacial estructurada (agrupamiento) y no estructurada (heterogeneidad) usamos las propuestas de Besag, York y Mollié (BYM)⁽¹⁵⁾. Como idea general, se asumió una dependencia espacial por la que las estimaciones del riesgo en un área determinada dependían de las áreas vecinas. Al no tener áreas vecinas, excluimos las provincias insulares y las ciudades de Ceuta y Melilla.

Para modelar los efectos temporales se consideraron “paseos aleatorios” de primer o segundo orden (RW1, RW2).

Asimismo, se valoraron modelos en los que se incorporó una de las posibles interacciones espaciotemporales propuestas por Knorr-Held⁽¹⁶⁾. La interacción de tipo I supone que los dos efectos no estructurados interactúan, pero no dan como resultado una estructura en el espacio y/o el tiempo. Las interacciones tipo II combinan efectos espaciales no estructurados con efectos temporales estructurados, es decir, cada región evoluciona en el tiempo según el paseo aleatorio escogido, pero independientemente de sus regiones vecinas. La interacción tipo III combina efectos principales espaciales estructurados y efectos temporales no estructurados. La interacción tipo IV considera estructura en el espacio y en el tiempo (este tipo de interacción sería adecuado si las tendencias temporales fueran diferentes de una provincia a otra, pero es más probable que sean similares para las provincias adyacentes). En total se consideraron ocho modelos para cada sexo.

Para los cálculos de las distribuciones a posteriori usamos la técnica de inferencia bayesiana aproximada denominada por las siglas INLA (*Integrated Nested Laplace Approximation*). Para seleccionar el modelo final usamos el conocido *Deviance Information Criterion* (DIC)⁽¹⁷⁾, que busca un equilibrio entre la bondad del ajuste y la complejidad del modelo. El modelo con el menor valor del DIC es el elegido.

Todos los análisis se realizaron utilizando la biblioteca INLA del paquete estadístico R, que nos permitió obtener:

- i) Estimaciones precisas del patrón espacio-temporal del riesgo (RRs), basándose en datos de áreas vecinas y años adyacentes.
- ii) Sus probabilidades posteriores de que los RRs fueran >1 (PP).

Para decidir qué áreas tenían un exceso de mortalidad, aplicamos una regla de decisión basada en las PP con los siguientes puntos de corte⁽¹⁸⁾: 0,05, 0,20, 0,80 y 0,95. Las áreas con valores superiores a 0,80 eran áreas en riesgo. El exceso de mortalidad se consideró significativo cuando la probabilidad fue mayor a 0,95. Las probabilidades entre 0,2 y 0,8 mostraron poca evidencia de que la relación de tasas fuera superior a 1, por lo que la tasa de mortalidad específica de estas áreas era similar a la tasa de mortalidad de referencia. Las áreas con valores inferiores a 0,20 eran áreas de bajo riesgo y las áreas con probabilidad inferior a 0,05 se consideraron áreas con una tasa de mortalidad específica significativamente menor que la tasa nacional española.

Los mapas se realizaron con el programa de análisis exploratorio de datos espaciales GeoDa (versión 1.12.1)⁽¹⁹⁾.

RESULTADOS

Durante el período de estudio se produjeron 63.307 muertes por suicidio, 47.849 en hombres y 15.458 en mujeres.

En ambos sexos, el menor valor del DIC correspondió al modelo espaciotemporal con una interacción tipo II y un RW1 para el efecto temporal. Las interacciones de tipo II son adecuadas cuando las tendencias temporales son diferentes de una provincia a otra, pero no tienen ninguna estructura en el espacio.

La **figura 1** muestra los patrones espaciales de los riesgos de mortalidad por suicidio en hombres y mujeres, así como las probabilidades posteriores de que el riesgo de mortalidad fuera superior a 1 durante el período 1999-2018. Este riesgo espacial puede interpretarse como un riesgo inherente a la provincia. Aunque en el mapa de riesgos puede parecer que hay pocas zonas de riesgo alto, el mapa de las probabilidades

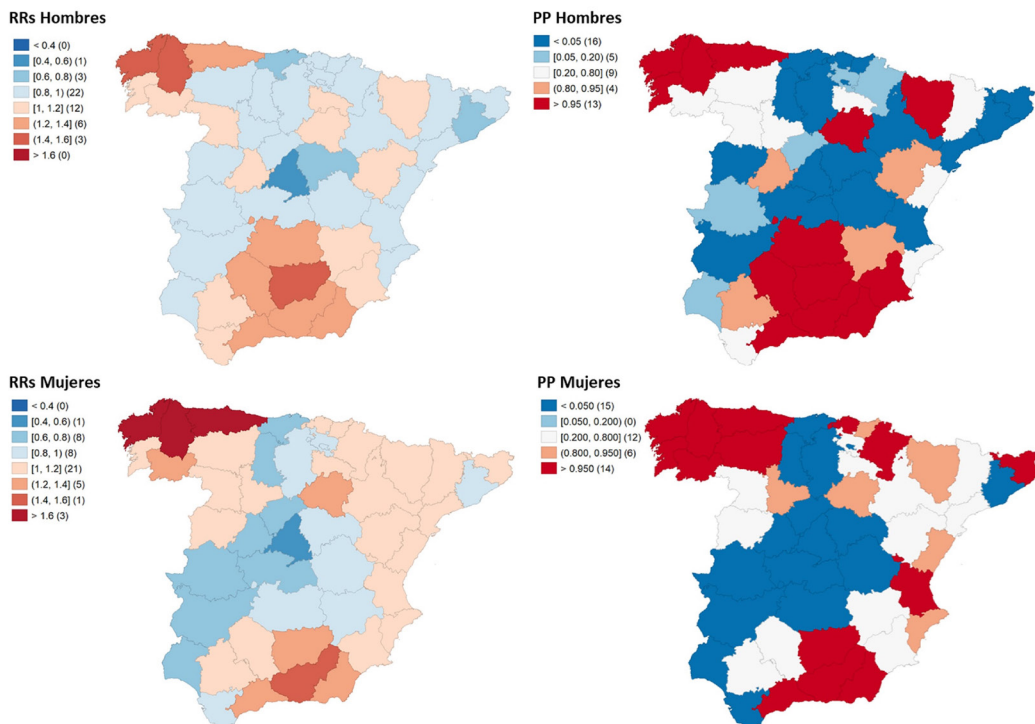
a posteriori indica que la mayoría de las provincias en la zona Noroeste (Pontevedra, La Coruña, Lugo y Asturias en ambos sexos, y León y Orense en las mujeres) y Sureste (Jaén, Málaga, Granada, Almería en ambos sexos, y Córdoba y Ciudad Real en hombres) presentaban riesgos significativamente altos (probabilidades *a posteriori* mayores que 0,95). Soria y Huesca en los hombres, y Gerona, Valencia, Vizcaya y Navarra en las mujeres, mostraron también un exceso de mortalidad estadísticamente significativo. Claramente, las provincias de la zona central presentaron los riesgos más bajos. 16 provincias en los hombres y 14 en las mujeres reflejaron valores significativamente inferiores a la media nacional.

Las **figuras 2 y 3** muestran la evolución de los patrones geográficos de los riesgos de mortalidad por suicidio en España durante el período 1999-2018 (según quinquenios) para hombres y mujeres, respectivamente.

En los hombres se observó cómo el número de provincias con un exceso de mortalidad significativo disminuía con el tiempo, pasando de 21 provincias (ubicadas fundamentalmente en el Noroeste y Sureste peninsular) en 1999-2003 a 6 provincias (La Coruña, Lugo, Asturias, Ciudad Real, Jaén y Granada) en 2014-2018. Asimismo, se observó una convergencia del riesgo a nivel provincial (el número de provincias con un riesgo similar a la media nacional pasó de 22 provincias en el primer quinquenio a 36 provincias en el último).

En las mujeres (**figura 3**) se observó algo similar, el número de provincias con exceso de mortalidad estadísticamente significativo pasó de 13 (situadas sobre todo en el Noroeste y Sureste) en el primer quinquenio a 5 (Pontevedra, La Coruña, Lugo, Asturias y Granada) en el último. Al igual que en los hombres, se observó una convergencia de los riesgos a nivel provincial con el tiempo, aunque

Figura 1
Patrones espaciales de los riesgos de mortalidad (RRs) por suicidio en hombres y mujeres y las probabilidades posteriores (PP) de que el riesgo de mortalidad sea superior a 1 durante el período 1999-2018.



menos marcada que en éstos (de 29 provincias con un riesgo similar a la media nacional se pasó a 34).

Las figuras 4 a 6 muestran las tendencias temporales del riesgo en hombres y mujeres durante el período de estudio a nivel provincial y para España. Como las tendencias se obtuvieron utilizando un método de estandarización indirecto, en estas figuras las tendencias de hombres y mujeres no son directamente comparables. Ambas tendencias deben compararse con uno. Si el riesgo (para hombres o mujeres) en una provincia y punto de tiempo era mayor que uno, significa que el riesgo era mayor que

el riesgo de España en todo el período. Por lo tanto, las gráficas representan la evolución del riesgo de mortalidad para cada sexo en las diferentes provincias en comparación con el riesgo de España en todo el período para ese sexo.

En la figura 6 se muestra, junto a 15 provincias, la tendencia temporal global (resumen de España) de los RRs de mortalidad por suicidio en hombres y mujeres. Con respecto a los hombres, los RRs eran mayores que uno al comienzo del período de estudio y disminuyeron con el tiempo, aunque en los periodos 2008-2009 y 2013-2014 hubo un ligero aumento. En las mujeres, tras un período de descenso (2006-2012)

Figura 2
Evolución de los patrones geográficos de los riesgos de mortalidad (RRs) y Probabilidades Posteriores de que RRs>1 (PP) por suicidio en España durante el período 1999-2018 (según quinquenios) en hombres.

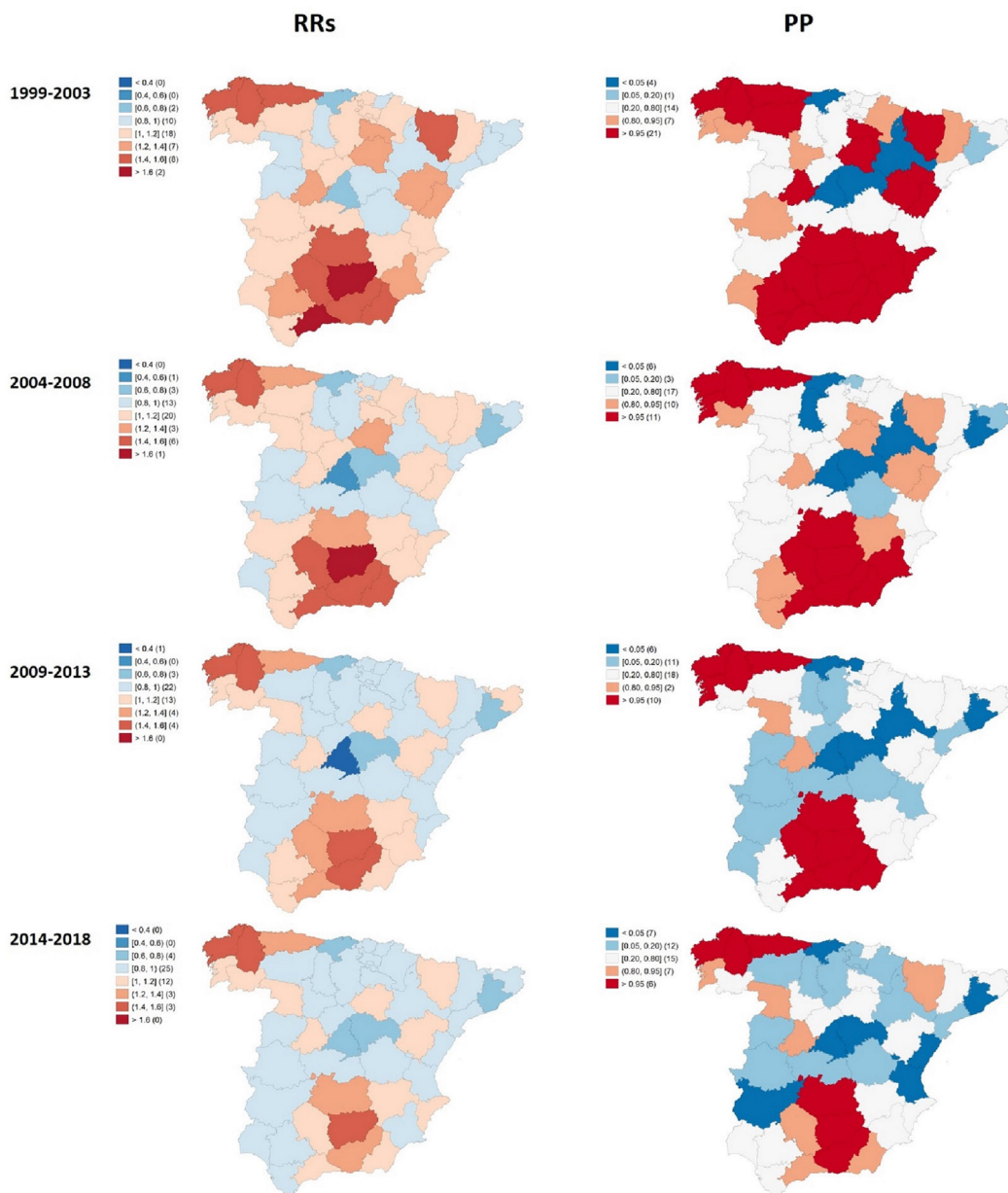


Figura 3
Evolución de los patrones geográficos de los riesgos de mortalidad (RRs) y Probabilidades Posteriores de que RRs>1 (PP) por suicidio en España durante el período 1999-2018 (según quinquenios) en mujeres.

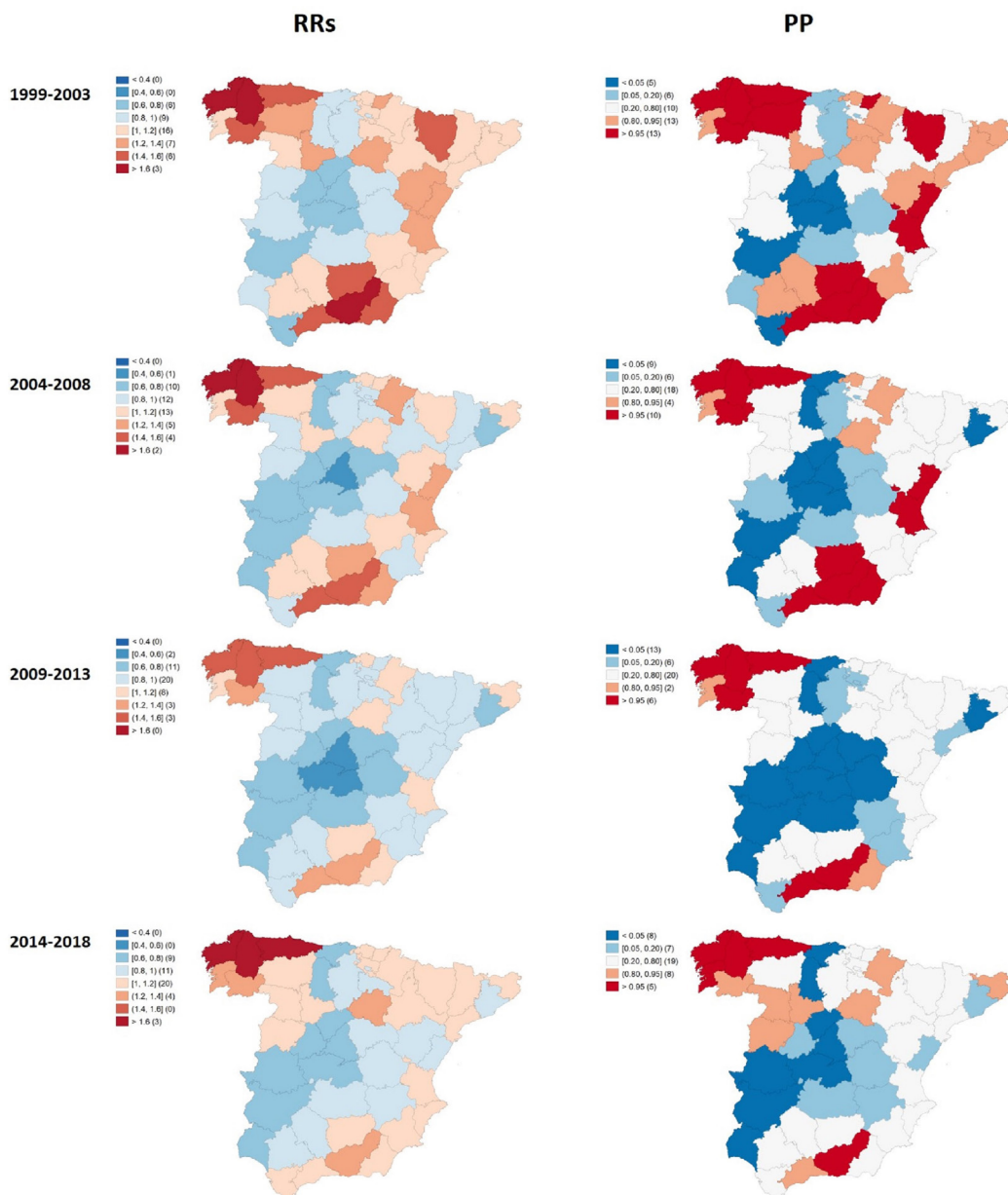


Figura 4
Tendencias temporales del riesgo (RRs) en hombres y mujeres
durante el periodo 1999-2018 a nivel de 16 provincias españolas.

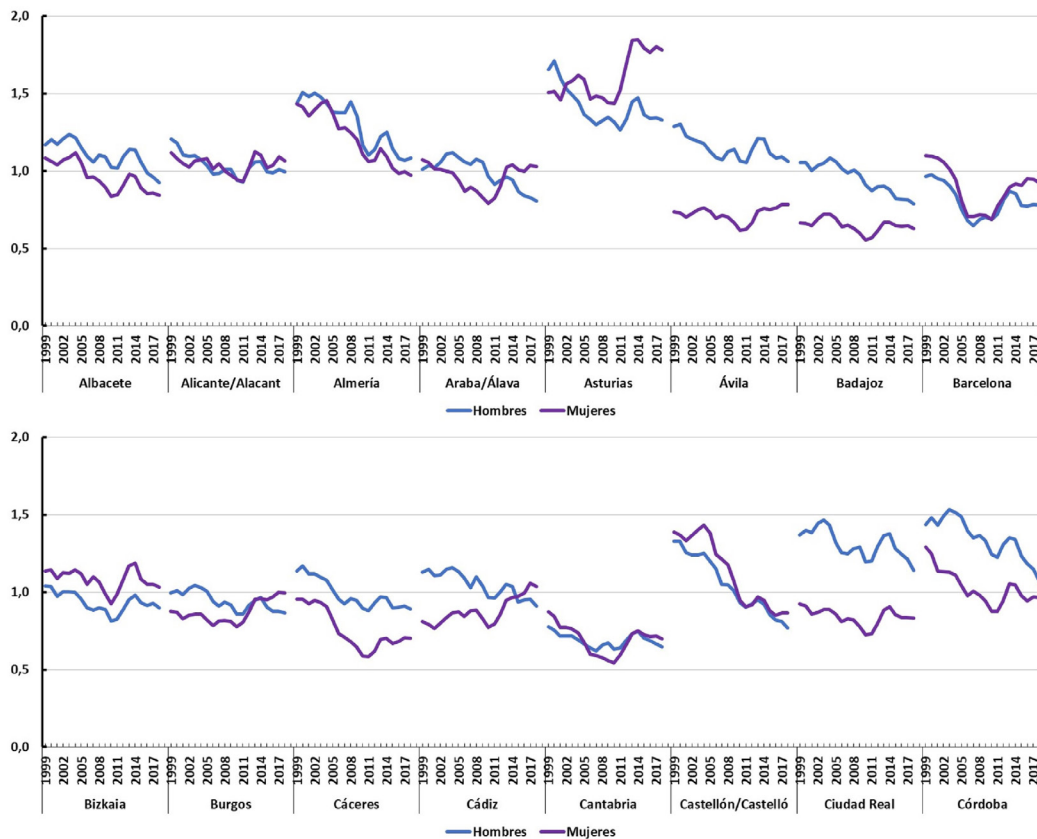


Figura 5
Tendencias temporales del riesgo (RRs) en hombres y mujeres durante el periodo 1999-2018 a nivel de 16 provincias españolas.

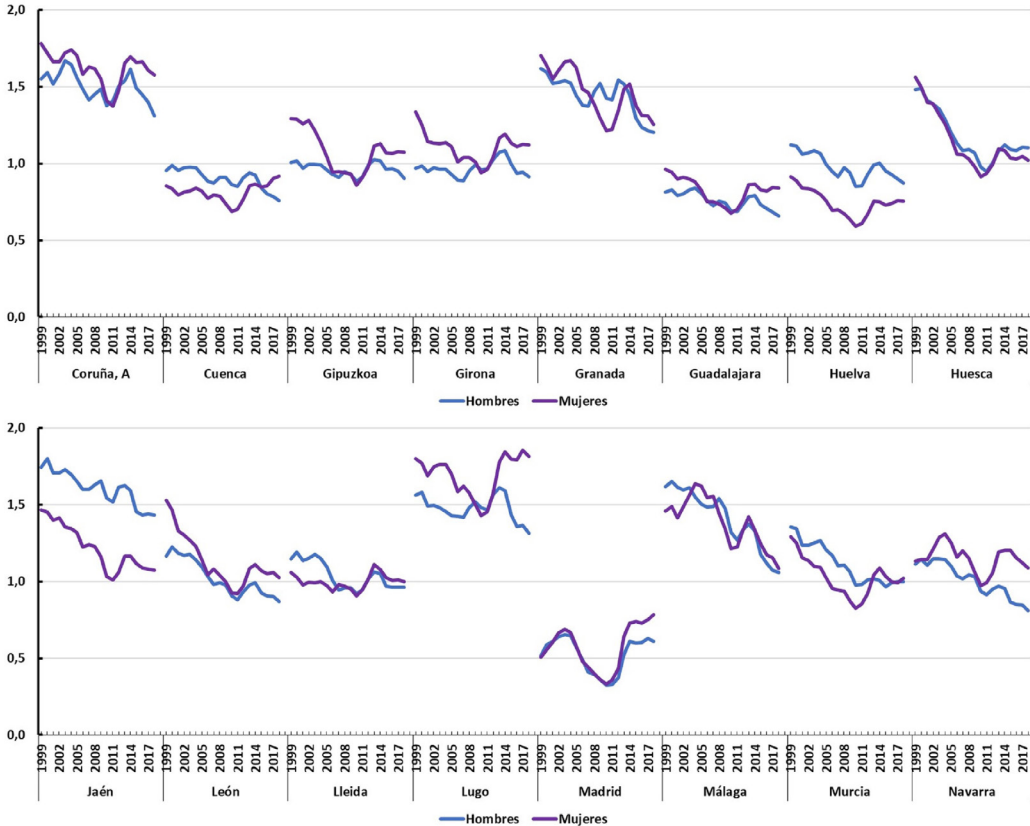
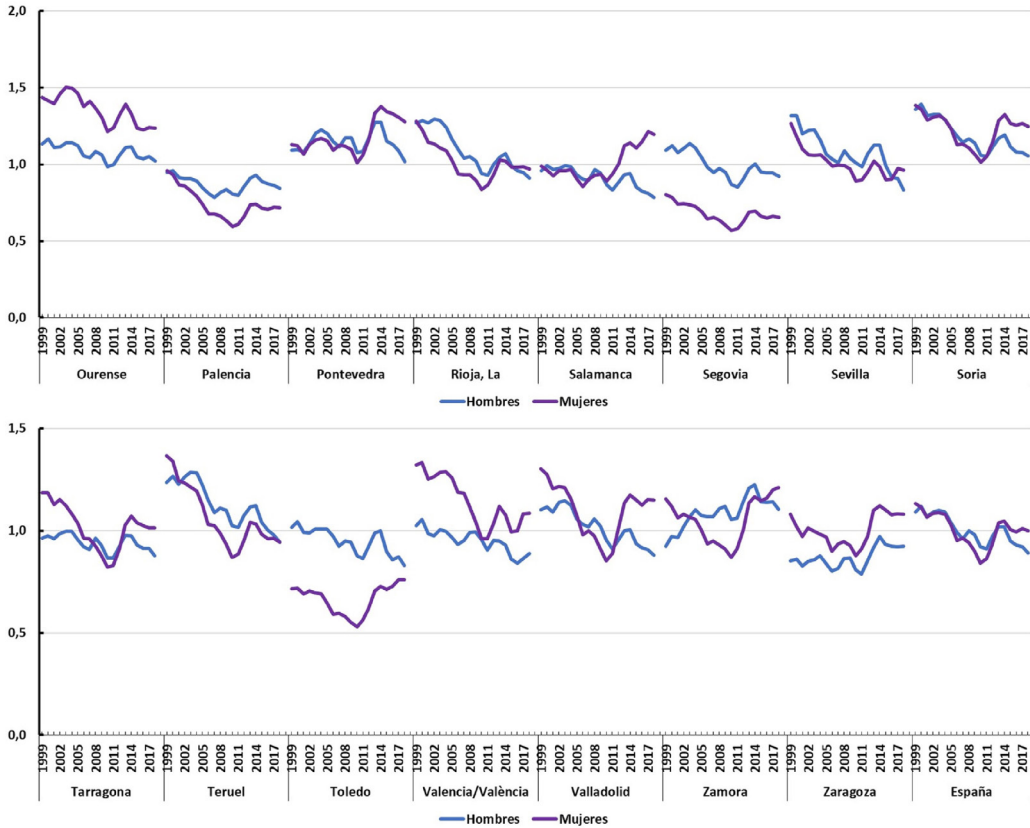


Figura 6
Tendencias temporales del riesgo (RRs) en hombres y mujeres
durante el período 1999-2018 a nivel de 15 provincias y España de forma global.



del riesgo, las tasas aumentaron y permanecieron estables en los últimos años (2013-2018).

Tanto en hombres como en mujeres, las provincias de Granada, La Coruña, Lugo y Asturias mantuvieron un exceso de riesgo significativo durante los veinte años del período de estudio. En los hombres, esto ocurrió también en la provincia de Jaén. La provincia de Málaga mantuvo en ambos sexos un exceso de mortalidad a lo largo de 18 años, y las provincias de Córdoba y Ciudad Real en hombres durante 19 años. La provincia de Pontevedra mantuvo un exceso de riesgo significativo durante el último quinquenio en las mujeres. En los hombres, mantuvieron durante todo el período de estudio RRs inferiores a 1 con una $PP < 0,05$ las provincias de Madrid y Cantabria, y Madrid, Toledo y Badajoz en el caso de las mujeres.

En las mujeres, 9 provincias (Soria, La Rioja, Zamora, Alicante, Salamanca, Albacete, Teruel, Lleida y Zaragoza) mantuvieron durante todo el período de estudio una tendencia temporal similar a la media nacional, mientras que en los hombres solo se observó en la provincia de Ourense.

DISCUSIÓN

Nuestros resultados aportan un conocimiento actualizado de la distribución geográfica y la evolución temporal de la mortalidad por suicidio en España (período 1999-2018), mejorando la información aportada por el mapeo estático convencional⁽²⁰⁾, e identificando un patrón geográfico persistente en el tiempo. Se muestra la evolución de cada provincia a lo largo del período de estudio y se destacan algunos comportamientos que pueden tener un interés desde el punto de vista de la vigilancia epidemiológica y de la priorización de intervenciones en zonas de alto riesgo.

En España se reportan evidencias sobre la asociación de factores contextuales de

privación socioeconómica, como las tasas de desempleo, pobreza y nivel educativo, con las tasas de suicidio^(21,22,23). Una mayor exposición al desempleo se asocia con un mayor riesgo de suicidio en un reciente metaanálisis⁽²⁴⁾. Asimismo, en nuestro contexto, algunos estudios sugieren que el aislamiento, las oportunidades socioeconómicas limitadas y el acceso limitado a la atención de salud mental en las comunidades rurales pueden contribuir a tasas más altas de suicidio⁽²⁵⁾, especialmente en hombres y personas mayores^(26,27). Los estudios que utilizan la densidad de población como *proxy* de la ruralidad también demuestran que las áreas con mayor densidad de población tienen menores riesgos de suicidio⁽²⁸⁾.

El patrón geográfico observado por nosotros concuerda con otros estudios geográficos realizados en España que encontraron mayores tasas de mortalidad por suicidio en Galicia y Asturias en comparación con el resto de España^(10,11). El análisis espacial de dichos trabajos se limita al total del período analizado (2000-2012⁽¹⁰⁾ y 1981-2008⁽¹¹⁾), sin tener en cuenta la evolución temporal de cada una de las provincias y las posibles interacciones espacio-temporales.

La zona de riesgo elevado encontrada en el sur de España es también descrita por otros autores en trabajos desarrollados con datos de años anteriores^(9,29), por lo que el patrón geográfico (Noroeste-Sureste) en ambos sexos parece que es algo constante en nuestro país. Estos hallazgos refuerzan la importancia de este tipo de análisis en el abordaje de un problema de salud pública como es la mortalidad por suicidio, al permitir identificar áreas donde dirigir programas o estrategias preventivas.

El análisis del efecto de las desigualdades socioeconómicas en la mortalidad por suicidio en Barcelona (2009-2014)⁽³⁰⁾ y el País Vasco (2009-2012)⁽³¹⁾, no encontró un aumento en la mortalidad por suicidio durante la recesión

económica. En la provincia de Barcelona, nuestros resultados muestran que en las mujeres el riesgo aumenta durante el período 2010-2018, aunque con cifras inferiores a la media nacional desde 2005 a 2013. En los hombres ocurre algo similar, el riesgo se incrementa en el período 2007-2013, aunque siempre por debajo del nivel medio nacional. En las tres provincias del País Vasco observamos diferentes patrones temporales. En los hombres, se observa un período en el que el riesgo desciende, situándose por debajo de la media nacional (2015-2018, 2006-2012 y 2010 en Álava, Vizcaya y Guipúzcoa, respectivamente). En las mujeres, el riesgo se mantiene a nivel nacional durante casi todo el período de estudio (Vizcaya y Guipúzcoa se sitúan por encima durante los períodos 2013-2014 y 1999-2003, respectivamente, y Álava se sitúa por debajo en 2010).

En un estudio previo se observa que la tendencia de mortalidad en Andalucía presenta una tendencia descendente paralela en ambos sexos durante el período 1997-2016 (-1.7%)⁽⁴⁾. Nuestros resultados apuntan a un fenómeno similar a nivel provincial, aunque con matizaciones. En Cádiz, por ejemplo, se observa una tendencia divergente según sexo: en las mujeres, el riesgo se incrementa desde 2010, mientras que en los hombres desciende durante todo el período de estudio.

En Madrid, tras un período de incremento desde 2010, el riesgo de suicidio parece estabilizarse en los hombres a partir de 2015, mientras que en las mujeres continúa aumentando, aunque manteniéndose por debajo de la media nacional (figura 5). Parte de esos incrementos se atribuyen a mejoras de la codificación de las causas de muerte en dicha provincia⁽³²⁾.

En Navarra se venía observando una tendencia estable hasta 2015 en ambos sexos⁽³³⁾, y nuestros resultados muestran en los hombres

una tendencia descendente significativa durante el período 2015-2018, mientras que en las mujeres sólo se observa un exceso de riesgo significativo en 2014.

Los estudios realizados hasta la fecha en nuestro contexto emplearon el análisis puramente espacial, dejando de lado la dimensión temporal. Por ello, sus resultados son un patrón promedio del riesgo en el período analizado, no aportan información sobre la variabilidad que sufre el riesgo a lo largo del tiempo y no sabemos si un riesgo alto es sostenido o ha cambiado con el tiempo⁽³⁴⁾. Además, el uso de datos agregados temporalmente puede producir un sesgo en las estimaciones de los RRs, de forma que el exceso de eventos observados en algunas áreas geográficas podría reflejar una situación pasada que continúa visualizándose debido a dicha agregación⁽³⁵⁾. Los modelos espaciotemporales empleados solventan dichos problemas y permiten suavizar los riesgos, así como estimar la tendencia temporal global y el patrón espacial subyacente. Asimismo, al usar un período de tiempo largo (20 años) los modelos se ajustan mejor⁽³⁶⁾.

A pesar de su popularidad, los estudios ecológicos presentan limitaciones que han de ser tenidas en cuenta para interpretar correctamente los resultados⁽³⁷⁾. Por un lado, las técnicas estadísticas utilizadas permiten describir los patrones espaciotemporales del riesgo de suicidio, pero no explicar las diferencias observadas entre provincias. Al tratarse de datos agregados, el nivel de exposición a cualquier factor de riesgo de las personas fallecidas y no fallecidas es desconocido. Además, dado que las muertes en España se registran de acuerdo con la última dirección conocida donde vivía la persona, sin especificar el tiempo que la persona había vivido allí, no es posible conocer si los individuos que residen actualmente en un área han vivido en ella la mayor parte de la vida expuestos a

factores de riesgo del entorno, por lo que toda hipótesis que sugiera una relación entre el exceso de riesgo observado en algunas provincias y las desigualdades sociales, uso de servicios de salud o exposiciones medioambientales de los individuos podría incurrir en la conocida falacia ecológica⁽³⁸⁾. Pese a ello, se utilizan con propósitos descriptivos, con el objetivo de generar hipótesis etiológicas, para la vigilancia de la salud pública (a fin de detectar áreas con un aparente mayor riesgo) y como ayuda en la definición de políticas de salud y de asignación de recursos.

Cuando se analizan e interpretan mapas de mortalidad por diferentes causas también se deben tener en cuenta la calidad de los datos. Pese a los posibles problemas de subregistro⁽³⁹⁾, España muestra una buena fiabilidad de sus estadísticas de suicidio en comparación con países de nuestro entorno⁽⁴⁰⁾.

A modo de conclusión, nuestros resultados muestran claramente que el patrón espacial de la distribución de la mortalidad por suicidio en España se mantiene, con algunas variaciones, durante los 20 años del estudio. Se desconocen los factores de riesgo que dan origen a este patrón y las razones de su persistencia.

Nuestros hallazgos refuerzan la importancia de este tipo de análisis en el abordaje de los problemas de salud pública, al permitir identificar áreas donde dirigir programas o estrategias para disminuir el riesgo de mortalidad por suicidio⁽⁴¹⁾.

Poco sabemos sobre los determinantes de los patrones espaciotemporales observados y, por ello, son necesarios más estudios. Una mejor comprensión de éstos es fundamental para planificar las estrategias de intervención más eficientes, de cara a lograr el objetivo de disminuir la mortalidad por suicidio propuesto por la OMS.

BIBLIOGRAFÍA

1. World Health Organization Comprehensive mental health action plan 2013-2020. World Health Organization, 2013. https://www.who.int/mental_health/action_plan_2013/en/ último acceso 13 de marzo de 2020.
2. Naghavi M; Global Burden of Disease Self-Harm Collaborators. Global, regional, and national burden of suicide mortality 1990 to 2016: systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2016. *BMJ*. 2019;364:194.
3. Cayuela A, Cayuela L, Sánchez Gayango A, Rodríguez-Domínguez S, Pilo Uceda FJ, Velasco Quiles AA. Suicide mortality trends in Spain, 1980-2016. *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2018;S1888-9891(18)30072-7.
4. Cayuela L, Pilo Uceda FJ, Sánchez Gayango A, Rodríguez-Domínguez S, Velasco Quiles AA, Cayuela A. Divergent trends in suicide mortality by Autonomous Community and sex (1980-2016) *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2019;S1888-9891(19)30095-3.
5. Franklin JC, Ribeiro JD, Fox KR, Bentley KH, Kleiman EM, Huang X et al. Risk factors for suicidal thoughts and behaviors: A meta-analysis of 50 years of research. *Psychol Bull*. 2017;143(2):187-232.
6. Alameda-Palacios J, Ruiz-Ramos M, García-Robredo B. Suicide Mortality in Andalusia, Spain: geographical Distribution and Relationship with Antidepressants, Altitude and Socioeconomic Inequalities. *Rev Esp Salud Publica*. 2015;89(3):283-293.
7. Vidal-Rodeiro CL, Santiago-Pérez MI, Paz-Esquete J, López-Vizcaíno ME, Cerdeira-Caramés S, Hervada-Vidal X et al. Space-time distribution of suicide in Galicia, Spain [1976-1998]. *Gac Sanit*. 2001;15(5):389-97.
8. Marco M, Gracia E, López-Quilez A, Lila M. What calls for service tell us about suicide: A 7-year spatio-temporal analysis of neighborhood correlates of suicide-related calls. *Sci Rep*. 2018;8(1):6746.

9. Salmerón D, Cirera L, Ballesta M, Navarro-Mateu F. Time trends and geographical variations in mortality due to suicide and causes of undetermined intent in Spain, 1991-2008. *J Public Health (Oxf)*. 2013;35(2):237-245.
10. Santurtún M, Santurtún A, Zarrabeitia MT. Does the environment affect suicide rates in Spain? A spatiotemporal analysis. *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2018;11(4):192-198.
11. Alvaro-Meca A, Kneib T, Gil-Prieto R, Gil de Miguel A. Epidemiology of suicide in Spain, 1981-2008: a spatio-temporal analysis. *Public Health*. 2013;127(4):380-385.
12. Khana D, Rossen LM, Hedegaard H, Warner M. A Bayesian and temporal modeling approach to mapping geographic variation in mortality rates for subnational areas with R-INLA. *J Data Sci*. 2018;16(1):147-182.
13. <https://www.ine.es/dyngs/INEbase/listaoperaciones.htm> último acceso 19 de junio de 2020.
14. Khan D, Rossen LM, Hedegaard H, Warner M. A Bayesian spatial and temporal modeling approach to mapping geographic variation in mortality rates for subnational areas with R-INLA. *J Data Sci*. 2018; 18:147-182.
15. Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Ann Inst Stat Math*. 1991;43: 1-20.
16. Knorr-Held L. Bayesian modelling of inseparable space-time variation in disease risk. *Stat Med*. 2000;19(17-18):2555-2567.
17. Spiegelhalter DJ, Best NG, Carlin BP, van der Linde A. Bayesian measures of model complexity and fit (with discussion). *J R Stat Soc Series B Stat Methodol*. 2002; 64(4):583-639.
18. Richardson S, Thomson A, Best N et al. Interpreting posterior relative risk estimates in disease mapping studies. *Environ Health Persp*. 2004;112:1016-1025.
19. GeoDa Software Versión 1.14. Disponible en: <http://geodacenter.github.io/download.html> último acceso 19 de junio de 2020.
20. Bernal M, Gómez EM, Gutiérrez E, Lafita S, Guillén C. The study of suicides and homicides in Spain. Years 1980-1990. *Actas Luso Esp Neurol Psiquiatr Cienc Afines*. 1995;23(5):249-255.
21. Iglesias-García C, Sáiz PA, Burón P, Sánchez-Lasheras F, Jiménez-Treviño L et al. Suicide, unemployment, and economic recession in Spain. *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2017;10(2):70-77.
22. Córdoba-Doña JA, San Sebastián M, Escolar-Pujolar A, Martínez-Faure JE, Gustafsson PE. Economic crisis and suicidal behaviour: the role of unemployment, sex and age in Andalusia, southern Spain. *Int J Equity Health*. 2014;13:55.
23. Lorant V, de Gelder R, Kapadia D, Borrell C, Kalediene R, Kovács K et al. Socioeconomic inequalities in suicide in Europe: the widening gap. *Br J Psychiatry*. 2018;212(6):356-361.
24. Milner A, Page A, LaMontagne AD. Cause and effect in studies on unemployment, mental health and suicide: a meta-analytic and conceptual review. *Psychol Med*. 2014;44(5):909-917.
25. Suso-Ribera C, Mora-Marín R, Hernández-Gaspar C, Pardo-Guerra L, Pardo-Guerra M, Belda-Martínez A et al. Suicide in Castellón, 2009-2015: Do sociodemographic and psychiatric factors help understand urban-rural differences? *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2018;11(1):4-11.
26. Vidal-Rodeiro CL, Santiago-Pérez MI, Paz-Esquete J, López-Vizcaíno ME, Cerdeira-Caramés S, Hervada-Vidal X et al. Space-time distribution of suicide in Galicia, Spain [1976-1998]. *Gac Sanit*. 2001;15(5):389-97.
27. Iglesias García C, Alvarez Riesgo JA. A study on suicide in Asturias: increase of the frequency in the last two decades. *Actas Esp Psiquiatr*. 1999;27(4):217-222.

28. Congdon P. The spatial pattern of suicide in the US in relation to deprivation, fragmentation and rurality. *Urban Stud.* 2011;48(10):2101-2122.
29. Pérez-Costillas L, Blasco-Fontecilla H, Benítez N, Comino R, Antón JM, Ramos-Medina V et al. Space-time suicide clustering in the community of Antequera (Spain). *Rev Psiquiatr Salud Ment.* 2015;8(1):26-34.
30. Borrell C, Palència L, Marí Dell'Olmo M, Morriison J, Deboosere P, Gotsens M et al. Socioeconomic inequalities in suicide mortality in European urban areas before and during the economic recession. *Eur J Public Health.* 2020;30(1):92-98.
31. Borrell C, Marí-Dell'Olmo M, Gotsens M, Calvo M, Rodríguez-Sanz M, Bartoll X, Esnaola S. Socioeconomic inequalities in suicide mortality before and after the economic recession in Spain. *BMC Public Health.* 2017;17(1):772.
32. Barbería E, Xifró A, Arimany-Manso J. Impacto beneficioso de la incorporación de las fuentes forenses a las estadísticas de mortalidad. *Rev Esp Med Legal.* 2017;43:1-4.
33. Delfrade J, Sayón-Orea C, Teijeira-Álvarez R, Floristán-Floristán Y, Moreno-Iribas C. [Divergent Trends in Suicide Mortality in Navarra and Spain: 2000-2015]. *Rev Esp Salud Publica.* 2017;91. pii: e201705032.
34. Knorr-Held L, Besag J. Modelling risks from a disease in time and space. *Statistics in Medicine* 1998; 17:2045-2060.
35. Ocaña-Riola R. The misuse of count data aggregated over time for disease mapping. *Stat Med.* 2007; 26(24):4489-4504.
36. Martínez-Beneito M, López-Quilez A, Botella-Rocamora P. An autoregressive approach to spatio-temporal disease mapping *Stat Med.* 2008; 27: 2874-89.
37. Morgenstern H. Ecologic studies in epidemiology: concepts, principles, and methods. *Annu Rev Public Health.* 1995;16:61-81.
38. Sedgwick P. Understanding the ecological fallacy. *BMJ.* 2015;351:h4773.
39. Giner L, Guija JA. Number of suicides in Spain: differences between data from the Spanish Statistical Office and the Institutes of Legal Medicine. *Rev Psiquiatr Salud Ment.* 2014;7(3):139-46.
40. Värnik P, Sisask M, Värnik A, Arensman E, Van Audenhove C, van der Feltz-Cornelis CM, Hegerl U. Validity of suicide statistics in Europe in relation to undetermined deaths: developing the 2-20 benchmark. *Inj Prev.* 2012;18(5):321-5.
41. Musa GJ, Chiang PH, Sylk T, Bavley R, Keating W, Lakew B et al. Use of GIS Mapping as a Public Health Tool-From Cholera to Cancer. *Health Serv Insights.* 2013;6:111-6.