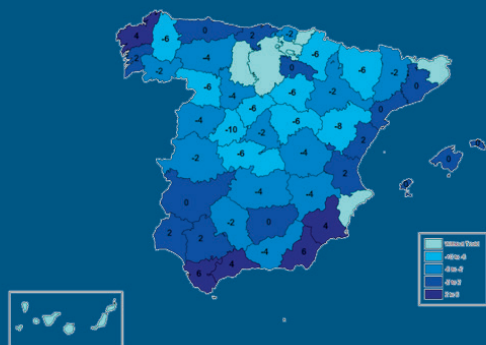


TEMPERATURAS UMBRALES DE DISPARO DE LA MORTALIDAD ATRIBUIBLE AL FRÍO EN ESPAÑA EN EL PERIODO 2000-2009. COMPARACIÓN CON LA MORTALIDAD ATRIBUIBLE AL CALOR

Temperaturas mínimas de disparo (°C) en España para la mortalidad diaria por frío por causas naturales, 2000-2009.



Percentiles de las series de temperaturas mínimas diarias de los meses de invierno (noviembre-marzo) asociados a la mortalidad por causas naturales por frío, 2000-2009



GOBIERNO DE ESPAÑA

MINISTERIO DE ECONOMÍA Y COMPETITIVIDAD

Instituto de Salud Carlos III

Escuela Nacional de Sanidad

Escuela Nacional de Sanidad
Instituto de Salud Carlos III
Ministerio de Economía y Competitividad
Monforte de Lemos, 5 – Pabellón 7
28029 MADRID (ESPAÑA)
Tel.: 91 822 22 02
Fax: 91 387 75 54

Catálogo general de publicaciones oficiales:
<http://publicacionesoficiales.boe.es>

Para obtener este informe de forma gratuita en Internet (formato pdf):
<http://publicaciones.isciii.es>



<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/3.0/es/>

EDITA: INSTITUTO DE SALUD CARLOS III
Ministerio de Economía y Competitividad
N.I.P.O. en línea: 72515033X
N.I.P.O. libro electrónico: 725150324
I.S.B.N.: No (Free online version)

Imprime: Agencia Estatal Boletín Oficial del Estado.
Avda. de Manoteras, 54. 28050 – MADRID

Autores

Rocío Carmona Alférez

Titulado Superior de Investigación. Escuela Nacional de Sanidad.

Julio Díaz Jiménez

Jefe de Área. Escuela Nacional de Sanidad.

Inmaculada León Gómez

Titulado Superior de Investigación. Centro Nacional de Epidemiología

Yolanda Luna Rico

Jefa del Departamento de Desarrollo y Aplicaciones. AEMET

Isidro J Mirón Pérez.

Jefe de Distrito de Salud. Torrijos (Toledo)

Cristina Ortiz Burgos.

Técnico Superior de Investigación. Escuela Nacional de Sanidad

Cristina Linares Gil

Contratada Miguel Servet. Escuela Nacional de Sanidad

Para citar esta monografía

Carmona Alférez, R., Díaz Jiménez, J., León Gómez, I., Luna Rico, Y., Mirón Pérez, I.J., Ortiz Burgos, C., Linares Gil, C. «Temperaturas umbrales de disparo de la mortalidad atribuible al frío en España en el periodo 2000-2009. Comparación con la mortalidad atribuible al calor».

Instituto de Salud Carlos III, Escuela Nacional de Sanidad: Madrid, 2016.

Este texto puede ser reproducido siempre que se cite su procedencia.

ÍNDICE

1. ANTECEDENTES	5
2. DETERMINACIÓN DE LAS TEMPERATURAS DE DISPARO DE LA MORTALIDAD POR OLA DE FRÍO PARA EL CONJUNTO DE LAS 52 CAPITALS DE PROVINCIA DE ESPAÑA DURANTE EL PERIODO 2000-2009	8
3. DETERMINACIÓN DEL IMPACTO DE LAS TEMPERATURAS EXTREMADAMENTE BAJAS SOBRE LA MORTALIDAD DIARIA POR CAUSAS NATURALES, CIRCULATORIAS Y RESPIRATORIAS PARA LAS CAPITALS DE PROVINCIA	13
3.1. Consideraciones metodológicas	13
3.2. Impacto de las temperaturas extremadamente bajas sobre la mortalidad	14
3.3. Comparación con los resultados obtenidos en otros estudios	19
4. MORTALIDAD ATRIBUIBLE A LAS OLAS DE CALOR Y FRÍO EN ESPAÑA	21
4.1. Consideraciones metodológicas	21
4.1.1. Cálculo del número de muertos diarios atribuidos a las olas de calor y a las olas de frío para cada provincia	21
4.1.2. Estimación económica	22
4.2. Comparativa entre la mortalidad atribuible a las olas de calor y de frío. Repercusión económica	22
4.3. Comparación con los resultados obtenidos en otros estudios	28
4.4. Tendencia temporal de los efectos del calor y del frío	28
5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES	30
6. AGRADECIMIENTOS	32
7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	33

1. ANTECEDENTES

A diferencia del elevado número de estudios que han evaluado el impacto que las olas de calor tienen sobre la mortalidad y morbilidad de la población, son más escasos aquellos que se han centrado en temperaturas extremadamente bajas (Montero *et al.* 2010; Díaz *et al.* 2005; Donaldson and Rintamaki 2001; The EurowinterGroup 1997), aunque su impacto sobre la mortalidad representa una amenaza para la salud pública de una importancia similar, al menos, a las olas de calor (Linares *et al.* 2015a; Kysely *et al.* 2009). Algunos estudios llevados a cabo en UK, Australia y Países Bajos indican incluso que las muertes relacionadas con el frío son de un orden de magnitud mayor que las relacionadas con el calor (Vardoulakis *et al.* 2014; Huynen *et al.* 2001), con un efecto del frío, a nivel global, 20 veces mayor que el del calor, siendo para España 5 veces superior al del calor (Gasparrini *et al.* 2015a). Un estudio llevado a cabo en 14 países europeos, indicó que España tiene la segunda tasa más alta de exceso de mortalidad invernal (21%, IC = 19% al 23%) después de Portugal (28%, IC = 25% al 31%) (Healy 2003). Parte de la etiología del exceso de mortalidad observada tras días excepcionalmente fríos se sabe que es de naturaleza infecciosa (Kysely *et al.* 2009) por la presencia o ausencia de un agente patógeno, cuya capacidad de propagación es, a su vez, favorecida por el mismo descenso de las temperaturas (Hajat and Haines 2002). Concretamente la gripe es el principal agente infeccioso que se asocia a la mortalidad invernal (Glezen 1982), estimándose que la infección por el virus de la gripe ocasiona cada año en todo el mundo 250.000-500.000 defunciones (WHO 2014). El impacto real que tiene la gripe en la mortalidad global es difícil de estimar, ya que las defunciones debidas a gripe suelen ser atribuidas a diferentes procesos patológicos. Por ello, la mortalidad asociada a gripe se estima de forma indirecta, mediante modelos que calculan el exceso de defunciones en las temporadas estacionales de gripe por encima de la línea base de mortalidad en ausencia de circulación del virus gripal (Rizzo *et al.* 2007; Thompson *et al.* 2009; López-Cuadrado *et al.* 2012; León-Gómez *et al.* 2015). En España la tasa anual de excesos de defunciones por todas las causas atribuidas a gripe en mayores de 64 años se ha estimado en un rango de 5-77 defunciones/100.000 habitantes dependiendo de la epidemia gripal considerada (León-Gómez *et al.* 2015). En la variación de la magnitud de las tasas estimadas puede jugar un papel importante tanto la cepa gripal circulante (Thompson *et al.* 2009, León-Gómez *et al.* 2015), como una posible interacción con las bajas temperaturas ocurridas coincidiendo con los picos de máxima actividad gripal (Jaakkola *et al.* 2014, Nielsen *et al.* 2011). Además, es necesario considerar la presentación de otras infecciones respiratorias como posible factor contribuyente a los excesos de mortalidad invernal (Matias *et al.* 2014).

Las olas de frío tienden a estar asociadas con la mortalidad durante periodos prolongados (Alberdi *et al.* 1998; Braga *et al.* 2001) por lo que se hace más complicado establecer relaciones causa-efecto. A esto se une la heterogeneidad existente en la definición de ola de frío. Una revisión sistemática llevada a cabo hasta el año 2013 (Ryti *et al.* 2015), indicó que en la mayoría de los estudios definían las olas de frío de manera estadística en base a la distribución de frecuencias del conjunto de días con temperaturas extremas (i.e., 1- 3 percentiles), hallando una asociación positiva entre

las olas de frío y la mortalidad por todas las causas excepto accidentes, enfermedades cardiovasculares, respiratorias y un incremento en la morbilidad. Además, aunque la principal causa de mortalidad invernal se debe a causas respiratorias, se ha hallado una relación entre las bajas temperaturas y la morbi-mortalidad por causas circulatorias (Chau *et al.* 2014, Xie *et al.* 2013; Davidkovová *et al.* 2014). Las bajas temperaturas se asocian con una mayor incidencia de infecciones de las vías respiratorias (Makinen *et al.* 2009), enfermedades respiratorias (Clinch and Healy 2000; Monteiro *et al.* 2013), exceso de mortalidad y morbilidad por enfermedades cardiovasculares (Urban *et al.* 2014; Kysely *et al.* 2009; Davidkovova *et al.* 2014) y muertes por paro cardíaco (Medina-Ramón *et al.* 2006). La exposición al frío es un factor desencadenante de ciertas enfermedades y puede contribuir al agravamiento de las enfermedades crónicas preexistentes (Ryttonen *et al.* 2005). Sin embargo, la mortalidad debida a las bajas temperaturas es menos analizada que la debida al calor, y menos aún por causas específicas, lo cual puede ser debido a que nunca se ha dado un fenómeno de salud pública tan impresionante y memorable como la ola de calor del año 2003 que azotó Europa (García-Herrera *et al.* 2010).

Además, la tendencia observada a través de un periodo de análisis de 34 años en Castilla-La Mancha (España) (Linares *et al.* 2015b), lo cual confiere un elevado grado de representatividad temporal, indica que las olas de frío no han producido una elevación de las temperaturas mínimas medias invernales ni tampoco se ha observado una disminución ni del número de días con ola de frío ni en su intensidad, lo que es coherente con algunos estudios realizados en el contexto del cambio climático que indican que hay modelos climáticos que predicen que los fenómenos meteorológicos de frío extremo ocurrirán probablemente en áreas de Europa continental, y en regiones de latitudes medias y altas, bajo escenarios de calentamiento del siglo XXI (Kodra *et al.* 2011). Hay muy pocos que pronostican posibles impactos relacionados con el frío, sobre la base de los modelos climáticos (Vardoulakis *et al.* 2014), y estos asumen que el impacto del frío sobre la mortalidad se mantendrá constante durante el período de predicción y que serán las temperaturas las que cambiarán (Linares *et al.* 2015b), mientras que otros estudios indican que habrá un equilibrio entre las muertes ocurridas en invierno y en verano (Ebi and Mills 2013), con un aumento de las muertes en verano frente a una disminución de las muertes invernales. Por otra parte, se ha observado un cambio y un descenso en el número de olas de frío en el mes de Noviembre y un aumento sustancial de su intensidad en el mes de Diciembre (Linares *et al.* 2015b) acorde con el resto de Europa, que consiste en una prolongación de los meses de verano y un inicio más tardío y más abrupto del invierno (Brunetti *et al.* 2000; WHO 2007). Pese a lo anteriormente expuesto, son muy pocos los países que cuentan con un Plan de Prevención específico para las olas de frío. Si bien, se ha observado una mayor mortalidad atribuible por ola de frío en regiones de climas más suaves, donde el acondicionamiento de los hogares frente al frío y la adaptación fisiológica a las bajas temperaturas es diferente al de otras zonas con climas más extremos, por lo que planes de prevención frente al frío serían especialmente necesarios en estas regiones. Los residentes en regiones cálidas presentan una menor adaptación física, social y del comportamiento a las bajas temperaturas (Lin *et al.* 2013), siendo más significativos los efectos del frío en estas regiones (Langford and Bentham 1995; Wang *et al.* 2012) o en zonas con climas invernales moderados (Conlon *et al.* 2011).

Puesto que las olas de frío no van a disminuir y la población mayor de 65 años irá en aumento (38,7% de la población en 2064 vs 18,2% actual) (INE 2014), serán

necesarios estudios epidemiológicos específicos para cada área de estudio centrados en la relación mortalidad-temperatura (Diaz *et al.* 2015a) (NG *et al.* 2014).

El objetivo que se plantea en este informe consiste en determinar para cada capital de provincia española cuál es la temperatura mínima diaria a partir de la cual existe un incremento significativo de la mortalidad asociada al frío; cuáles son los riesgos relativos y atribuibles asociados y como se distribuyen geográficamente. Este análisis se extenderá, no sólo a los incrementos de la mortalidad diaria asociados al frío por causas naturales, sino también a la mortalidad por causas circulatorias y respiratorias. Además de realizar un estudio comparativo de cuál ha sido la mortalidad atribuible a las olas de calor y a las olas de frío en 52 provincias españolas durante el periodo 2000-2009 y realizar una estimación del coste económico asociado a las olas de calor y de frío con el objeto de mostrar la rentabilidad de la implementación de los Planes de Prevención ante las bajas temperaturas.

2. DETERMINACIÓN DE LAS TEMPERATURAS DE DISPARO DE LA MORTALIDAD POR OLA DE FRÍO PARA EL CONJUNTO DE LAS 52 CAPITALES DE PROVINCIA DE ESPAÑA DURANTE EL PERIODO 2000-2009

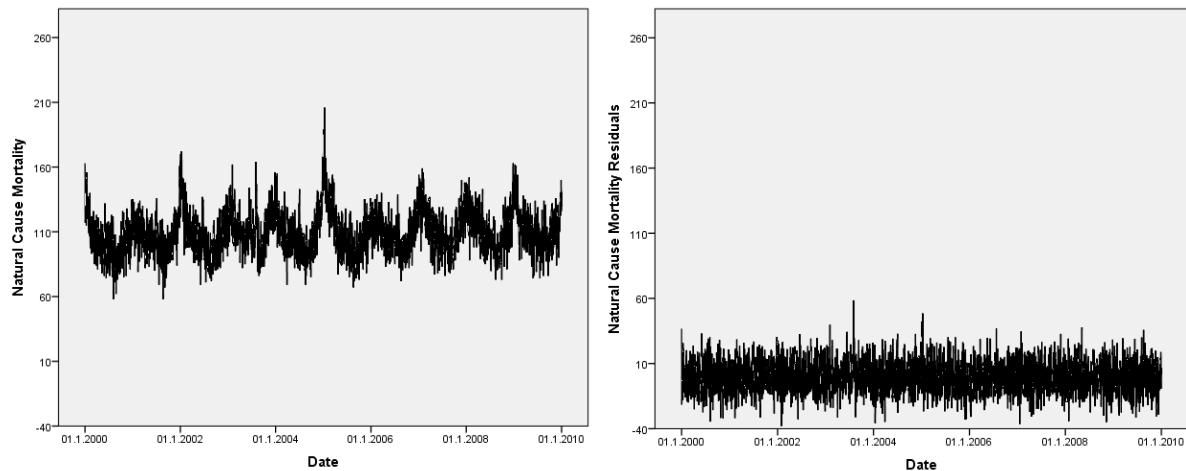
Como variable dependiente se han utilizado los datos de mortalidad diaria por causas naturales (u orgánicas) (CIE 10: A00-R99) desde el 01-01-2000 al 31-12-2009 ocurridas en cada una de las 52 capitales de provincia de España y en los Municipios de más de 10.000 habitantes. Los datos de mortalidad diaria se obtuvieron del Protocolo de cesión de ficheros finales de microdatos de defunciones, según la causa de muerte, del Instituto Nacional de Estadística, al Instituto de Salud Carlos III del Ministerio de Economía y Competitividad para el desarrollo del proyecto «Estudio de la mortalidad atribuible a gripe en España».

Los datos de temperatura mínima diaria para ese periodo corresponden al Observatorio Meteorológico ubicado en cada una de las capitales de provincia y han sido proporcionados por la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET), excepto para Palencia que no hubo registros de temperaturas en ese periodo.

Existen diferentes enfoques en la literatura internacional para la determinación de las temperaturas umbrales (Basu and Samet 2002; Tong *et al.* 2010; Gasparrini *et al.* 2015b). En este estudio se sigue la metodología empleada en otros trabajos para determinar las temperaturas umbrales: Montero *et al.* 2010; Mirón *et al.* 2012; Mirón *et al.* 2015a; Roldán *et al.* 2014; Linares *et al.* 2015a. En primer lugar se ajustó un modelo autoregresivo univariado integrado de media móvil (ARIMA) (Box GE *et al.* 1994) para la mortalidad diaria de cada una de las 52 capitales de provincia, lo cual permitió obtener los residuos de las series de mortalidad. A partir de los modelos ARIMA se obtuvieron los intervalos de confianza ajustados (superior e inferior). Los residuos de mortalidad son la diferencia entre la mortalidad real y la ajustada. El hecho de trabajar con residuos en vez de con la mortalidad diaria presenta la ventaja de que éstos, tras la modelización, no presentan tendencia ni periodicidades que sí son inherentes a la mortalidad diaria y, por tanto, las asociaciones que se encuentren presentarán una relación mortalidad-temperatura no espúrea desde el punto de vista estadístico ($p < 0,05$).

La [Figura 1](#) muestra para Madrid, a modo de ejemplo, en primer lugar el diagrama de dispersión para la mortalidad por causas naturales y, en segundo lugar, los residuos de la misma serie de mortalidad tras el pre-blanqueo con la modelización ARIMA.

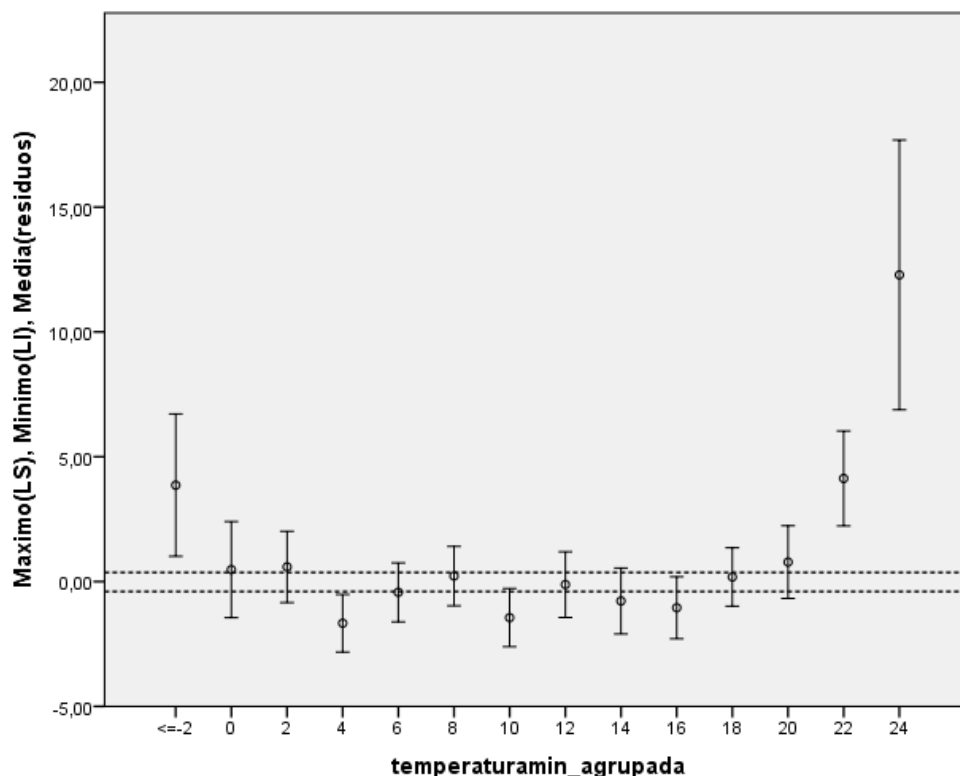
Figura 1. Diagramas de dispersión para la mortalidad y residuos de mortalidad por causas naturales en Madrid (España)



Posteriormente, el valor medio de los residuos de este modelo (eje de ordenadas) para cada temperatura mínima diaria a intervalos de 2°C (eje de abscisas) se representa en un diagrama de dispersión junto con sus correspondientes intervalos de confianza (IC) al 95% (Límites superior e inferior del IC: LS, LI, respectivamente), incluyendo además el IC al 95% de la media de los residuos para todo el periodo de estudio (representado por las líneas paralelas y discontinuas) como se muestra en la [Figura 2](#), observándose la temperatura de disparo por ola de frío en Madrid. Al representar los residuos de mortalidad frente a la temperatura mínima en un gráfico de dispersión, las desviaciones detectadas corresponden a anomalías de la mortalidad real. La temperatura para la cual los residuos de mortalidad se incrementan significativamente correspondería con la temperatura umbral.

En esta figura puede observarse que, a partir de una temperatura mínima diaria de -2°C , la anomalía de los residuos, con su IC, no toca al IC de la media de los residuos para todo el periodo que, obviamente, aparece centrada en el cero. Por tanto, puede decirse que a partir de -2°C de temperatura mínima diaria comienza a aumentar la mortalidad por ola de frío de forma estadísticamente significativa. Esta temperatura coincide con el percentil 2,3 de la serie de temperaturas mínimas diarias de los meses de invierno (noviembre a marzo) en el periodo considerado.

Figura 2. Diagrama de dispersión de la temperatura mínima diaria y los residuos de mortalidad, para la definición de la temperatura de disparo por frío en Madrid



Si se repite este proceso para cada una de las 52 capitales de provincia de España, excepto para Palencia, de la que no se disponen datos meteorológicos, se obtienen las Figuras 3 y 4 para el caso de la temperatura mínima diaria. En la Figura 3, se muestra el valor de la temperatura mínima diaria para cada una de las capitales de provincia de España, mientras que en la Figura 4 se muestra el percentil al que corresponde esa temperatura en relación a las series de temperaturas mínimas de los meses de invierno (noviembre-marzo). No se halló temperatura umbral de disparo de la mortalidad por ola de frío en las siguientes capitales de provincia: San Sebastián, Vitoria, Burgos, Girona, Alicante, Gran Canaria, Tenerife, Ceuta y Melilla. Las temperaturas umbrales oscilaron entre $-10\text{ }^{\circ}\text{C}$ de Ávila y $6\text{ }^{\circ}\text{C}$ de Almería y Cádiz. Los percentiles correspondientes a los umbrales de temperaturas de la Figura 3 variaron del percentil 0,5 en las provincias de Murcia y Toledo al percentil 19,5 en la provincia de Logroño.

Figura 3. Temperaturas mínimas de disparo (°C) en España para la mortalidad diaria por frío por causas naturales en el periodo 2000-2009

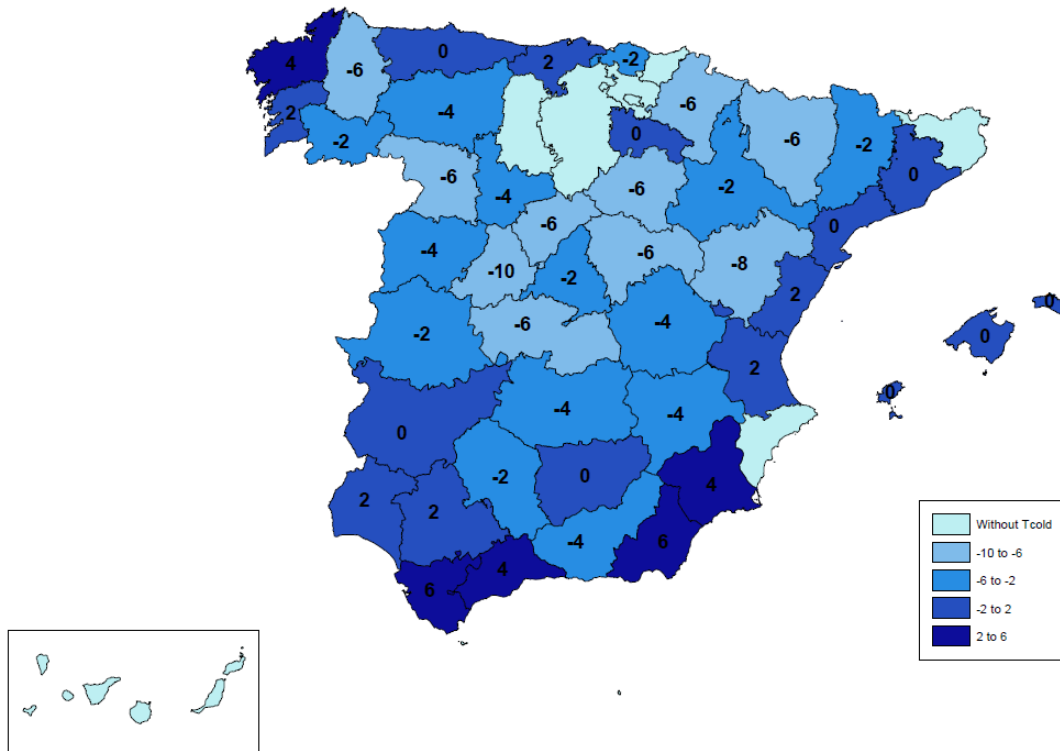
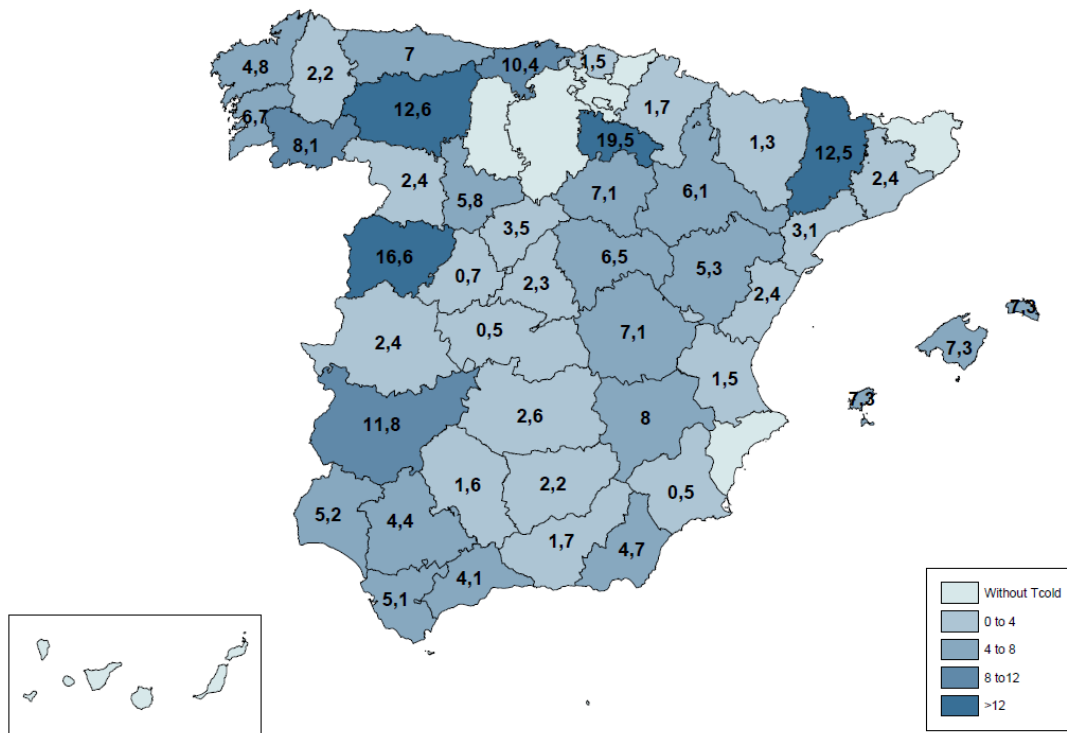


Figura 4. Percentiles de las series de temperaturas mínimas diarias de los meses de invierno (noviembre-marzo) asociados a la mortalidad por causas naturales por frío en el periodo 2000-2009



La variabilidad observada entre regiones en cuanto a lo que se consideraría temperatura de disparo de la mortalidad por ola de frío (Figura 3) y sus percentiles asociados (Figura 4) es muestra de una variedad de factores subyacentes tales como la adaptación al frío propia de la población, socio-económicos, diferencias o divergencias estructurales en las pirámides de población, infraestructuras adaptadas a las temperaturas extremas, desigualdades en el acceso a los servicios de salud (Montero *et al.* 2012; Naughton *et al.* 2002; Nakai *et al.* 1999; Vandentorren *et al.* 2006), diferencias recogidas al considerar metodológicamente umbrales de temperatura basados en criterios epidemiológicos. En la Figura 3 se observa cómo en las zonas costeras los umbrales de temperatura mínima son más elevados, coincidiendo con aquellas regiones con menor temperatura de disparo de ola de calor (Díaz *et al.* 2015a), son regiones donde el acondicionamiento de los hogares frente al frío/calor es diferente al de otras regiones con climas más extremos, puesto que mantienen durante el año temperaturas más suaves. Además, «houses in countries with comparatively warm climates all year round tend to lose heat easily, so people find it hard to heat their homes when winter arrives. This is especially true in Portugal, Spain, and Ireland. Conversely, houses in countries with severe climates – such as Scandinavia – have to be thermally efficient to retain warmth» (European Commission).

En cuanto a la evolución temporal de los umbrales para el frío, solo existen estudios con igual metodología para la Comunidad Autónoma de Castilla la Mancha, que muestran para el periodo 1975-2008 un umbral de ola de frío de -2°C (percentil 4) en base a la temperatura mínima diaria (Linares *et al.* 2015b; Linares *et al.* 2015a), mientras que para Ciudad Real en el periodo 1990-2003 el umbral fue de -3°C (percentil 5 meses invierno) (Miron *et al.* 2012). Con similar metodología, es decir, considerando la serie de temperaturas mínimas diarias pero estableciendo el umbral en base al percentil 5 de dicha serie en los meses de invierno puesto que la heterogeneidad en los residuos de mortalidad no permitió determinar umbrales significativos, estos fueron en el periodo 1975-2003 para Albacete $-4,8^{\circ}\text{C}$, Ciudad Real $-3,4^{\circ}\text{C}$, Cuenca -5°C , Guadalajara $-5,6^{\circ}\text{C}$, Toledo $-3,3^{\circ}\text{C}$ (Montero *et al.* 2010). El umbral de determinación de mortalidad por ola de frío se estableció en 5°C para Madrid para el periodo 1986-1997 (Díaz *et al.* 2005; Díaz *et al.* 2006), coincidiendo con el percentil 5 de la serie de temperaturas máximas en invierno.

A pesar de las escasas referencias con las que comparar los umbrales establecidos en este estudio con las de periodos anteriores, se observa un descenso en los umbrales para las capitales de Castilla La Mancha excepto para Cuenca (periodo 2000-2009: -4°C vs 1975-2003: -5°C). Este descenso puede ser atribuible a las diferencias en la definición de los umbrales, los cuales estaban basados en criterios climatológicos a través del percentil del 5 de la serie de temperaturas mínimas diarias para cada capital de provincia y no en umbrales epidemiológicos, lo cuales tienen en cuenta una amplia variedad de factores subyacentes que influyen en los diferentes patrones de mortalidad y varían de una región a otra, tales como las condiciones socio-económicas, la capacidad de adaptación al clima local (Guo *et al.* 2014), estilo de vida y estructura de la población.

3. DETERMINACIÓN DEL IMPACTO DE LAS TEMPERATURAS EXTREMADAMENTE BAJAS SOBRE LA MORTALIDAD DIARIA POR CAUSAS NATURALES, CIRCULATORIAS Y RESPIRATORIAS PARA LAS CAPITALES DE PROVINCIA

3.1. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS

En el apartado anterior se han determinado las temperaturas a partir de las cuales comienza a aumentar la mortalidad diaria por frío, y se ha observado que la temperatura mínima diaria es la que muestra una mejor asociación estadística con la mortalidad, lo que coincide con numerosos estudios realizados en nuestro país (Díaz *et al.* 2002a, Díaz *et al.* 2002b, Tobías *et al.* 2012, Montero *et al.* 2012, Mirón *et al.* 2015a, Linares *et al.* 2015a, Roldán *et al.* 2014), por lo que será ésta la variable independiente elegida como indicador y serán las temperaturas de disparo anteriormente calculadas las que sirvan de base para calcular el impacto sobre la mortalidad cuando se supera esa temperatura umbral.

Como variable seleccionada como indicador de salud será la mortalidad diaria por causas naturales (CIE 10: A00-R99), circulatorias (CIE 10: I00-I99) y respiratorias (CIE 10: J00-J99), para todos los grupos de edad, ocurridas en cada una de las 52 capitales de provincia de España y en los municipios de más de diez mil habitantes entre 01/01/2000 y 31/12/2009.

Para cuantificar el impacto de la temperatura sobre la mortalidad se ha utilizado para ello metodología de modelos lineales generalizados (GLM), considerando como link regresión de Poisson. Esta metodología permite calcular los riesgos relativos (RR) asociados a incrementos de la variable independiente, en este caso la temperatura. A partir del RR se ha calculado el riesgo atribuible (RA) asociado a ese incremento a través de la ecuación: $RA = (RR-1/RR) \times 100$ (Coste and Spira, 1991).

El RR expresará cuánto aumenta el riesgo de morir por bajas temperaturas entre una persona expuesta y otra no expuesta, mientras que el RA indica cuánto aumenta el riesgo poblacional en %, con la hipótesis de que toda la población está expuesta a ese factor de riesgo (Damián and Royo Coord 2008).

En dicha modelización se ha controlado en primer lugar por estacionalidades de carácter anual, semestral y trimestral, a través de las funciones seno y coseno con estas periodicidades. Se controló además por la tendencia de la serie y el posible carácter autorregresivo de la misma.

Para considerar el efecto de una ola de frío a través de las temperaturas mínimas diarias (T_{min}), se crearon, respectivamente, las variables $T_{frío}$ definidas en base a las temperaturas de disparo de la mortalidad anteriormente calculadas (T_{umbral}) como aquellas en las que la temperatura mínima diaria no excede la T_{umbral} (Díaz *et al.* 2005):

$$\begin{aligned} T_{frío} &= 0 && \text{si } T_{min} > T_{umbral} \\ T_{frío} &= T_{umbral} - T_{min} && \text{si } T_{min} \leq T_{umbral} \end{aligned}$$

Puesto que el efecto de una ola de frío sobre la mortalidad puede no ser inmediato, se calcularon las siguientes variables retardadas: Tfrío (lag 1), que tiene en cuenta el efecto de la temperatura de un día «d» sobre la mortalidad de un día después «d + 1»; Tfrío (lag 2), que tiene en cuenta el efecto de la temperatura del día «d» sobre la mortalidad de dos días después «d + 2», y así sucesivamente. El número de retardos se seleccionaron en base a la literatura existente, que establece que el efecto del frío es un efecto a medio plazo (Tfrío: lags 1-13) (Alberdi *et al.* 1998).

Los modelos se controlaron por la tasa de incidencia semanal de casos de gripe, que fueron obtenidos del Sistema Centinela de Vigilancia de la Gripe en España (<http://vgripe.isciii.es/gripe/inicio.do>), perteneciente a la Red Nacional de Vigilancia Epidemiológica. Se incluyeron retardos hasta el día 15 para la tasa semanal del número de casos de gripe (lags 1-15). La tendencia se controló a través de una variable en la base de datos que cuenta a lo largo del período. Esta variable se inicia el primer día de la serie 1/01/2000 y continúa hasta el final de la serie tomando el valor 2.963 el 31/12/2009.

El procedimiento para la determinación de las variables significativas (Tfrío y sus correspondientes lags y variables de control) fue el de «Step-Step», comenzando con el modelo que incluye todas las variables explicativas, y eliminando paulatinamente aquellas que de manera individual presentaban menor significancia estadística, reiterándose el proceso hasta que todas las variables incluidas eran significativas a $p < 0,05$. La modelización se ha realizado para los meses de invierno (noviembre a marzo) para todas las capitales de provincia.

Los RRs se calcularon para la mortalidad por causas naturales y causas específicas, circulatorias y respiratorias.

Los incrementos de los RR y de los RA se refieren a aumentos por cada °C en el que la temperatura mínima diaria está por debajo de la temperatura de disparo. Los RR de cada capital de provincia obtenidos por regresión de Poisson se combinaron mediante un meta-análisis de efectos aleatorios, que incorpora en la ponderación una estimación de la variabilidad entre estudios (heterogeneidad) (Sterne 2009), obteniendo una medida del RR (IC 95%) a nivel de CCAA y de toda España.

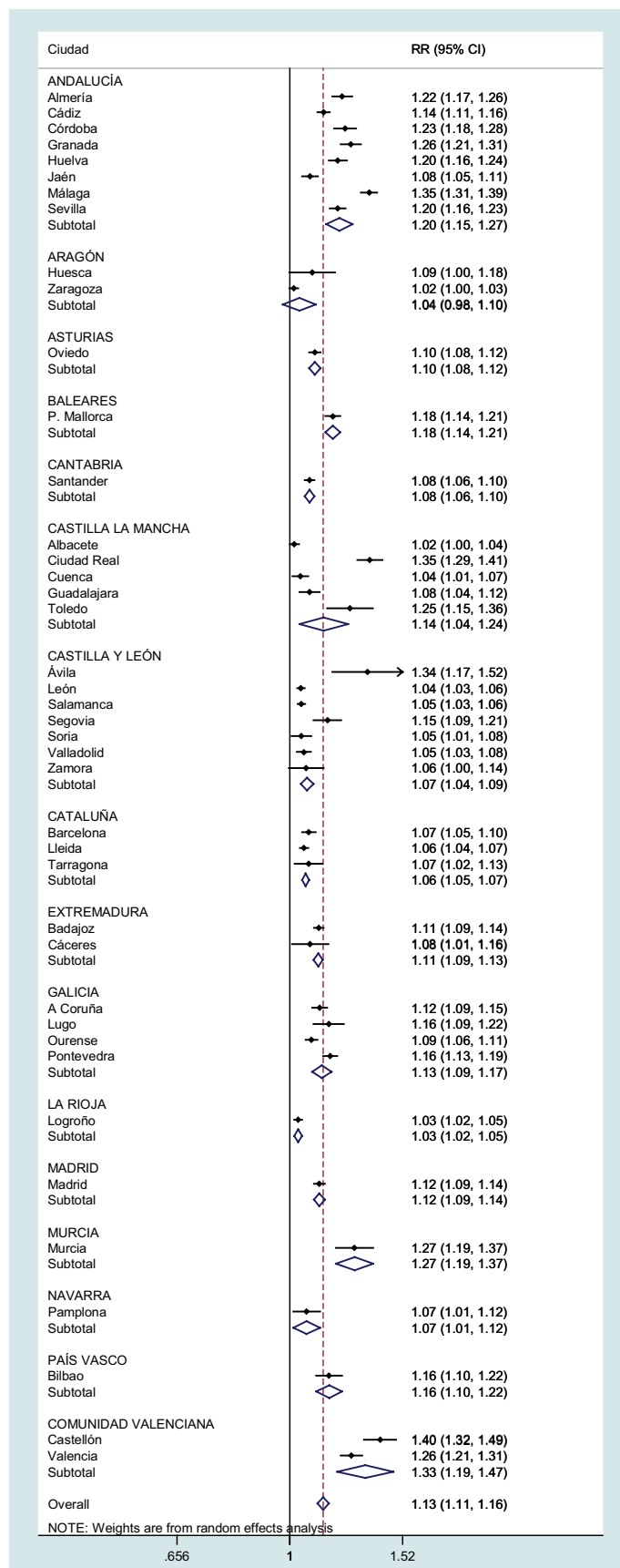
Los softwares empleados fueron: para los análisis estadísticos, IBM SPSS Statistics 22 y STATA v 11.2; y para la representación geográfica, ArcGIS v10.2.2.

3.2. IMPACTO DE LAS TEMPERATURAS EXTREMADAMENTE BAJAS SOBRE LA MORTALIDAD

Los resultados de la modelización de Poisson para la mortalidad diaria por causas naturales y todos los grupos de edad se muestran, en función de sus RR, en la [figura 5](#).

Las regiones que no tuvieron temperatura umbral o aquellas en las que el frío no fue un factor de riesgo, por no resultar Tfrío significativa en los modelos, no se muestran en los gráficos.

Figura 5. Riesgos relativos (RR), con su intervalo de confianza al 95% entre paréntesis, asociados a incrementos de 1°C de la temperatura mínima diaria sobre la temperatura de disparo asociada al frío debido a mortalidad por causas naturales (Tumbrial) tanto para capitales de provincia como por Comunidades Autónomas y para el conjunto de toda España. La línea discontinua roja representa el RRmedio para toda España. La línea continua negra representa RR = 1



En esta figura se observa que por capitales de provincia, los RR oscilan entre 1,40 (1,32-1,49) para el caso de Castellón y 1,2 (1,00-1,04) para el caso de Albacete y Zaragoza, siendo estas diferencias estadísticamente significativas.

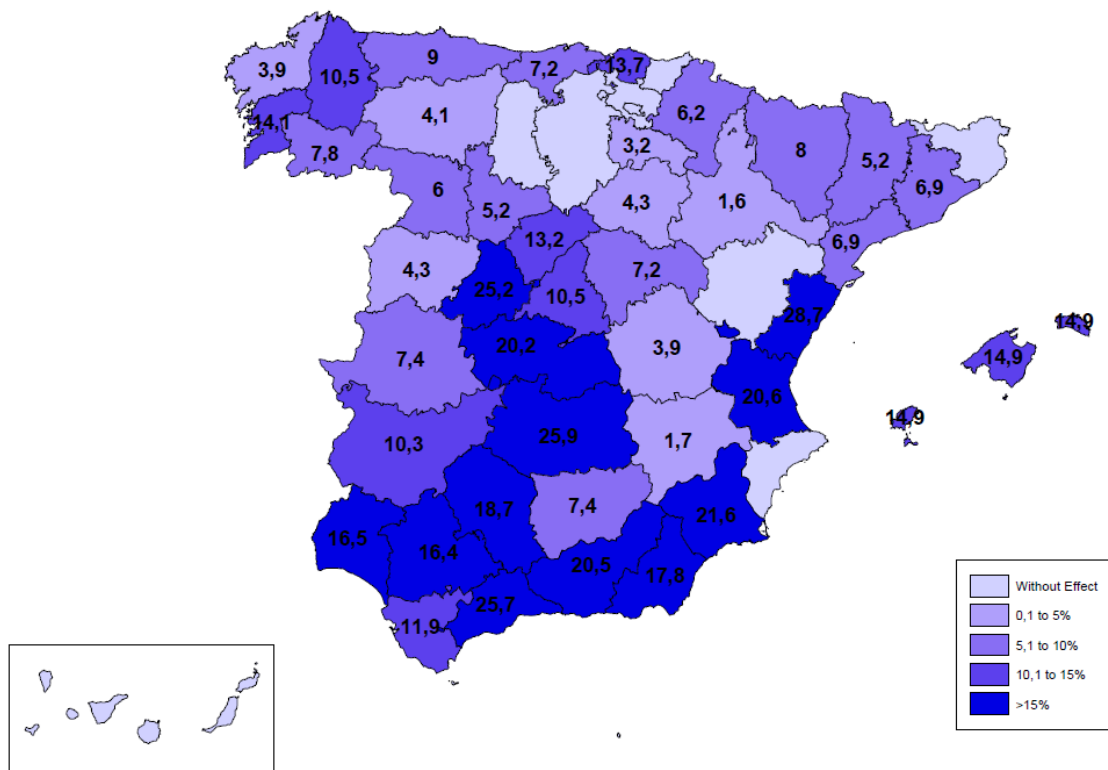
A nivel de CCAA los valores son muy similares, tanto dentro de cada CCAA como entre las diferentes CCAA, siendo Comunidad Valenciana la que presenta un RR mayor 1,33 (1,19-1,47) y La Rioja un RR menor 1,03 (1,02-1,05); siendo nuevamente estas diferencias estadísticamente significativas, aunque en el caso de Teruel el efecto del frío sobre la mortalidad no mostró significancia estadística.

Para el caso de toda España el RR es 1,13 (1,11-1,16).

Como regla general se observa que temperaturas de disparo a las que corresponden percentiles bajos se asocian a RR altos, al igual que ocurría para el calor (Díaz *et al.* 2015a), al repartirse la mortalidad debido al frío en un escaso número de días en los que se supera ese umbral de temperatura. Mientras que temperaturas de disparo a las que se asocian percentiles elevados llevan consigo RR más bajos.

En la **Figura 6**, se muestran los riesgos atribuibles para cada capital de provincia, que lógicamente coinciden en su distribución con los RR, ya que se calculan a partir de ellos.

Figura 6. Riesgos atribuibles (%) de mortalidad por causas naturales por cada grado Celsius en el que se supera la temperatura umbral para el frío en España en el periodo 2000-2009



Por último, en las **Figuras 7 y 8** se muestra el forest plot resultante del meta-análisis en el que aparecen representados los RR de cada una de las capitales de Provincia, por Comunidades Autónomas y para toda España según causas de mortalidad circulatoria y respiratoria.

Figura 7. Riesgos relativos (RR), con su intervalo de confianza al 95% entre paréntesis, asociados a incrementos de 1°C de la temperatura mínima diaria sobre la temperatura de disparo asociada al frío debido a mortalidad por causas circulatorias tanto para capitales de provincia como por Comunidades Autónomas y para el conjunto de toda España. La línea discontinua roja representa el RRmedio para toda España. La línea continua negra representa RR = 1

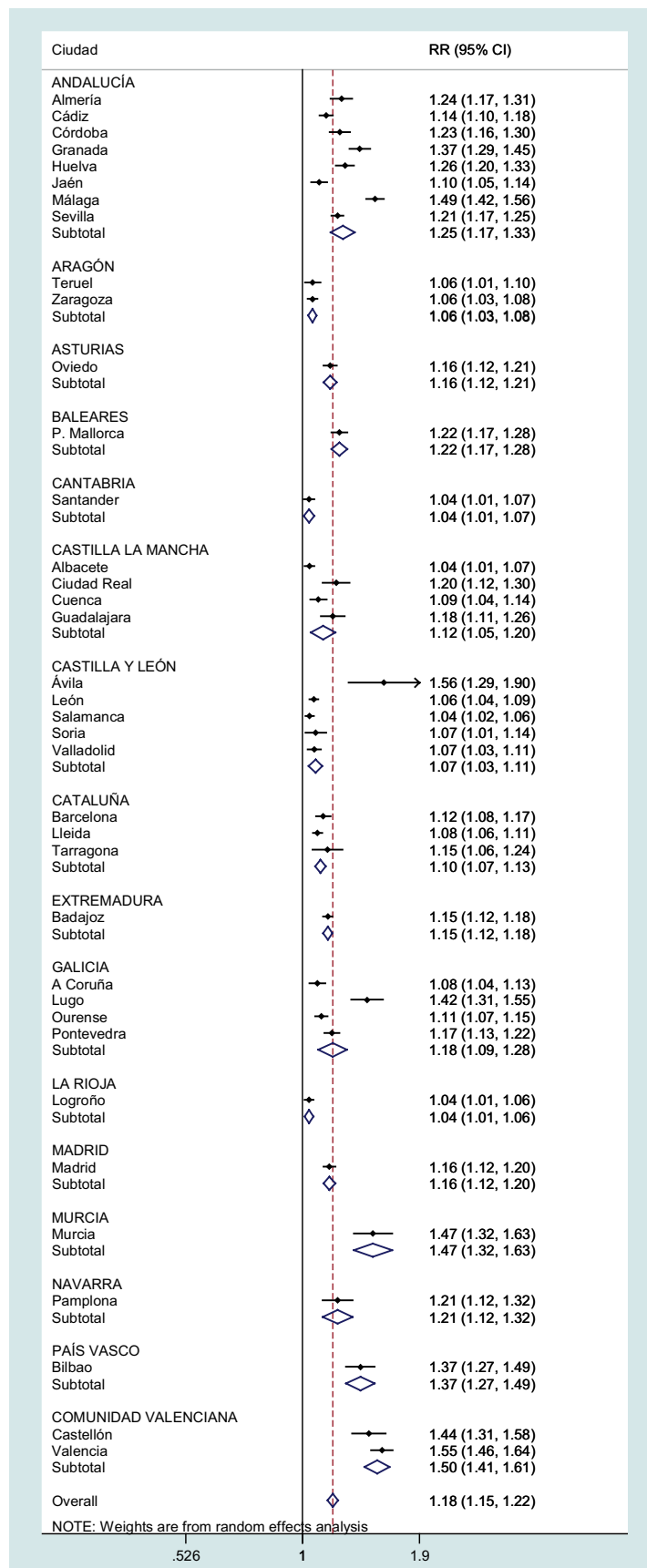
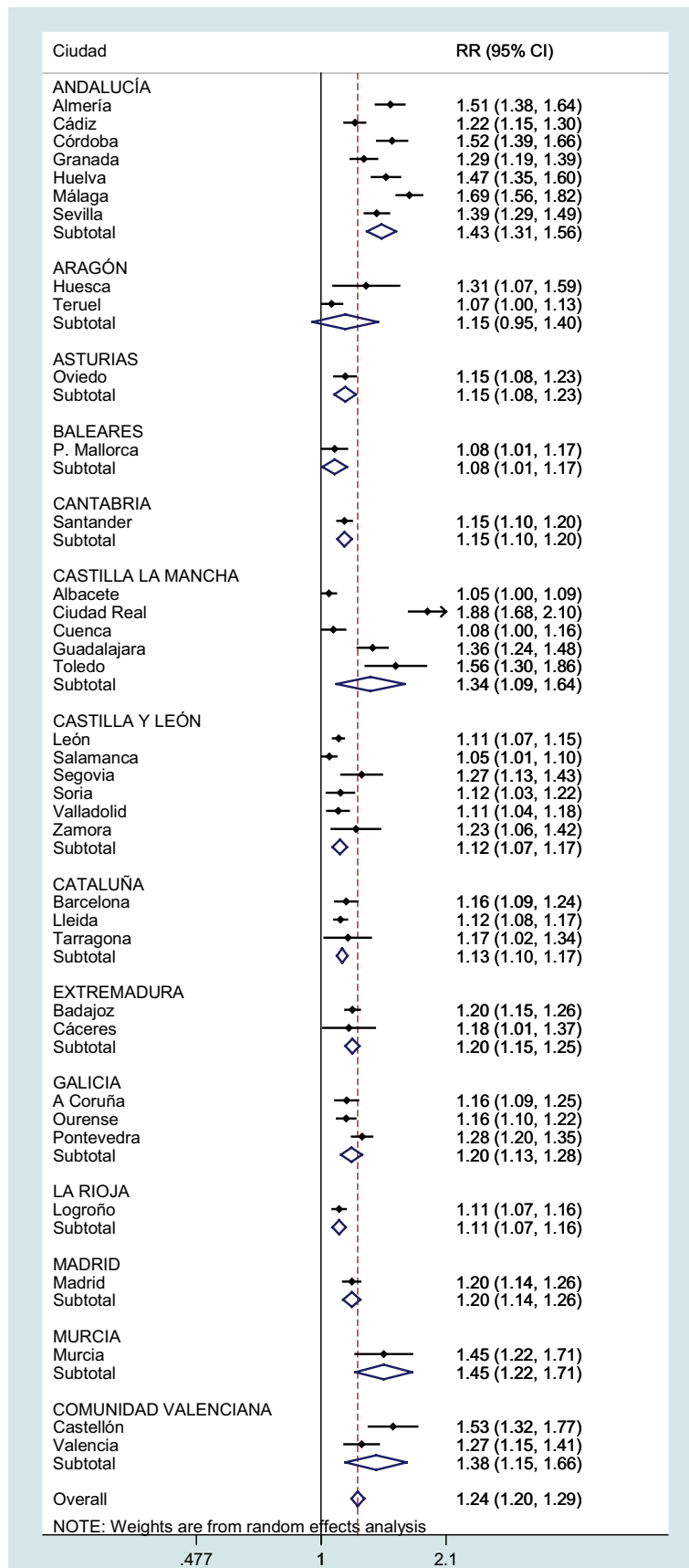


Figura 8. Riesgos relativos (RR), con su intervalo de confianza al 95% entre paréntesis, asociados a incrementos de 1°C de la temperatura mínima diaria sobre la temperatura de disparo asociada al frío debido a mortalidad por causas respiratorias tanto para capitales de provincia como por Comunidades Autónomas y para el conjunto de toda España. La línea discontinua roja representa el RRmedio para toda España. La línea continua negra representa RR = 1



Como puede observarse, por regla general, el efecto es superior para la mortalidad por causas respiratorias que por circulatorias; sin embargo, esta diferencia no fue estadísticamente significativa para el conjunto de toda España. Asimismo, las capitales sin efecto del frío sobre la mortalidad difirieron para causas respiratorias (Ávila, Jaén, Lugo, Pamplona, Bilbao y Zaragoza) y circulatorias (Cáceres, Huesca, Segovia, Toledo y Zamora). Fue superior el número de capitales donde existe efecto del frío por causas circulatorias pero no por respiratorias.

Teruel fue la ciudad con la temperatura media mínima más baja en los meses de invierno, $-0,9$ °C, y la segunda capital con el umbral de temperatura mínima por ola de frío más bajo (-8 °C, percentil 5,3) por debajo de Ávila (-10 °C, percentil 0,7), sin embargo no hubo efecto significativo del frío sobre la mortalidad por causas orgánicas, pero sí por causas circulatorias y respiratorias.

3.3. COMPARACIÓN CON LOS RESULTADOS OBTENIDOS EN OTROS ESTUDIOS

El frío presenta un impacto global sobre la mortalidad en España por causas naturales $RR = 1,13$ (IC95%: 1,11-1,16) (Figura 5), circulatorias $RR = 1,18$ (IC95%: 1,15-1,22) (Figura 7), y respiratorias $RR = 1,24$ (IC95%: 1,20-1,29) (Figura 8) ligeramente superior al observado para el calor ($RR_{\text{mortalidad natural}} = 1,11$ (1,10-1,12), $RR_{\text{mortalidad circulatorias}} = 1,11$ (1,09-1,13), $RR_{\text{mortalidad respiratorias}} = 1,18$ (1,16-1,21)) (Díaz *et al.* 2015a).

Este impacto significativo se ha observado también en otros países (Wang *et al.* 2014; Lin *et al.* 2013), y con valores muy similares a los obtenidos en una revisión sistemática y metaanálisis llevados a cabo hasta el año 2013 sin restricciones en el tipo de estudio o revista (Ryti *et al.* 2015), y en la cual las olas de frío incrementaron la mortalidad total (excepto accidentes) ($RR = 1,10$; IC95%: 1,04-1,17), por causas cardiovasculares ($RR = 1,11$; IC95%: 1,03-1,19) y por causas respiratorias ($RR = 1,21$; IC95%: 0,97-1,51).

El mayor impacto del frío sobre la mortalidad por causas respiratorias, aunque sin diferencias estadísticamente significativas respecto a las circulatorias, ya se observó en estudios llevados a cabo en CLM en el periodo 1975-2008 ($RA_{\text{respiratorias}} = 14,7\%$ vs $RA_{\text{circulatorias}} = 9,6\%$) (Linares *et al.* 2015a; Linares *et al.* 2015b), y con efectos temporales a largo plazo tras las olas de frío (Huynen *et al.* 2001; Braga *et al.* 2001; Wu *et al.* 2013; Xie *et al.* 2013).

En Finlandia, la ocurrencia de infecciones del tracto respiratorio se incrementó en presencia de bajas temperaturas y baja humedad, un descenso en las mismas provocó la aparición infecciones (Makinen *et al.* 2009). Hajat and Haines (2002) observaron un incremento en el número de consultas al médico general, especialmente por infecciones del tracto respiratorio inferior asociado a las bajas temperaturas en personas mayores en UK.

Numerosos estudios han relacionado las olas de frío con eventos cardiovasculares. Así, Rocklöv *et al.* (2011) indicó que la exposición al frío aumenta principalmente el riesgo de muertes cardiovasculares, y más directamente en jóvenes, así en los hombres de entre 25-59 años podría estar relacionado con la exposición laboral (Kysely *et al.* 2009), mientras que la mortalidad por infarto agudo de miocardio es probablemente

debida a cambios en la coagulación sanguínea provocando trombosis (Davidkovová *et al.* 2014).

Respecto a otras patologías, Zanobetti *et al.* (2013), halló un riesgo más elevado de morir por ola de frío en pacientes con patologías previas de trastorno del sistema nervioso periférico y demencia.

4. MORTALIDAD ATRIBUIBLE A LAS OLAS DE CALOR Y FRÍO EN ESPAÑA

4.1. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS

Para el cálculo de la mortalidad atribuible por ola de calor, se tiene en cuenta el efecto del calor estimado en el informe anterior (Díaz *et al.* 2015b), realizado para el mismo periodo de estudio (2000-2009) que el aquí presentado para el frío. En el anterior informe (Díaz *et al.* 2015b), se determinó que es la temperatura máxima diaria la que presenta mayor asociación con la mortalidad atribuible al calor. Para cada provincia española se calculó cual es esa temperatura o temperatura umbral que define una ola calor (Tumbralcalor). Se considera ola de calor cualquier día en que se supere la temperatura umbral.

De modo análogo, en el apartado 2 del informe actual se ha determinado que es la temperatura mínima diaria la que presenta mayor asociación con la mortalidad atribuible al frío. Para cada provincia española se ha calculado cual es la temperatura mínima diaria o Temperatura umbral de ola de frío (Tumbralfrío) por debajo de la cual comienza a aumentar la mortalidad atribuible a las bajas temperaturas. Se considera ola de frío cualquier día que la temperatura mínima esté por debajo de la temperatura umbral.

Como medidas de la asociación epidemiológica, se ha calculado en ambos informes, el Riesgo Relativo (RR) y el Riesgo Atribuible (RA) en %, asociados a la mortalidad diaria de cada provincia. Este RR, se calculó para el caso de las olas de calor, por cada incremento de 1 °C sobre la Tumbral-calor obteniéndose el RR asociado al calor (RRcalor) y para el caso de las olas de frío, por cada grado en que la temperatura mínima diaria está por debajo de la Tumbral-frío obteniéndose el RR asociado al frío (RRfrío).

4.1.1. Cálculo del número de muertos diarios atribuidos a las olas de calor y a las olas de frío para cada provincia

En primer lugar, se calcula el exceso o déficit de grados sobre la temperatura umbral para cada provincia con la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \text{Exceso } ^\circ\text{C en ola de calor} &= \sum T_{\text{máx}} - T_{\text{umbral}}_{\text{calor}} \\ \text{Deficit } ^\circ\text{C en ola de frío} &= \sum T_{\text{umbral}}_{\text{frío}} - T_{\text{min}} \end{aligned}$$

El Σ se extiende a todos los días en que la temperatura máxima diaria supera la temperatura umbral en el caso de ola de calor y a todos los días en que la temperatura mínima diaria está por debajo de la temperatura umbral, en el caso de ola de frío.

Al conocerse el % de incremento de la mortalidad por cada °C a través del RA, el porcentaje total de la mortalidad para todo el exceso de grados durante el periodo 2000-2009 será: % mortalidad atribuible a olas de calor = RA x exceso °C.

Por tanto, para pasar del % a la mortalidad diaria bastará con tener en cuenta la mortalidad media en esa provincia durante los días de ola de calor del siguiente modo:

- Mortalidad atribuible al calor = (% mortalidad atribuible a olas de calor x mortalidad media)/100.
- Mortalidad diaria atribuible al calor = mortalidad atribuible a olas de calor/n.º de días ola de calor.

De la misma forma, para el caso del frío, se conoce el % de incremento de la mortalidad por cada °C (a través del RA), el porcentaje total de la mortalidad para todo el déficit de grados durante el periodo 2000-2009, será: % mortalidad atribuible a olas de frío = RA x deficit °C.

Por tanto, para pasar del % a la mortalidad diaria bastará con tener en cuenta la mortalidad media en esa provincia durante los días de ola de frío. Del siguiente modo:

- Mortalidad atribuible al frío = (% mortalidad atribuible a olas de frío x mortalidad media)/100.
- Mortalidad diaria atribuible al frío = mortalidad atribuible a olas de frío/n.º de días ola de frío.

4.1.2. Estimación económica

Para realizar una estimación económica del beneficio que supondría la aplicación de planes de prevención para el calor y el frío, se supondrá que la efectividad de los Planes de Prevención es similar para ambos extremos térmicos, y se asumirá que ésta es del 68% (Fouillet *et al.* 2008). Asumimos 1,1 años por muerte evitable con un coste de 0,11M€ por año de vida (de Ayala and Spadaro, 2014). Este enfoque procede de estudios previos (Ebi *et al.* 2004), que valoraba las vidas salvadas mediante un valor estadístico de la vida.

4.2. COMPARATIVA ENTRE LA MORTALIDAD ATRIBUIBLE A LAS OLAS DE CALOR Y DE FRÍO. REPERCUSIÓN ECONÓMICA

En la [Tabla 1](#), se muestran los estadísticos descriptivos correspondientes a la mortalidad media diaria para cada provincia para los días de olas de calor y frío, así como los correspondientes a las temperaturas máxima y mínima diarias.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de mortalidad por causas naturales, temperaturas máxima y mínima (°C) en los días de olas de calor/frío para cada capital de provincia de España en el periodo 2000-2009

Ciudad	Días de ola de calor				Días de ola de frío			
	Mortalidad causas naturales		Temperatura máxima		Mortalidad causas naturales		Temperatura mínima	
	Media	DS	Media	DS	Media	DS	Media	DS
A Coruña	31	6	28,0	1,9	35	6	2,8	0,8
Albacete	8	3	37,4	1,0	10	4	-6,2	2,4
Alicante	34	7	33,4	1,2				
Almería	11	3	37,4	1,0	14	5	4,7	1,2

Ciudad	Días de ola de calor				Días de ola de frío			
	Mortalidad causas naturales		Temperatura máxima		Mortalidad causas naturales		Temperatura mínima	
	Media	DS	Media	DS	Media	DS	Media	DS
Ávila	5	2	33,4	1,1	6	2	-11,7	0,8
Badajoz	17	5	39,7	1,3	22	6	-1,8	1,4
Barcelona	130	28	33,5	1,2	138	15	-1,1	0,9
Bilbao	27	6	33,2	2,4	32	6	-3,2	0,9
Burgos	10	4	35,4	1,1				
Cáceres	11	5	39,4	1,0	12	5	-3,0	0,8
Cádiz	24	7	33,6	1,3	29	7	4,5	1,3
Castellón	12	4	33,5	1,5	16	5	0,8	0,9
Ceuta								
Ciudad Real	14	4	39,3	0,8	17	6	-5,5	1,2
Córdoba	18	6	41,4	1,1	26	7	-3,4	1,5
Cuenca	5	2	35,3	0,9	6	2	-6,0	1,7
Girona	16	5	37,5	1,3				
Granada	20	5	39,2	0,9	28	6	-5,5	1,7
Guadalajara	5	3	39,0	0,7	6	2	-7,8	1,5
Huelva	11	4	38,0	1,6	15	4	0,5	1,2
Huesca	6	2	35,8	1,2	7	2	-7,6	1,2
Jaén	15	4	37,4	1,0	18	5	-1,7	1,9
Las Palmas	18	5	34,9	2,3				
León	15	4	33,2	0,9	17	5	-5,9	1,8
Lleida	10	3	37,4	0,9	13	4	-4,3	1,7
Logroño	7	2	37,4	1,1	8	3	-2,3	1,9
Lugo	13	4	35,7	1,4	15	5	-7,3	1,1
Madrid	106	15	35,5	1,1	126	17	-3,4	1,2
Málaga	31	5	41,0	0,7	36	8	2,8	0,9
Melilla								
Murcia	26	6	35,8	1,7	38	1	1,9	1,2
Ourense	11	4	37,7	1,4	15	4	-3,6	1,5
Oviedo	37	7	31,9	1,5	38	7	-1,2	1,0
Palencia								
Pamplona	14	5	37,4	1,0	14	4	-7,4	1,3
P. Mallorca	22	4	37,4	1,1	24	5	-1,2	0,9
Pontevedra	21	6	32,5	1,9	26	7	0,6	1,0
Salamanca	10	3	35,3	1,0	12	3	-6,1	1,7
Santander	16	4	33,7	1,4	17	5	0,1	1,5
S. C. Tenerife	18	6	34,0	2,1				
Segovia	4	2	35,2	0,9	5	2	-7,8	1,7
Sevilla	40	12	41,3	1,1	50	10	0,8	1,1
Soria	3	1	35,0	0,7	3	2	-8,3	1,9
San Sebastián	16	4	32,5	1,9				
Tarragona	17	5	37,2	0,9	19	5	-1,1	0,7
Teruel	5	2	36,8	0,6	4	2	-10,6	2,6
Toledo	14	4	39,2	0,9	18	7	-7,5	1,3

Ciudad	Días de ola de calor				Días de ola de frío			
	Mortalidad causas naturales		Temperatura máxima		Mortalidad causas naturales		Temperatura mínima	
	Media	DS	Media	DS	Media	DS	Media	DS
Valencia	57	8	36,3	1,6	73	12	1,0	1,1
Valladolid	13	4	37,0	0,7	14	4	-5,9	1,6
Vitoria	6	2	35,5	1,1				
Zamora	7	3	36,8	0,8	7	3	-7,5	1,2
Zaragoza	24	6	37,6	1,1	28	6	-4,0	1,5

En la [Tabla 2](#) se muestra el exceso y déficit de °C en los días de ola de calor y de frío, el número de días de ola de calor y de frío y el número de muertos atribuidos al calor y al frío para cada capital de provincia, calculados como se indica en la metodología.

Tabla 2. Mortalidad atribuible a las olas de calor/frío para cada capital de provincia de España en el periodo 2000-2009

Ciudad	Exceso °C en ola de calor	Días de ola de calor	Muertos/día ola calor	Deficit °C en ola de frío	Días de ola de frío	Muertos/día ola frío
A Coruña	227,5	111	4	76,2	65	4
Albacete	173,5	125	0,4	255,9	118	0,4
Alicante	269,5	186	3	0	0	0
Almería	54,6	39	2	74,2	57	3
Ávila	175,1	122	1	15,5	9	2
Badajoz	252,6	147	3	280,7	160	4
Barcelona	74,3	49	25	34,7	31	11
Bilbao	457,8	141	5	23,9	20	5
Burgos	130	92	2	0	0	0
Cáceres	98	71	3	37,2	36	1
Cádiz	139,7	89	3	95,9	64	5
Castellón	229,9	153	1	33,8	29	5
Ceuta	0	0	0	0	0	0
Ciudad Real	110	88	2	45,1	31	7
Córdoba	173,2	125	3	35,4	25	7
Cuenca	218	171	0,5	195,8	100	0,4
Girona	62,8	41	2	0	0	0
Granada	86,1	70	3	29,3	19	9
Guadalajara	36,5	36	1	143,8	78	1
Huelva	258,2	129	2	100,3	68	4
Huesca	328,7	187	1	26	16	1
Jaén	207,4	144	2	54,5	32	2
Las Palmas	88,3	30	5	0	0	0
León	98	79	2	324,2	174	1
Lleida	159,2	110	2	389,3	170	2
Logroño	100	72	1	633,1	276	1

Ciudad	Exceso °C en ola de calor	Días de ola de calor	Muertos/día ola calor	Deficit °C en ola de frío	Días de ola de frío	Muertos/día ola frío
Lugo	48,8	29	3	33,7	26	3
Madrid	321,1	211	11	42,8	30	19
Málaga	8,3	8	4	60,4	50	11
Melilla	0	0	0	0	0	0
Murcia	63,8	36	1	8,4	4	17
Ourense	180,7	104	1	184,5	112	2
Oviedo	77,9	40	8	110,5	92	4
Palencia	0	0	0	0	0	0
Pamplona	88,8	65	3	32,6	24	1
P. Mallorca	62,7	45	4	114,6	95	4
Pontevedra	355,3	142	4	118,6	85	5
Salamanca	164,5	125	1	488,7	231	1
Santander	30,8	18	2	266,7	143	2
S. C. Tenerife	133,4	66	3	0	0	0
Segovia	103,9	85	0,5	81,2	44	1
Sevilla	98,4	74	8	72	62	10
Soria	50,6	53	0	216,2	93	0,3
San Sebastián	143,2	57	3	0	0	0
Tarragona	93,1	75	3	47,3	44	1
Teruel	28	36	0	185,2	71	0
Toledo	135,1	113	2	10,6	7	5
Valencia	118,8	52	9	19	19	15
Valladolid	57	57	2	146,9	76	1
Vitoria	83,5	54	1	0	0	0
Zamora	44,8	53	1	46,8	31	1
Zaragoza	274,8	168	3	180,2	89	1
España	134,2	4373	3,00	103,3	3006	3,48

Como puede observarse, para el conjunto de toda España es superior el número de días de olas de calor (4.373 días) que el de olas de frío (3.006 días) en el periodo considerado, sin embargo, la mortalidad media diaria para cada capital de provincia atribuida al calor es inferior (3 muertes/día) al de la mortalidad media diaria atribuida al frío (3,48 muertes/día). Por tanto, es el menor número de días de ola de frío (301 días/año) en el conjunto de España, en relación al calor (437 días/año) lo que hace que el impacto diario sobre la mortalidad atribuible sea mayor para el frío que para el calor.

Durante el periodo considerado la mortalidad media por cada día de ola de frío, según datos de la [Tabla 2](#) es de 3,48 muertes/día lo que supone una mortalidad total de 10.460 personas. Para el caso del calor la mortalidad media diaria atribuible al calor es de 3 muertes /día lo que supone una mortalidad total de 13.119 personas.

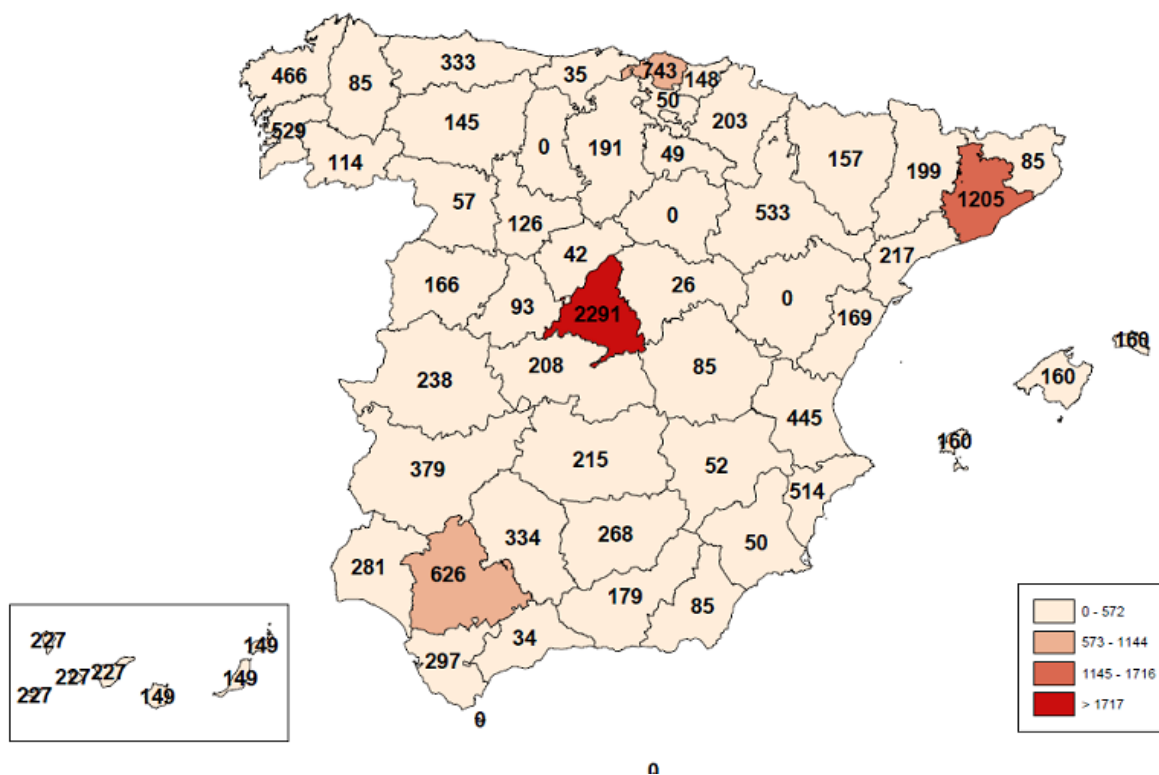
En cuanto a la repercusión económica de la activación de los Planes de Prevención ante olas de frío, suponiendo una efectividad del 68%, cada día con ola de frío se evitarían 2,37 muertes, lo que económicamente supone 0,29M€. Para el caso del calor cada día que se active el plan de prevención ante ola de calor se evitarían 2,04

muerres, es decir se ahorrarían 0,25 M€. Si se extiende el estudio al total de días de ola de calor y frío, el coste económico de la mortalidad atribuible al frío en los diez años del periodo 2000-2009 sería de 871,7 M€, mientras que el coste atribuible al calor es 1.093,2 M€.

Aunque las cifras de mortalidad anual atribuible al calor y al frío justifican por sí mismo la necesidad de articular planes de prevención contra ambos extremos térmicos, y su cuantificación económica también apoya también esta hipótesis, cabe decir que los efectos del frío sobre la mortalidad suelen ser a más largo plazo que los del calor (Alberdi *et al.* 1998, Linares *et al.* 2015a), por lo que esta ventaja económica quizá pueda verse anulada.

El número de muertes atribuidas a las olas de calor en el periodo 2000-2009 para cada capital de provincia se muestra en la **Figura 9**. Estas muertes totales son las resultantes de multiplicar los datos que aparecen en la **Tabla 2** (Días de ola de calor * muertos/día ola calor).

Figura 9. Muertes atribuibles a las olas de calor para cada capital de provincia de España en el periodo 2000-2009

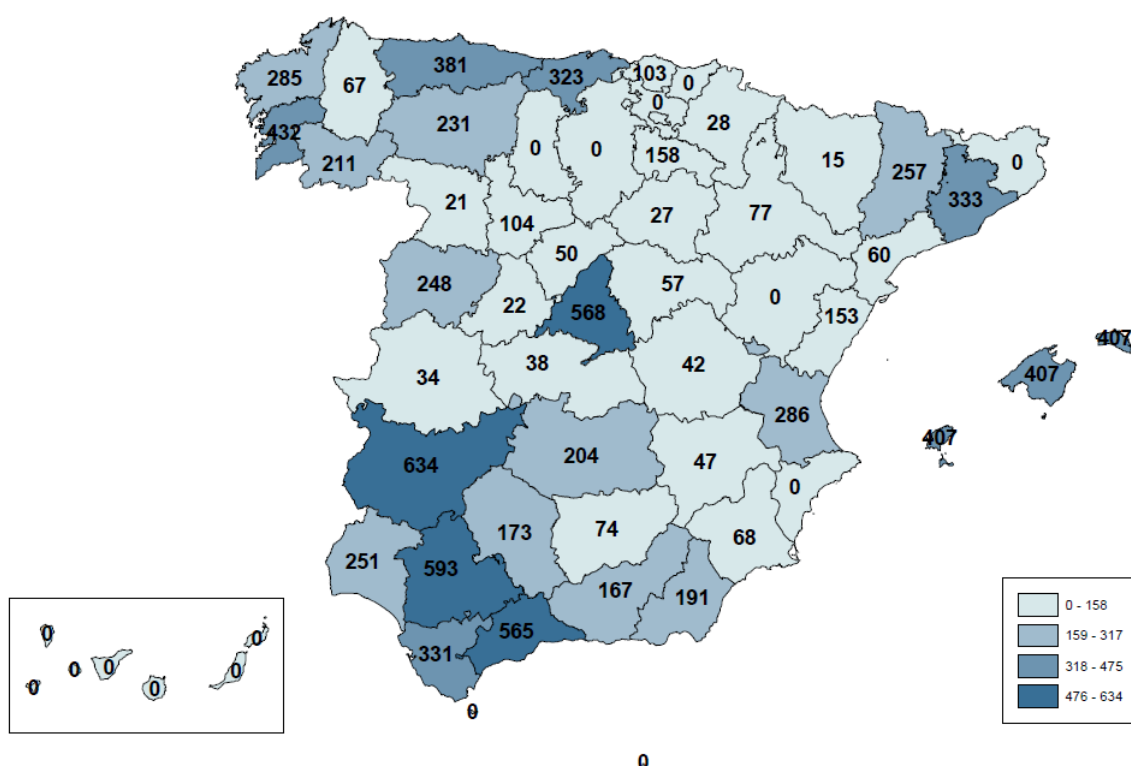


En esta figura llama la atención la elevada mortalidad que se presenta en Madrid y Barcelona en relación al resto de las Provincias de España. Esto se debe a que tanto Barcelona como Madrid son las que presentan una mayor mortalidad diaria (**Tabla 1**) y, por tanto, mayor mortalidad atribuible, pero además Madrid es la ciudad que presenta mayor número de días de ola de calor (211 en el periodo de estudio), consecuencia directa del bajo percentil (percentil 82) calculado en Díaz *et al.* (2015a), que corresponde a la temperatura de disparo de la mortalidad para esta ciudad (temperatura máxima diaria de 34 °C). Sin embargo para el caso de Barcelona, pese a ser mayor la mortalidad diaria en el periodo de olas de calor (**Tabla 1**), el elevado

percentil (percentil 96) calculado en Díaz *et al.* (2015a), al que corresponde la temperatura de disparo de la mortalidad por calor (temperatura máxima diaria de 32 °C) hace que el número de olas de calor (49 días) sea menor que en Madrid. Este menor número de días de ola de calor se ve compensado en que el RA atribuible a Barcelona (12,4%) es superior al de Madrid (6,7%) (Díaz *et al.* 2015a) pero no es suficiente para compensar los 211 días de ola de calor en Madrid frente a los 49 de Barcelona.

En la **Figura 10** el número de muertes atribuibles a las olas de frío calculadas de la misma forma.

Figura 10. Muertes atribuibles a las olas de frío para cada capital de provincia de España en el periodo 2000-2009



En esta figura es de destacar la elevada mortalidad que se presenta en ciudades de clima relativamente templado como es el caso de Málaga, Sevilla y Badajoz. En todas ellas, como puede verse en la **Tabla 2**, el número de olas de frío no es excesivamente elevado y su mortalidad diaria en ese periodo tampoco corresponde a los valores máximos en España (ver **Tabla 1**). Son los elevados RA para el frío lo que hace que la mortalidad atribuible sea elevada, especialmente en Sevilla y Málaga (Carmona *et al.* 2015). Este hecho de que lugares con climas templados presenten mayor mortalidad atribuible al frío que aquellos lugares con climas más fríos es coherente con los resultados encontrados en otros lugares de Europa y parece estar relacionado con el propio acondicionamiento de las viviendas (The Eurowinter Group, 1997; Thomson *et al.* 2001).

4.3. COMPARACIÓN CON LOS RESULTADOS OBTENIDOS EN OTROS ESTUDIOS

Los resultados obtenidos son consistentes con otro estudio comparativo entre olas de calor y de frío realizado en Netherlands (Huynenn *et al.* 2001), en el que atribuyen a las olas de frío una mortalidad atribuible (12,8% o 46,6 muertes/día) ligeramente superior a la del calor (12,1% o 39,8 muertes/día). Así mismo un estudio llevado a cabo en Centers for Disease Control and Prevention (CDC) de U. S. mostró que el 63% de las muertes relativas a la temperatura eran atribuibles a la exposición al frío, mientras que solo el 31% estaban relacionadas con la exposición al calor (Berko *et al.* 2015).

En cuanto a los beneficios económicos de la activación de los planes de prevención, un estudio llevado a cabo en Philadelphia (Ebi *et al.* 2004) indicó que estos beneficios serían del orden de 468M\$ (117 vidas salvadas multiplicado por 4M\$) contra el calor durante un periodo de tres años, la activación del plan frente a olas de calor reducía la mortalidad diaria en 2,6 vidas en promedio. Es de resaltar que esta cifra es muy similar a la obtenida en este informe (2,04).

4.4. TENDENCIA TEMPORAL DE LOS EFECTOS DEL CALOR Y DEL FRÍO

La mortalidad por causas naturales asociada a las olas de frío en el conjunto de toda España con un RA del 11,5% (IC 95%: 9,1%-13,8%) es similar a la detectada para las olas de calor RA 9,9% (IC 95%: 9,1% -10,7%). Este hecho no está en contradicción con el estudio de Gasparrini (Gasparrini *et al.* 2015a), realizado en 13 países en el que se obtenía que el efecto del frío a nivel global es 20 veces superior al del calor, con una mortalidad atribuible al frío del 7,29% (IC 95%: 7,02%-7,49%) frente al 0,42% (IC95%: 0,39%-0,44%); ya que en estos estudios el impacto se debe a la mortalidad debida al calor y al frío no la mortalidad debida a las olas de calor y las olas de frío aquí analizada. En concreto, para el caso de España se calcula una temperatura de mínima mortalidad situada en el percentil 78 de la serie de temperaturas medias diarias y a partir de ahí se calcula el efecto del frío, (temperaturas por debajo) y del calor (temperaturas superiores) a este percentil, lo que justifica que los resultados que se obtienen en el estudio de Gasparrini para España sean sensiblemente inferiores en los efectos del calor 1,1% (IC 95%: 1,0%-1,2 %) y del frío 5,5% (IC 95%: 4,8%-6,1%). Además los umbrales de temperaturas calculados en este informe están basados en criterios epidemiológicos y no climatológicos.

Respecto a los efectos del calor y del frío sobre la mortalidad, existen estudios que indican que el efecto del calor sobre la mortalidad está decreciendo (Mirón *et al.* 2015b, Gasparrini *et al.* 2015b) mientras que el del frío se está, al menos, manteniendo constante (Mirón *et al.* 2012). Más concretamente en un estudio realizado para la ciudad de Madrid (Díaz *et al.* 2015c) en el que se analiza, por grupos de edad, cuál ha sido el efecto del frío y del calor en el periodo 1986-1997 y se compara con el efecto en el periodo 2001-2009 se observa que el efecto del calor ha decrecido prácticamente en todos los grupos de edad (Tabla 3), mientras que el del frío ha aumentado especialmente en los grupos de mayores de 65 años, triplicándose el efecto especialmente en el grupo de más de 75 años, y en los grupos de 45-64 años y 65-74 años, en los cuales el RA se ha duplicado respecto al existente en el periodo 1986-1997 (Tabla 4). Las personas mayores son potencialmente más

susceptibles a los efectos de las olas de frío (Ryti *et al.* 2015; Medina-Ramon *et al.* 2006), que puede ser explicado por una reducida capacidad de termorregulación combinado con una disminución de la capacidad para detectar cambios en su temperatura corporal (Mercer 2003). Lo que es especialmente relevante teniendo en cuenta el envejecimiento de la población que están experimentando los países más desarrollados y en particular España (38,7% de la población en 2064 *vs* 18,2% actual) (INE 2014).

Tabla 3. Comparativa entre los RA en % (IC95%) atribuibles al calor en la mortalidad por causas naturales en los dos periodos analizados para Madrid según grupos de edad. Umbral calor $t_{max} > 36,5\text{ }^{\circ}\text{C}$

	< 10 year	10-17 years	18-44 years	45-64 years	65-74 years	> 75 years
Period 1986-1997	0	No data	13.1	11.5	18.3	20.1
Period 2001-2009	0	0	29.4 (14.4-41.8)	0	11.8 (1.6-21.0)	17.1 (11.6-22.3)

Díaz *et al.* *Environmental Research* 2015c; 143: 186-191. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S001393511530116X>

Tabla 4. Comparativa entre los RA en % (IC95%) atribuibles al frío en la mortalidad por causas naturales en los dos periodos analizados para Madrid según grupos de edad. Umbral frío $t_{max} < 5\text{ }^{\circ}\text{C}$

	< 1 year	1-5 years	1-17 years	18-44 years	45-64 years	65-74 years	> 75 years
Period 1986-1997	17.4	23.1	No data	No data	7.7	5.1	2.7
Period 2001-2009	28.3 (0.6-48.2)	0	35.4 (2.2-56.8)	0	13.4 (7.9-18.6)	10.6 (6.1-14.9)	9.0 (5.6-23)

Díaz *et al.* *Environmental Research* 2015c; 143: 186-191. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S001393511530116X>

Entre las causas que se atribuyen para una disminución de los efectos del calor sobre la mortalidad algunos son inherentes a condiciones sociodemográficas y sanitarias (Mirón *et al.* 2015b) que igualmente serían aplicables al caso del frío, pero otras están directamente relacionadas con la activación de los Planes de Prevención (Abrahamson *et al.* 2008), el diseño de las ciudades para minimizar el efecto del calor (Georgescu *et al.* 2014), y la resiliencia de la población se espera que se incremente por la aclimatación fisiológica a climas más cálidos (Gosling *et al.* 2009, Konkel 2014), o incluso la mejor dotación de las infraestructuras son exclusivamente aplicables al calor y contribuyen a lo que ha venido a denominar «cultura del calor» (Konkel 2014) que se ha desarrollado en la última década. Todo esto no existe en el caso del frío. Es más, la idea de calentamiento global y aumento de temperaturas (IPCC 2013), aunque no va a llevar asociada la desaparición de las olas de frío (Kodra *et al.* 2011), parece ir en contra también de generar esa «cultura del frío» que probablemente redundaría en una disminución de la mortalidad asociada al frío al igual que ha ocurrido para el caso del calor.

5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

De lo expuesto en este documento pueden extraerse las siguientes conclusiones:

1. Las temperaturas mínimas umbrales obtenidas con la metodología presentada en este informe varían de una capital de provincia a otra, oscilando entre -10 °C de Ávila y 6 °C de Almería y Cádiz. Las zonas costeras presentaron umbrales de temperatura mínima más elevados, coincidiendo con aquellas regiones con menor temperatura de disparo de ola de calor.
2. Al igual que las temperaturas, los percentiles de las series de temperaturas mínimas diarias de los meses de invierno también varían de unas provincias a otras, oscilando del percentil 19,5 de Logroño al 0,5 de Murcia y Toledo.
3. No se ha obtenido temperatura umbral de disparo por frío en las capitales de San Sebastián, Vitoria, Burgos, Girona, Alicante, Gran Canaria, Tenerife, Ceuta y Melilla.
4. Son escasos los estudios que han calculado umbrales de temperatura mínima mediante criterios epidemiológicos, por lo que es difícil comparar los resultados de este informe con los de periodos anteriores.
5. El Riesgo Relativo (RR) osciló entre la no existencia de efecto del frío sobre la mortalidad en Teruel y el 1,40 (1,32 – 1,49) de Castellón.
6. A nivel de CCAA los valores son muy similares, siendo la Comunidad Valenciana la que presenta un RR mayor 1,33 (1,19 – 1,47) y La Rioja un RR menor 1,03 (1,02 – 1,05). El RR de toda España es 1,13 (1,11 – 1,16).
7. Los RR asociados a percentiles bajos son mayores que los asociados a percentiles altos.
8. El efecto del frío, de forma general para las capitales de provincia, es superior para la mortalidad por causas respiratorias que por circulatorias, aunque para el conjunto de toda España las diferencias no son estadísticamente significativas. El RR para España por causas circulatorias es 1,18 (1,15-1,22) y para respiratorias 1,24 (1,20-1,29).
9. Los efectos del frío en España son similares a los del calor ($RR_{\text{natural}}=1,11$ (1,10–1,12); $RR_{\text{circulatorias}}=1,11$ (1,09–1,13); $RR_{\text{respiratorias}}=1,18$ (1,16–1,21)).
10. La mortalidad diaria atribuible al frío (3,48 muertes/día) es mayor que la del calor (3 muertes/día), debido al menor número de días con olas de frío (301 días/año) que de calor (437 días/año).
11. Los Planes de Prevención frente al frío son más rentables que los del calor, así con una efectividad del 68% de los Planes cada día con ola de frío se evitarían 2,37 muertes (ahorro 0,29M€), mientras que para el calor cada día se evitarían 2,04 muertes (ahorro 0,25M€).
12. Madrid y Barcelona son las capitales con mayor mortalidad atribuible debida al calor consecuencia de la mayor mortalidad diaria que presentan.

13. Málaga, Sevilla y Badajoz destacan por la elevada mortalidad atribuible debida al frío aun siendo ciudades de clima relativamente templado, consecuencia de sus elevados Riesgos Atribuibles (RA).
14. La realización de estudios similares al aquí descrito utilizando regiones isoclimáticas en vez de divisiones provinciales, podrían aportar un comportamiento más uniforme en las temperaturas umbrales y en los RR asociados a las bajas temperaturas.
15. Serían necesarios Planes de Prevención frente al frío específicos a nivel regional ya que permitirían reducir la mortalidad atribuible a las bajas temperaturas. Estos Planes han mostrado su eficacia en la reducción de la mortalidad atribuible al calor, por lo que serían imprescindibles para disminuir los efectos sobre la morbi-mortalidad asociada al frío.

6. AGRADECIMIENTOS

Este documento se ha realizado con los resultados obtenidos en el marco del Proyecto FIS ENPY 1001/13 correspondiente a la Acción Estratégica en Salud del ISCIII y SEPY 1037/14.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Abrahamson V, Wolf J, Lorenzoni I, *et al.* Perceptions of heatwave risks to health: interview-based study of older people in London and Norwich, UK. *Journal of Public Health* 2008. 31:119–126.
2. Alberdi JC, Díaz J, Montero JC, Mirón I. Daily mortality in Madrid community 1986-1992: relationship with meteorological variables. *Eur J Epidemiol* 1998 Sep;14(6):571-8.
3. de Ayala A, Spadaro JV. Economic costs of health impacts. Report prepared for the European Commission under the Public health impacts in URban environments of Greenhouse gas Emissions reduction strategies (PURGE) Project, 7th Framework Programme under GA No. 265325. <http://purge.lshtm.ac.uk/>.2014
4. Basu R, Samet JM. Relation between elevated ambient temperature and mortality: a review of the epidemiologic evidence. *Epidemiol. Rev.* 2002. 24, 190–202.
5. Berko J, Ingram DD, Saha S, Parker JD. Deaths attributed to heat, cold, and other weather events in the United States, 2006-2010. *National Health Statistics Reports*, n.º 76. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics, 2014. Available: <http://www.cdc.gov/nchs/data/nhsr/nhsr076.pdf> [accessed 30 September 2015].
6. Box GE, Jenkins GM, Reinsel C. *Time Series Analysis. Forecasting and Control.* Prentice Hall, Englewood. 1994.
7. Braga AL, Zanobetti A, Schwartz J. The time course of weather-related deaths. *Epidemiology* 2001 Nov;12(6):662-7.
8. Brunetti M, Maugeri M, Nanny T. Variations on temperature and precipitation in Italy from 1986 to 1995. *Theor Appl Climatol* 2000;65:165-74.
9. Carmona R, Díaz J, Ortiz C, León I, Mirón IJ, Linares C. Geographical variation in relative risks associated with cold waves in Spain: the need for a cold wave prevention plan. *Environment International*. 2016.
10. Chau PH, Wong M, Woo, J. Ischaemic heart disease hospitalization among older people in a Subtropical City- Hong Kong: Does winter have a greater impact than summer? *Int J Environ Res and Pub Health*. 2014; 11: 3845-3858.
11. Clinch JP, Healy JD. Housing standards and excess winter mortality. *J Epidemiol Community Health* 2000 Sep;54(9):719-20.
12. Conlon KC, Rajkovich NB, White-Newsome JL, Larsen L, O'Neill MS. Preventing cold-related morbidity and mortality in a changing climate. *Maturitas* 2011 Jul;69(3):197-202.
13. Coste J, Spira A. Le proportion de cas attribuable en Santé Publique: definition(s), estimation(s) et interpretation. *Rev. Epidemiol. Sante Publique* 1991. 51, 399–411.
14. Damián J, Royo MA. *Método Epidemiológico.* Madrid: ENS-Instituto de Salud Carlos III. Octubre de 2009.
15. Davidkovova H, Plavcova E, Kyncl J, Kysely J. Impacts of hot and cold spells differ for acute and chronic ischaemic heart diseases. *BMC Public Health* 2014;14:480.
16. Díaz J, Jordán A, García R *et al.* Heat Waves In Madrid 1986-1997: Effects On The Health Of The Elderly. *Int Arch Occup Environ Health*. 2002a; 75: 163-170.
17. Díaz J, García R, Velázquez F, López C, Hernández E, Otero A. Effects of Extremely Hot Days on People older than 65 in Seville (Spain) from 1986 to 1997. *Int J Biometeorol*. 2002b; 46:145-149.
18. Díaz J, García R, López C, Linares C, Tobías A, Prieto L. Mortality impact of extreme winter temperatures. *Int J Biometeorol* 2005 Jan;49(3):179-83.
19. Díaz J, Linares C, Tobías A. Impact of extreme temperatures on daily mortality in Madrid (Spain) among the 45-64 age-group. *Int J Biometeorol* 2006 Jul;50(6):342-8.
20. Díaz J, Carmona R, Mirón IJ, Ortiz C, León I, Linares C. Geographical variation in relative risks associated with heat: Update of Spain's Heat Wave Prevention Plan. *Environment International* 2015a; 85: 273–283.
21. Díaz Jiménez J, Carmona Alférez R, Linares Gil C. *Temperaturas umbrales de disparo de la mortalidad atribuible al calor en España en el periodo 2000-2009.* Instituto de Salud Carlos III, Escuela Nacional de Sanidad: Madrid, 2015b.

22. Díaz J, Carmona R, Mirón IJ, Ortiz C, Linares C. Comparison of the effects of extreme temperaturas on daily mortality in Madrid (Spain), by age group: The need for a cold wave prevention plan. *Environmental Research* 2015c; 143: 186-191.
23. Donaldson GC, Rintamaki H, Nayha S. Outdoor clothing: its relationship to geography, climate, behaviour and cold-related mortality in Europe. *Int J Biometeorol* 2001 Feb;45(1):45-51.
24. Ebi KL, Teisberg TJ, Kalkstein LS, Robinson L, Weiher RF. Heat watch/warning systems save lives: Estimated costs and benefits for Philadelphia 1995-98. *Bulletin of the American Meteorological Society* 2004;85:1067-1073.
25. Ebi KL, Mills D. Winter mortality in a warming climate: a reassessment. *Wiley Interdisciplinary Rev-climate Change*. 2013;4:203-212.
26. Fouillet A, Rey G, Wagner V, *et al.* Has the impact of heat waves on mortality changed in France since the European heat wave of summer 2003? A study of the 2006 heat wave. *International Journal of Epidemiology*, 2008;37:309-317.
27. García-Herrera R, Díaz J, Trigo RM, Luterbacher J, Fischer EM. A review of the European summer heat wave of 2003. *Crit Rev Environ Science and Tech*. 2010;40:267-306.
28. Gasparrini A, Guo Y, Hashizume M, Lavigne E, Zanobetti A, Schwartz J, *et al.* Mortality risk attributable to high and low ambient temperature: a multicountry observational study. *Lancet* 2015a Jul 25;386(9991):369-75.
29. Gasparrini A, Guo Y, Hashizume M, Kinney PL, Petkova EP, Lavigne E, *et al.* Temporal Variation in Heat-Mortality Associations: A Multicountry Study. *Environ Health Perspect* 2015b. doi: 10.1289/ehp.1409070.
30. Georgescu, M, Morefield, PE, Bierwagen, BG, Weaver, CP. Urban adaptation can roll back warming of emerging megapolitan regions. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 2014.111(8):2909-2914.
31. Glezen WP. Serious morbidity and mortality associated with influenza epidemics. *Epidemiol Rev* 1982;4:25-44.
32. Gosling, SN, McGregor, GR, Lowe, JA. Climate change and heat-related mortality in six cities Part 2: climate model evaluation and projected impacts from changes in the mean and variability of temperature with climate change. *International Journal of Biometeorology* 2009. 53:31-51.
33. Guo Y, Gasparrini A, Armstrong B, Li S, Tawatsupa B, Tobias A, *et al.* Global variation in the effects of ambient temperature on mortality: a systematic evaluation. *Epidemiology* 2014 Nov;25(6):781-9.
34. Hajat S, Haines A. Associations of cold temperatures with GP consultations for respiratory and cardiovascular disease amongst the elderly in London. *Int J Epidemiol* 2002 Aug;31(4):825-30.
35. Healy JD. Excess winter mortality in Europe: a cross country analysis identifying key risk factors. *J Epidemiol Community Health* 2003 Oct;57(10):784-9.
36. Huynen MM, Martens P, Schram D, Weijenberg MP, Kunst AE. The impact of heat waves and cold spells on mortality rates in the Dutch population. *Environ Health Perspect* 2001 May;109(5):463-70.
37. INE 2014. Proyecciones de Población de población (2014-2064) residente en España a 1 de enero. <http://www.ine.es/prensa/np870.pdf>
38. IPCC 2013. Climate Change. The Physical Science Basis. Working Group I. Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. 2013.
39. Jaakkola K, Saukkoriipi A, Jokelainen J *et al.* Decline in temperature and humidity increases the occurrence of influenza in cold climate. *Environmental Health* 2014, 13:22.
40. Kodra E, Steinhäuser K, Ganguly AR. Persisting cold extremes under twenty first-century warming scenarios. *Geophys Res Lett* 2011;38(L08705).
41. Konkel L. Learning to Take the Heat: Declines in U. S. Heat-Related Mortality. *Environ Health Perspect*; 2014. DOI:10.1289/ehp.122-A220.
42. Kysely J, Pokorna L, Kyncl J, Kriz B. Excess cardiovascular mortality associated with cold spells in the Czech Republic. *BMC Public Health* 2009;9:19.
43. Langford IH, Bentham G. The potential effects of climate change on winter mortality in England and Wales. *Int J Biometeorol* 1995;38:141-7
44. León-Gómez I, Delgado-Sanz C, Jiménez-Jorge S, *et al.* Exceso de mortalidad relacionado con la gripe en España en el invierno de 2012. *Gac Sanit*. 2015, 29(4): 258-265.
45. Lin YK, Wang YC, Lin PL, Li MH, Ho TJ. Relationships between cold-temperature indices and all causes and cardiopulmonary morbidity and mortality in a subtropical island. *Sci Total Environ* 2013 Sep 1;461-462:627-35.

46. Linares C, Díaz J, Tobías A, Carmona R, Mirón IJ. Impact of heat and cold waves on circulatory-cause and respiratory-cause mortality in Spain: 1975-2008. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 2015a; 19(8):2037-46.
47. Linares C, Mirón IJ, Carmona R, Sánchez R, Díaz J. Time trend in natural-cause, circulatory-cause and respiratory-cause mortality associated with cold waves in Spain, 1975-2008. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 2015b Oct 1. DOI 10.1007/s00477-015-1169-3
48. López-Cuadrado T, de Mateo S, Jiménez-Jorge S, *et al.* Influenza-related mortality in Spain, 1999-2005. *Gac Sanit.* 2012;26(4):325–329
49. Makinen TM, Juvonen R, Jokelainen J, Harju TH, Peitso A, Bloigu A, *et al.* Cold temperature and low humidity are associated with increased occurrence of respiratory tract infections. *Respir Med* 2009 Mar;103(3):456-62.
50. Matias G, Taylor R, Haguinet F, Schuck-Paim C, Lustig R, Shinde V. Estimates of mortality attributable to influenza and RSV in the United States during 1997-2009 by influenza type or subtype, age, cause of death, and risk status. *Influenza Other Respi Viruses.* 2014; 8(5):507-15. <http://dx.doi.org/10.1111/irv.12258> PMID:24975705
51. Medina-Ramón M, Zanobetti A, Cavanagh DP, Schwartz J. Extreme temperatures and mortality: assessing effect modification by personal characteristics and specific cause of death in a multi-city case-only analysis. *Environ Health Perspect* 2006 Sep;114(9):1331-6.
52. Mercer JB. Cold--an underrated risk factor for health. *Environ Res* 2003 May; 92(1):8-13.
53. Mirón IJ, Montero JC, Criado-Álvarez JJ, Linares C, Díaz J. Intense cold and mortality in Castile-La Mancha (Spain): study of mortality trigger thresholds from 1975 to 2003. *Int J Biometeorol* 2012 Jan;56(1):145-52.
54. Mirón IJ, Montero JC, Criado-Álvarez JJ, Linares C, Díaz J. Time trends in cause-specific mortality during heat waves in Castile-La Mancha: Spain, 1975-2008. *Int. J. Biometeorol.* 2015a. 59, 1213–1222.
55. Mirón IJ, Linares C, Montero JC, Criado JJ, Díaz J. Changes in cause-specific mortality during heat waves in Castile-la Mancha: Spain, 1975-2008. *International Journal Biometeorology* 2015b; 59: 1213-1222.
56. Monteiro A, Carvalho V, Gois J, Sousa C. Use of «Cold Spell» indices to quantify excess chronic obstructive pulmonary disease (COPD) morbidity during winter (November to March 2000-2007): case study in Porto. *Int J Biometeorol* 2013 Nov;57(6):857-70.
57. Montero JC, Mirón IJ, Criado-Álvarez JJ, Linares C, Díaz J. Mortality from cold waves in Castile-La Mancha, Spain. *Sci Total Environ* 2010 Nov 1;408(23):5768-74.
58. Montero JC, Mirón IJ, Criado-Álvarez JJ, Linares C, Díaz J. Influence of local factors in the relationship between mortality and heat waves: Castile-La Mancha (1975-2003). *Sci Total Environ* 2012 Jan 1;414:73-80.
59. Nakai S, Itoh T, Marimoto T. Deaths from heat-stroke in Japan: 1968–1994. *Int. J. Biometeorol* 1999. 43, 124–127.
60. Naughton MP, Henderson A, Mirabelli M, Kaiser R, Wilhelm JL, Kieszak SM, *et al.* Heat-related mortality during a 1999 heatwave in Chicago. *Am. J. Prev. Med* 2002. 22, 221–227.
61. Ng CF, Ueda K, Takeuchi A, Nitta H, Konishi S, Bagrowicz R, *et al.* Sociogeographic variation in the effects of heat and cold on daily mortality in Japan. *J Epidemiol* 2014;24(1):15-24.
62. Nielsen J, Mazick A, Glismann S, Molbak K. Excess mortality related to seasonal influenza and extreme temperatures in Denmark, 1994-2010. *BMC Infect Dis.* 2011;11(1):350. <http://dx.doi.org/10.1186/1471-2334-11-350> PMID:22176601
63. Rizzo C, Bella A, Viboud C *et al.* Trends for influenza-related deaths during pandemic and epidemic seasons, Italy, 1969-2001. *Emerg Infect Dis* 2007; 13(5):694-699.
64. Rocklov J, Ebi K, Forsberg B. Mortality related to temperature and persistent extreme temperatures: a study of cause-specific and age-stratified mortality. *Occup Environ Med* 2011 Jul;68(7):531-6.
65. Roldán E, Gómez M, Pino R, Díaz J. The impact of extremely high temperatures on mortality and mortality cost. *Int. J. Environ. Health Res.* 2014. 25 (3): 277-87. <http://dx.doi.org/10.1080/09603123.2014.938028>.
66. Rytí NR, Guo Y, Jaakkola JJ. Global Association of Cold Spells and Adverse Health Effects: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Environ Health Perspect* 2015 May 15.
67. Rytönen M, Raatikka VP, Nayha S, Hassi J. Exposure to cold and the symptoms thereof. *Duodecim* 2005;121(4):419-23.
68. Sterne JAC (Ed.). *Meta-Analysis in Stata: An Updated Collection From the Stata Journal.* Stata Press 2009 (ISBN-13: 978-1-59718-049-8).

69. The Eurowinter Group. Cold exposure and winter mortality from ischaemic heart disease, cerebrovascular disease, respiratory disease, and all causes in warm and cold regions of Europe. *Lancet* 1997 May 10;349(9062):1341-6.
70. Thomson H, Petticrew M, Morrison D. Health effects of housing improvement: systematic review of intervention studies. *BMJ*. 2001 Jul 28;323(7306):187-90.
71. Thompson WW, Moore MR, Weintraub E *et al*. Estimating influenza-associated deaths in the United States. *Am J Public Health*. 2009; 99 (Supl 2): S225-30.
72. Tobías A, Zuza I, Armstrong B, Gasparrini A, Linares C, Díaz J. Mortality on extreme heat days using official thresholds in Spain: a multi-city time series analysis». *BMC Public Health*.2012, 12:133.
73. Tong S, Whang XY, Burnett AG. Assessment of heat-related health impacts in Brisbane, Australia: comparison of different heatwave definitions. *PLoS One* 2010 5 (8), e12155. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0012155>.
74. Urban A, Davidkovova H, Kysely J. Heat- and cold-stress effects on cardiovascular mortality and morbidity among urban and rural populations in the Czech Republic. *Int J Biometeorol* 2014 Aug;58(6):1057-68.
75. Vandentorren S, Bretin P, Zeghnoun A, Mandereau-Bruno L, Croisier A, Cochet C, *et al*. August 2003 heat wave in France: risk factors for death of elderly people living at home. *Eur. J. Pub. Health* 2006; 16, 583–591.
76. Vardoulakis S, Dear K, Hajat S, Heaviside C, Eggen B, McMichael AJ. Comparative assessment of the effects of climate change on heat- and cold-related mortality in the United Kingdom and Australia. *Environ Health Perspect* 2014 Dec;122(12):1285-92.
77. Wang YC, Lin YK, Chuang CY, Li MH, Chou CH, Liao CH, *et al*. Associating emergency room visits with first and prolonged extreme temperature event in Taiwan: a population-based cohort study. *Sci Total Environ* 2012;416:97–104.
78. Wang C, Chen R, Kuang X, Duan X, Kan H. Temperature and daily mortality in Suzhou, China: a time series analysis. *Sci Total Environ* 2014 Jan 1;466-467:985-90.
79. WHO. Protecting health in Europe from climate change. World Health Organization WHO/EUROPE, Geneva 2007.
80. WHO. Influenza (Seasonal) Fact sheet n.º 211, March 2014.
81. Wu W, Xiao Y, Li G, Zeng W, Lin H, Rutherford S, *et al*. Temperature-mortality relationship in four subtropical Chinese cities: a time-series study using a distributed lag non-linear model. *Sci Total Environ* 2013 Apr 1;449:355-62.
82. Xie H, Yao Z, Zhang Y, Xu Y, Xu X, Liu T, *et al*. Short-term effects of the 2008 cold spell on mortality in three subtropical cities in Guangdong Province, China. *Environ Health Perspect* 2013 Feb;121(2):210-6.
83. Zanobetti A, O'Neill MS, Gronlund CJ, Schwartz JD. Susceptibility to mortality in weather extremes: effect modification by personal and small-area characteristics. *Epidemiology* 2013 Nov;24(6):809-19.