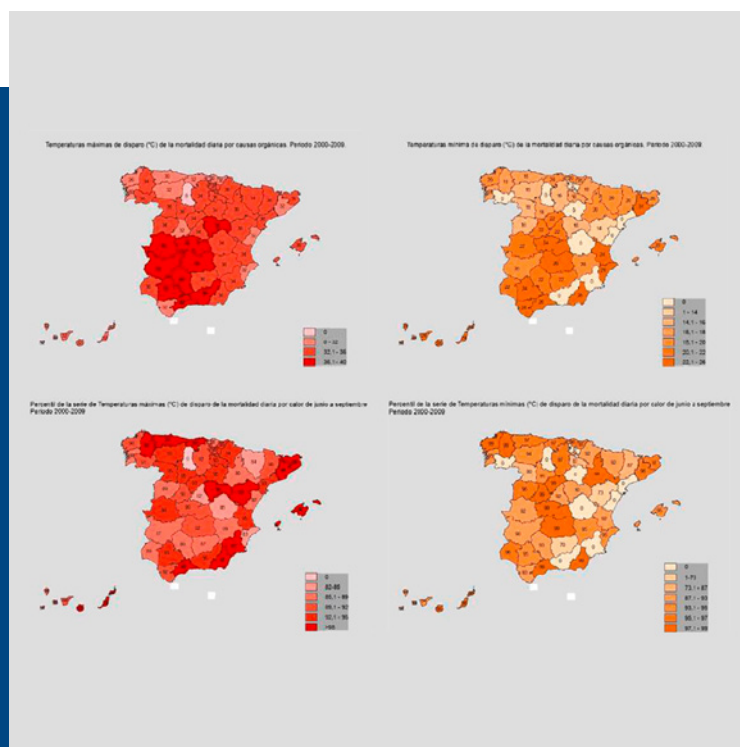


TEMPERATURAS UMBRALES DE DISPARO DE LA MORTALIDAD ATRIBUIBLE AL CALOR EN ESPAÑA EN EL PERIODO 2000-2009



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

Disponible en:

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

Publicaciones Instituto de Salud Carlos III:
<http://publicaciones.isciii.es>



https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/deed.es_ES

EDITA: INSTITUTO DE SALUD CARLOS III
Ministerio de Economía y Competitividad

N.I.P.O. en línea: 725-15-015-7
N.I.P.O. libro electrónico: 725-15-014-1
Bajo Licencia Creative Commons.

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

Autores

Julio Díaz Jiménez

Científico Titular. Escuela Nacional de Sanidad

Rocío Carmona Alférez

Técnico Superior de Investigación. Escuela Nacional de Sanidad

Cristina Linares Gil

Técnico Superior de Investigación. Escuela Nacional de Sanidad

Para citar esta monografía

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, 2015.

ÍNDICE

1. Antecedentes	5
2. Determinación de las temperaturas de disparo de la mortalidad para el conjunto de las 52 capitales de provincia de España durante el periodo 2000-2009	9
3. Determinación del impacto de las temperaturas extremadamente altas sobre la mortalidad diaria por causas naturales para las capitales de provincia	15
3.1. Consideraciones metodológicas	15
3.2. Impacto de las temperaturas extremas sobre la mortalidad	16
3.3. Comparación con los riesgos relativos obtenidos si se hubieran utilizado los umbrales vigentes hasta la fecha por el pnap (Tobías <i>et al.</i> 2012)	19
3.4. Riesgos relativos calculados en función de la temperatura mínima diaria como temperatura umbral de disparo de la mortalidad por calor	21
4. Superación de los umbrales en el periodo seleccionado según los diferentes criterios utilizados	23
5. Conclusiones y recomendaciones	27
6. Agradecimientos	29
7. Referencias bibliográficas	30

1. ANTECEDENTES

A la hora de la activación de los Planes de actuación ante los efectos de las temperaturas extremadamente elevadas surgen diferentes problemas relacionados en gran medida con la falta de una definición común de lo que se denomina ola de calor en salud pública (Montero *et al.*, 2013) y las múltiples incertidumbres asociadas con la determinación del impacto de las temperaturas extremas sobre la salud (Konkel, 2014). Por un lado, están las asociadas con la variable meteorológica que va a definir una ola de calor y, por otro lado, las incertidumbres relacionadas con la variable de salud sobre la que se pretende determinar su influencia.

En cuanto a la primera cuestión parece claro que, la variable meteorológica que debe definir una ola de calor es la temperatura del aire, ¿pero qué medida de temperatura? la temperatura máxima diaria, la temperatura mínima o la temperatura media diaria. En otros casos, se ha definido una ola de calor en base a ecuaciones semiempíricas que relacionan la temperatura con otras variables atmosféricas como la humedad relativa, denominada temperatura aparente (Steadman, 1984) o el denominado «wind chill» (Siple P, 1958) que relaciona la temperatura del aire con la velocidad del viento.

Las respuestas a estas cuestiones aún no cuentan con consenso científico, ya que existen numerosos trabajos que utilizan las diferentes variables antes citadas para definir lo que se denomina una ola de calor (Montero *et al.*, 2013). Aunque parece que la temperatura máxima diaria es la más utilizada en general, en los últimos años en Europa y, como resultado del proyecto Euroheat (D'ippoliti *et al.*, 2010), se ha venido a utilizar la denominada «temperatura aparente» como indicador meteorológico del efecto combinado de temperatura y humedad. No obstante la utilización de este parámetro no está exenta de controversia por varios motivos.

En primer lugar, el uso de un parámetro que sintetice el efecto de diversas variables en un sólo algoritmo matemático es asumible si su eficacia está previamente probada en todos los escenarios posibles. La utilización de la temperatura aparente significa asumir que durante una ola de calor existe una relación cuadrática positiva entre la humedad relativa (medida a través de la temperatura del termómetro húmedo) y la mortalidad. De manera que un incremento de la humedad siempre está asociado con un incremento de la temperatura. Sin embargo, existen publicaciones que muestran que esto no es siempre así. En USA, por ejemplo un estudio realizado para diferentes ciudades (Braga *et al.*, 2002), muestra que esta relación temperatura-humedad varía para cada una de las ciudades analizadas. Y en España, existen estudios que muestran cuando se analiza independientemente la temperatura y la humedad, la mortalidad se asocia con humedades relativas bajas (Tobías *et al.* 2010; Montero *et al.*, 2012; Díaz *et al.*, 2002), por lo que la utilización de la temperatura aparente en todos los escenarios no es siempre viable y eficaz como indicador de ola de calor.

Si no existe unanimidad científica para la elección de la variable atmosférica independiente a utilizar, tampoco está claro qué indicador de salud es el más adecuado

para cuantificar el impacto de una ola de calor o de frío. Aunque la mortalidad diaria es con diferencia el más utilizado (Basu R, 2009) existen otros indicadores de salud que también se ven afectados por las temperaturas extremadamente elevadas, como los ingresos hospitalarios (Kovats *et al.*, 2004) o las visitas a los servicios de urgencias (Lippmann *et al.*, 2013). Pese a lo que a priori pudiera parecer, sobre que estos indicadores deben estar relacionados entre sí, en realidad esto no ocurre. Así, por ejemplo, si una ola de calor tiene su máximo impacto en la mortalidad por causas circulatorias sucede que esto no se refleja en los ingresos por urgencias por estas causas, ya que las patologías implicadas pueden ser agudas y las personas fallecen sin tiempo necesario para llegar al servicio de urgencias hospitalarias (Linares C & Díaz J, 2008).

Además de las variables estrictamente meteorológicas existen otras que también influyen en el posible impacto de una ola de calor sobre la salud, como pueden ser la duración de la ola de calor, a mayor duración mayor impacto sobre la mortalidad (Gasparrini A & Armstrong B, 2011); el número de ola en el año, las primeras olas de calor tienen mayor impacto sobre la mortalidad por haber más personas susceptibles (Montero *et al.*, 2012); o incluso otros factores atmosféricos como la contaminación atmosférica cuyos efectos perjudiciales sobre la salud se ven reforzados por las altas temperaturas, como en el caso del ozono (Zanobetti & Schwartz, 2008) o de las partículas materiales (Díaz *et al.*, 2002).

Si a pesar de lo hasta ahora expuesto se admite como variable independiente para definir una ola de calor la temperatura máxima diaria y como variable de salud para medir el impacto la mortalidad diaria, tampoco existe consenso a la hora de definir a partir de qué temperatura se considera que existe una ola de calor, lo que se denomina coloquialmente «temperatura de disparo». En este aspecto existen dos tendencias claramente marcadas. Por un lado, la de aquellos que utilizan criterios estrictamente climatológicos para definir una ola de calor, por ejemplo, existe una ola de calor cuando la temperatura máxima diaria supera el percentil 95 de las series de temperaturas máximas diarias de los meses de verano (Montero *et al.*, 2010), y, por otro, los que sostienen que intervienen multitud de parámetros como factores socioeconómicos y demográficos que hacen que la mortalidad comience a aumentar a temperaturas que en algunos casos pueden estar por encima o por debajo del percentil 95 de las series de temperaturas máximas antes citadas. Es decir, habría que realizar estudios epidemiológicos centrados en la relación mortalidad-temperatura, en cada área de estudio para detectar cual sería la temperatura a la que comienza a aumentar la mortalidad bruscamente por causa de la misma (Montero *et al.*, 2012). Es evidente que la definición de la «temperatura de disparo» es esencial para determinar el impacto de una ola de calor (Kent *et al.*, 2014).

Si las incertidumbres expuestas hasta ahora son complejas para determinar adecuadamente el impacto sobre la salud de las olas de calor sobre la salud que ya han ocurrido, el problema se complica aún mucho más, y aumentan las incertidumbres, cuando se quiere pronosticar qué impacto van a tener estas olas de calor en un determinado horizonte temporal (Linares *et al.* 2014). Recientemente, se ha publicado en la revista *Environmental Health Perspectives* un trabajo de Wu (Wu *et al.*, 2014) sobre la «*Estimación y análisis de incertidumbre de los futuros impactos de las olas de calor sobre la mortalidad en el Este de Estados Unidos*». En este trabajo se concluye que «*Las mayores fuentes de incertidumbre fueron las estimaciones de los Riesgos Relativos asociados a la mortalidad en las olas de calor, los escenarios RCP y la*

definición de ola de calor.». De la lectura del manuscrito parece deducirse que una buena definición de ola de calor basada en estudios epidemiológicos y una correcta determinación del riesgo asociado a estas temperaturas reducirían ampliamente estas incertidumbres. Aunque los autores hacen cierta alusión a la posible variabilidad geográfica de estos riesgos, no se menciona, sin embargo, la posible evolución temporal que se puede producir en las temperaturas de definición de ola de calor y en las modificaciones de estos posibles impactos a lo largo del tiempo debido a condicionantes socio-económicos y demográficos, más allá de los derivados de la utilización de aparatos de aire acondicionado y de la puesta en marcha de planes de prevención ante olas de calor. En esta línea, conviene remarcar que estudios recientes han constatado que factores demográficos y socioeconómicos pueden estar detrás de la evolución de las temperaturas de mínima mortalidad (Mirón *et al.*, 2008).

Además, a estas incertidumbres hay que añadir las modificaciones temporales observadas en los impactos de las olas de calor. Estudios realizados en diferentes lugares del mundo prueban que lejos de mantenerse constantes, están cambiando en el tiempo con una tendencia a la minimización de dichos efectos (Schifano *et al.*, 2012) siendo este impacto más acusado en la mortalidad por causas cardiovasculares (Ha & Kim, 2013), mientras que para las causas respiratorias se mantiene el efecto prácticamente constante (Mirón *et al.*, 2014). Estos resultados obtenidos de una serie temporal de más de 30 años para Castilla La Mancha establecen que se ha pasado de un incremento en el riesgo de la mortalidad asociada al calor por cada grado centígrado en que se supera la temperatura umbral del 13,7%, en la década 1975-1985, al 7,4% en la de 1997-2008 y, en concreto, este descenso se ha debido a las causas circulatorias, pasándose del 18,2% en la década 1975-1985 al 5,8% en la de 1997-2008; mientras que las causas respiratorias se han mantenido prácticamente constantes, del 11,8% en 1975-1985 frente al 13,5% en la década 1997-2008. Este comportamiento parece estar relacionado con la mejora de los servicios sanitarios, en particular en pacientes con patologías cardiovasculares, las mejoras socioeconómicas y de dotación de infraestructuras de mejor acondicionamiento en las viviendas, la activación de los Planes de Prevención (Abrahamson *et al.* 2008) o la mera aclimatación de la población al calor (Konkel, 2014); por tanto, cambios en la evolución de estos parámetros podrían revertir la situación e incrementar los efectos de los extremos térmicos sobre la mortalidad. Puesto que los factores que parecen influir en las modificaciones de la relación entre la temperatura y mortalidad no son locales y, por tanto, son extrapolables a gran parte de los países desarrollados su relevancia se hace evidente (Bobb *et al.*, 2014).

Por último, hay que dejar claro que, pese a las incertidumbres hasta ahora citadas, es un hecho evidente que las temperaturas extremadamente elevadas tienen un impacto sobre la salud de la población, y así lo atestiguan las 70.000 muertes que provocó en Europa la ola de calor de 2003 (Robine *et al.*, 2008) y de ellos 6.000 aproximadamente en España (Martínez *et al.* 2004), o las 55.000 en Rusia en el año 2010 (Barriopedro *et al.*, 2011). La disminución de los impactos de las olas de calor detectados no implican que estos no vayan a ser importantes en el futuro ya que, muy probablemente, esta disminución en los impactos se verá compensado con el aumento en la frecuencia e intensidad de las olas de calor (IPCC, 2013).

Estos resultados suponen en nuestra opinión un cambio de paradigma a la hora de definir una ola de calor. Ésta definición no puede ser fija, no solamente no se puede establecer una temperatura que sirva para todas las latitudes, sino que tan

siquiera se puede fijar un percentil de la serie de temperaturas a la que se ve expuesta una población, pues la relación entre temperatura y mortalidad varía con el tiempo. Por el contrario, es en la búsqueda de la temperatura umbral, mediante estudios epidemiológicos consistentes donde se deben dirigir los esfuerzos para definir una ola de calor. Es decir, definir a partir de qué temperatura se consideran inaceptables los efectos del calor sobre las variables sanitarias consideradas según el área estudiada.

Sin duda la temperatura umbral así determinada será consecuencia de las características sociales, económicas y demográficas de una sociedad concreta. De esta manera se tendrá la seguridad que la implementación de planes de prevención basados en la superación de los umbrales así determinados redundarán en una disminución de los impactos de las altas temperaturas sobre la salud de la población.

En este documento se determinarán, para cada una de las capitales de provincia de España, cuáles son estas temperaturas de disparo basadas en series temporales de mortalidad y temperaturas, tanto máximas como mínimas diarias, actualizadas y cuál es el riesgo relativo y atribuible a los excesos de temperatura. Por último, se compararán estos resultados con los obtenidos en base al «Plan Nacional de Actuaciones Preventivas de los Efectos del Exceso de Temperaturas sobre la Salud» (PNAP) (MSSSI, 2014) vigente en la actualidad.

2. DETERMINACIÓN DE LAS TEMPERATURAS DE DISPARO DE LA MORTALIDAD 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».

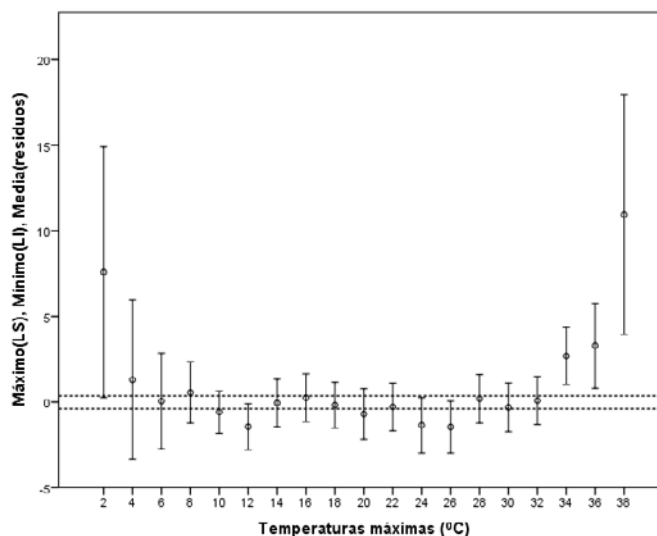
Los datos de temperatura máxima y mínima diaria para ese periodo corresponden al Observatorio Meteorológico ubicado en cada una de las capitales de provincia y han sido proporcionados por la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET).

Siguiendo la metodología comúnmente utilizada (Montero *et al.* 2010a; Montero *et al.* 2010b; Mirón *et al.* 2010; Mirón *et al.* 2012; Culqui *et al.* 2014; Roldán *et al.* 2014; Linares *et al.* 2015; Mirón *et al.* 2014), para la determinación de la temperatura umbral de definición de ola de calor se ha calculado en primer lugar el modelo ARIMA univariado (Box GE *et al.* 1994) para la mortalidad diaria de cada una de las 52 capitales de provincia, lo que permite obtener los residuos de las series de mortalidad. 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 auténtica relación mortalidad-temperatura causal desde el punto de vista estadístico ($p < 0,05$).

El valor medio de los residuos de este modelo (eje de ordenadas) para cada temperatura máxima 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 1](#), en la que, a modo de ejemplo, se muestra la temperatura de disparo correspondiente a Madrid.

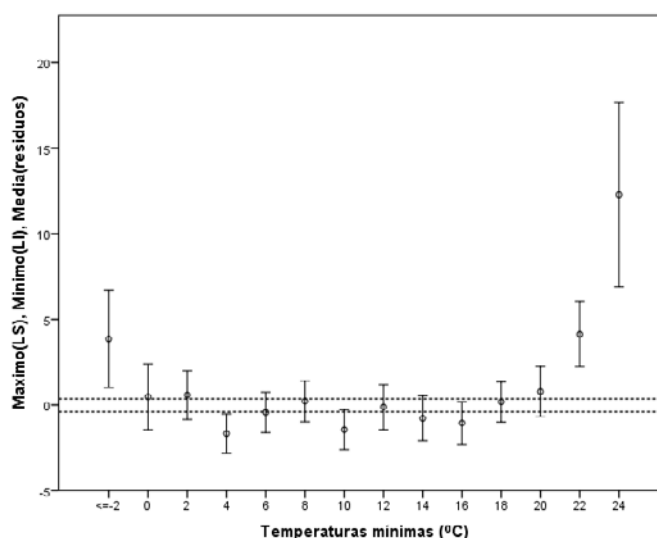
En esta [figura](#) puede observarse que, a partir de una temperatura máxima diaria de 34°C, la anomalía de los residuos, con su IC, no toca al IC de la media de los residuos para todo el periodo que, obviamente, aparece centrada en el cero. Por tanto, puede decirse que a partir de 34°C de temperatura máxima diaria comienza a aumentar la mortalidad por ola de calor de forma estadísticamente significativa. Esta temperatura coincide con el percentil 82 de la serie de temperaturas máximas diarias de los meses de verano (junio-septiembre) en el periodo considerado.

Figura 1. Diagrama de dispersión de la temperatura máxima diaria y los residuos de mortalidad, para la definición de la temperatura de disparo por calor en Madrid



Si en vez de la temperatura máxima diaria se utiliza la temperatura mínima diaria se obtiene la figura 2.

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



En esta figura puede observarse que para una temperatura mínima diaria de 22°C, que se corresponde con el percentil 92 de los meses de verano (junio-septiembre) es cuando se produce un aumento estadísticamente significativo de la mortalidad.

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 máxima diaria. En la figura 3, se muestra el valor de la temperatura máxima diaria para cada una de las capitales de provincia, mientras que en la 4 se muestra el percentil al que corresponde esa temperatura en relación a las series de temperaturas máximas de los meses de verano (junio-septiembre).

Como puede observarse en la **figura 3** las temperaturas de disparo oscilan entre los 26°C de A Coruña y los 40°C de Córdoba, Sevilla o Málaga, lo que evidencia la habituación al calor de la población según el rango de temperaturas al que se ve expuesta (Kovats *et al.*, 2006; Keating *et al.*, 2000; Curriero *et al.*, 2002) y lo que para algunas provincias es una temperatura de confort o de mínima mortalidad en otras puede considerarse como temperatura de disparo de la mortalidad por calor (Díaz *et al.* 2006).

Figura 3. Temperaturas máximas de disparo (°C) en España para la mortalidad diaria por calor por causas naturales para el periodo 2000-2009. Ceuta y Melilla no presentan temperatura máxima de disparo debido a la baja mortalidad

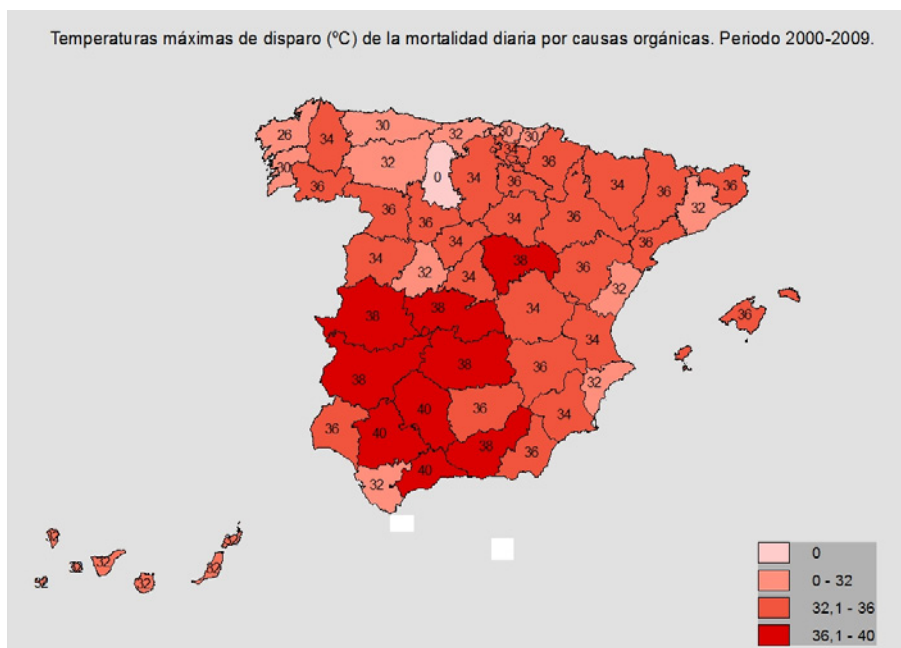
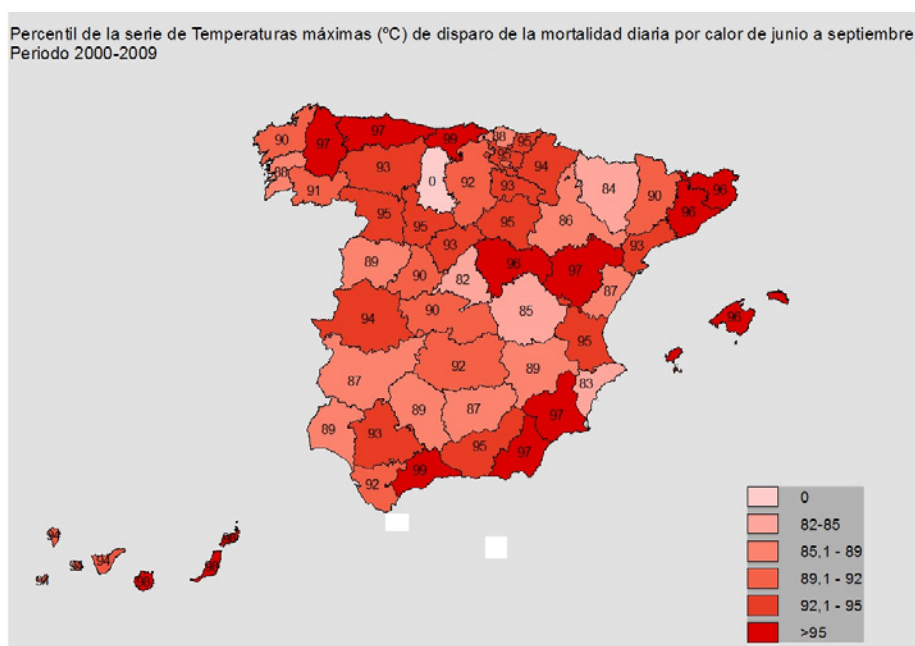


Figura 4. Percentiles de las series de temperaturas máximas diarias de los meses de verano (junio-septiembre) asociados a la mortalidad por causas naturales por calor en el periodo 2000-2009. Ceuta y Melilla no presentan temperatura máxima de disparo debido a la baja mortalidad



En cuanto a los percentiles de las series de los meses de verano a los que corresponden las anteriores temperaturas (figura 4) éstos oscilan entre el percentil 82 de la provincia de Madrid y el 99 de la de Málaga. Como se ha citado anteriormente son múltiples factores: demográficos, socioeconómicos e incluso sanitarios y culturales los que hacen que estos varíen de unos lugares a otros (Montero *et al.*, 2012, Naughton *et al.*, 2002; Nakai *et al.*, 1999; Vandentorren *et al.*, 2006; Kovats and Hajat, 2008). Del conjunto de las capitales de provincia analizadas, 19 presentarían percentiles iguales o superiores al percentil 95 que, como norma general, establece el Plan Nacional de Acciones Preventivas (MSSSI 2014).

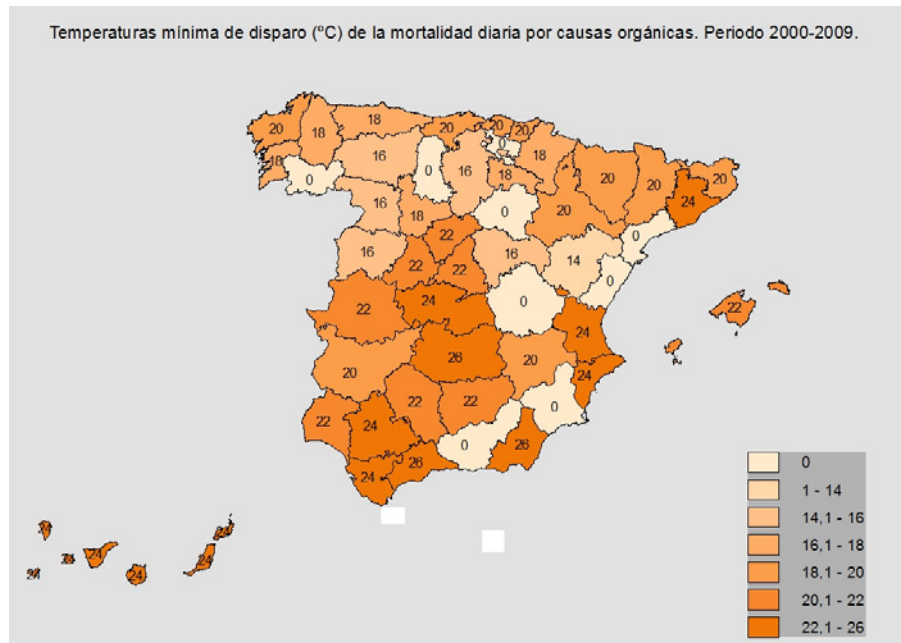
En cuanto a la evolución temporal de las temperaturas de disparo, si se comparan con otros estudios realizados con anterioridad con similar metodología y, evidentemente, con series de datos más antiguas a las utilizadas en este informe, se han producido las siguientes modificaciones:

- Madrid ha pasado de 36,5°C con datos del periodo 1986-1997 (Díaz *et al.* 2002a) a 34°C.
- Barcelona de 30,5°C con datos del periodo 1999-2003 (Tobías *et al.* 2011) a 32°C.
- Sevilla de 41,2°C con datos del periodo 1986-1997 (Díaz *et al.* 2002b) a 40°C.
- Zaragoza de 38°C con datos del periodo 1987-2006 (Roldán *et al.* 2015) a 36°C.
- Toledo se ha mantenido en 38°C con respecto a datos del periodo 1975-2003 (Montero *et al.* 2012).
- Ciudad Real de 35°C con datos del periodo 1975-2003 (Montero *et al.* 2012) a 38°C.
- Guadalajara de 35° C con datos del periodo 1975-2003 (Montero *et al.* 2012) a 38°C.
- Albacete se ha mantenido en 36°C con respecto a datos del periodo 1975-2003 (Montero *et al.* 2012).
- Cuenca de 32°C con datos del periodo 1975-2003 (Montero *et al.* 2012) a 34°C.

Lo que viene a confirmar la evolución temporal de las temperaturas de disparo de la mortalidad por calor anteriormente mencionadas (Linares *et al.* 2014).

Si en vez de la temperatura máxima diaria se elige la temperatura mínima diaria los resultados para las 52 capitales de provincia de España son las que se muestran en la figura 5.

Figura 5. Temperaturas mínimas de disparo (°C) en España para la mortalidad diaria por calor por causas naturales para el periodo 2000-2009. Ceuta y Melilla no presentan temperatura mínima de disparo debido a la baja mortalidad

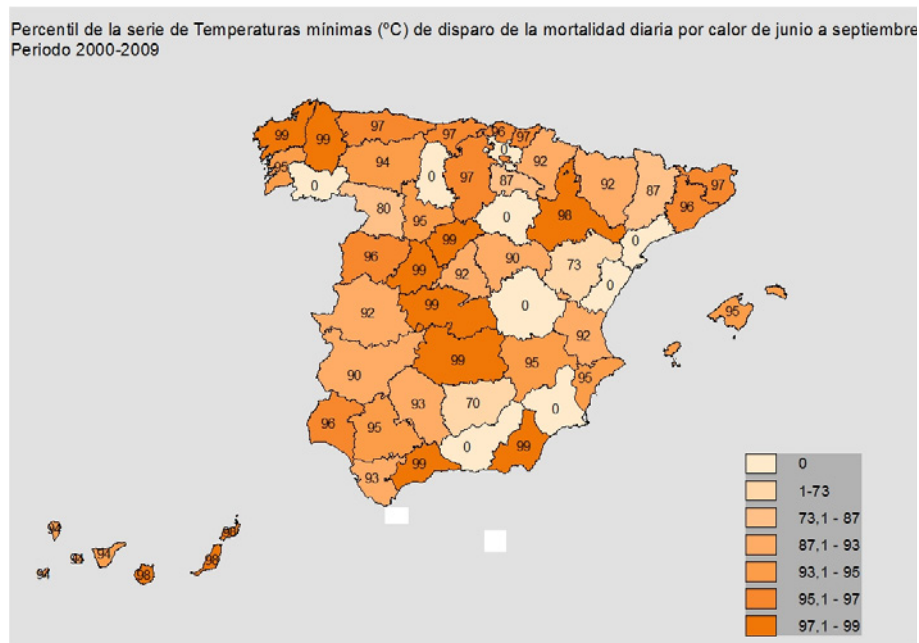


De esta figura, en comparación con la figura 3 correspondiente a las temperaturas máximas de disparo, llama la atención varios hechos. El primero de ellos es que, si se exceptúa Palencia para la que no se dispuso de datos meteorológicos, hay 8 capitales de provincia para la que no se detectó ninguna temperatura mínima a partir de la cual se producía un aumento significativo de la mortalidad por calor, mientras que para el caso de las temperaturas máximas diarias en todas existía. Es evidente que existe una alta correlación entre las temperaturas máximas y mínimas diarias y que a una temperatura mínima elevada, normalmente, le corresponde una temperatura máxima alta lo que explica que existan temperaturas mínimas asociadas a la mortalidad por calor, pero el hecho de que esta temperatura mínima no se detecte en 8 capitales de provincia y sí la máxima; viene a confirmar que la temperatura máxima diaria es un mejor indicador que la temperatura mínima diaria en relación a la mortalidad por calor. Esto puede concordar con que fisiológicamente es la temperatura máxima diaria la que puede desencadenar los mecanismos biológicos capaces de provocar la mortalidad mientras que una temperatura mínima elevada producirá «disconfort» pero no mortalidad (Havenit G, 2002).

Otro hecho destacable cuando se comparan las figuras 3 y 5 es que el rango de oscilación de las temperaturas mínimas de disparo de la mortalidad por calor que oscila entre los 14°C de Teruel y los 26°C de Málaga, Almería o Ciudad Real, es decir, 12°C de variación, mientras que para el caso del calor éste era de 14°C.

Los percentiles de las series de temperaturas mínimas diarias de los meses de verano a los que corresponden las temperaturas mínimas de disparo de la mortalidad por causas naturales son los que se muestran en la figura 6.

Figura 6. Percentiles de las series de temperaturas mínimas diarias de los meses de verano (junio-septiembre) asociados a la mortalidad por causas naturales por calor en el periodo 2000-2009. Ceuta y Melilla no presentan temperatura mínima de disparo debido a la baja mortalidad



En esta [figura](#) se observa que, por regla general, los percentiles correspondientes a las temperaturas mínimas son superiores a los relativos a las temperaturas máximas, es decir, hacen falta temperaturas mínimas más elevadas para que se asocien con mortalidad por calor, por lo que de nuevo la temperatura mínima no parece tan buen indicador del efecto del calor sobre la mortalidad como las temperaturas máximas diarias.

3. DETERMINACIÓN DEL IMPACTO DE LAS TEMPERATURAS EXTREMADAMENTE ALTAS SOBRE LA MORTALIDAD DIARIA POR CAUSAS NATURALES 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 calor, y se ha observado que la temperatura máxima 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.* 2011, Montero *et al.* 2012, Mirón *et al.* 2014, Linares *et al.* 2015, 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), para todos los grupos de edad, ocurridas 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 & Spira, 1991).

El RR expresará cuánto aumenta el riesgo de morir por altas temperaturas entre una persona expuesta y otra no expuesta, mientras que el RA indica cuanto aumenta el riesgo poblacional en %, con la hipótesis de que toda la población está expuesta a ese factor de riesgo (Damián y 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 calor a través de las temperaturas máximas diarias (T_{max}), se crearon, respectivamente, las variables T_{cal} definida, en base a las temperaturas de disparo de la mortalidad anteriormente calculadas (T_{umbral}), de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} T_{cal} &= 0 && \text{si } T_{max} < T_{umbral} \\ T_{cal} &= T_{max} - T_{umbral} && \text{si } T_{max} > T_{umbral} \end{aligned}$$

Puesto que el efecto de una ola de calor o de frío sobre la mortalidad puede no ser inmediato, se calcularon las siguientes variables retardadas: T_{cal} (lag 1), que tiene

en cuenta el efecto de la temperatura de un día «d» sobre la mortalidad de un día después «d+1»; Tcal (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 calor es un efecto a corto plazo (Tcal: lags 1-4) (Alberdi *et al.* 1998).

El procedimiento para la determinación de las variables significativas 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 periodos de todo el año, invierno (meses de noviembre a marzo) y verano (meses de junio a septiembre) para todas las capitales de provincia.

Los incrementos de los RR y de los RA se refieren a aumentos por cada °C que la temperatura máxima diaria supera la temperatura de disparo.

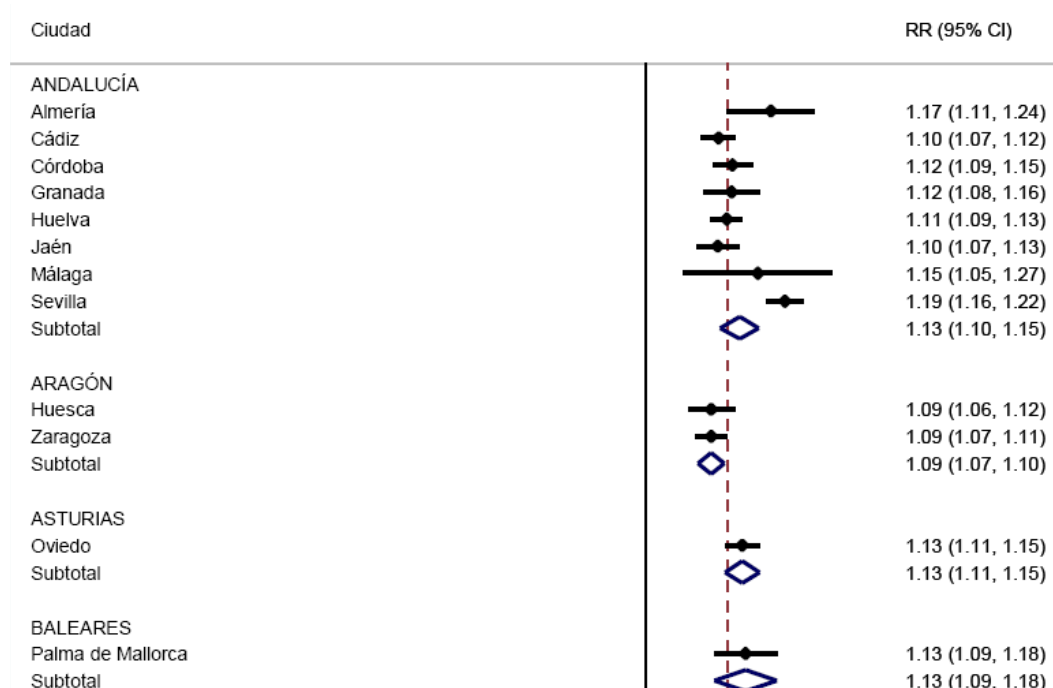
Los RR de cada capital de provincia obtenidos por regresión de Poisson se combinaron mediante un meta-análisis de efectos aleatorios, obteniendo una medida del RR (IC 95%) a nivel de CCAA y de toda España.

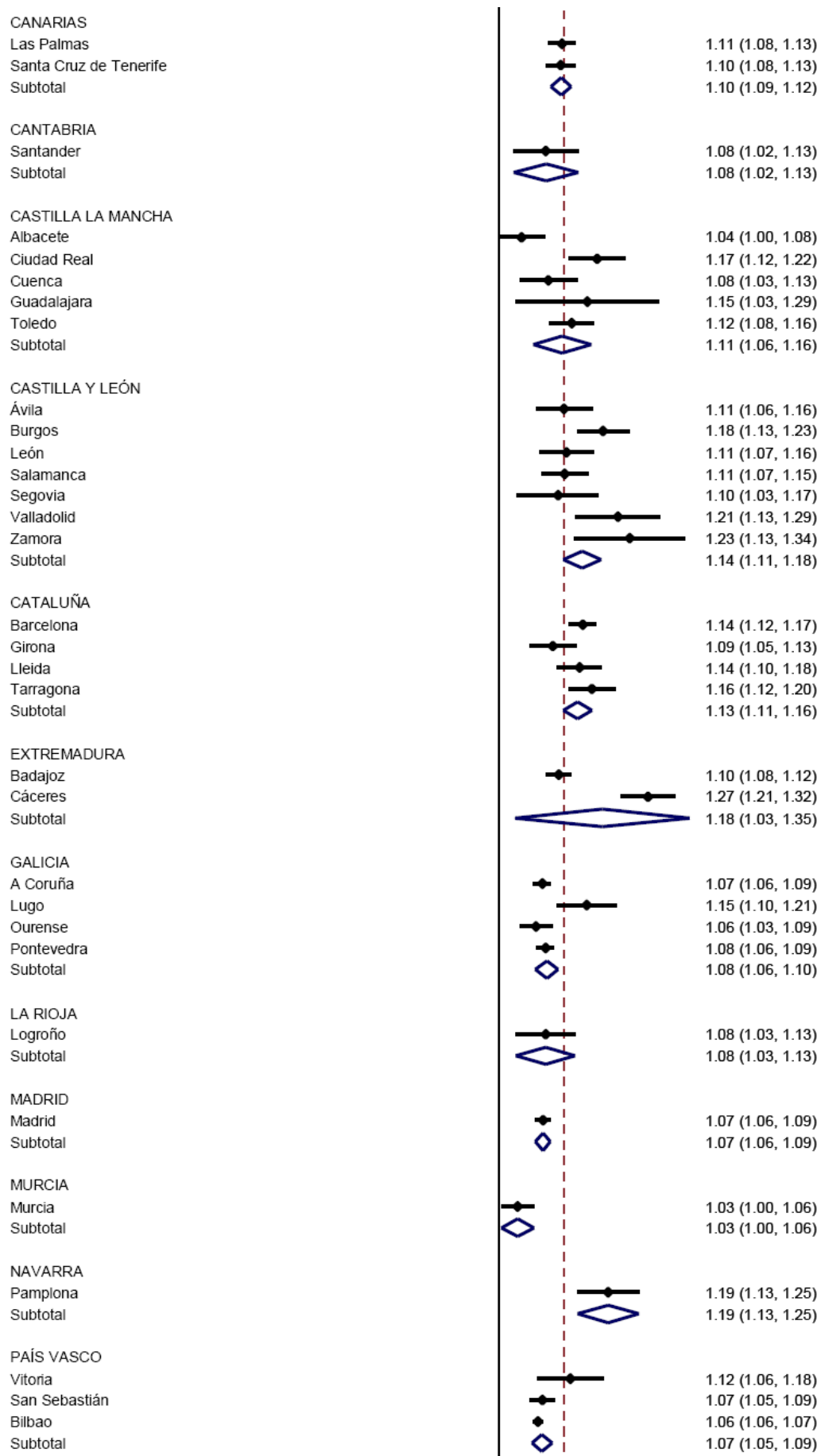
Los softwares estadísticos empleados para llevar a cabo los análisis fueron: IBM SPSS Statistics 22 y STATA v 11.2.

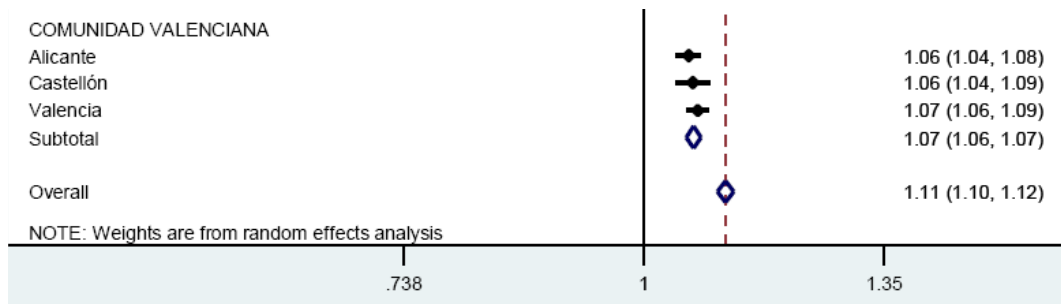
3.2. IMPACTO DE LAS TEMPERATURAS EXTREMAS SOBRE LA MORTALIDAD

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 7*.

Figura 7. Riesgos relativos (RR), con su intervalo de confianza al 95% entre paréntesis, asociados a incrementos de 1°C de la temperatura máxima diaria sobre la temperatura de disparo sobre la mortalidad (Tumbral) tanto para capitales de provincia como por Comunidades Autónomas y para el conjunto de toda España. Ceuta y Melilla no presentan temperatura máxima de disparo debido a la baja mortalidad. 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 1,27 (1,21 – 1,32) para el caso de Cáceres y 1,03 (1,00 – 1,06) para el caso de Murcia, siendo estas diferencias estadísticamente significativas. No se incluyen ni Teruel ni Soria, en las que la baja mortalidad diaria en estas poblaciones hace que el efecto del calor no alcance la significación estadística.

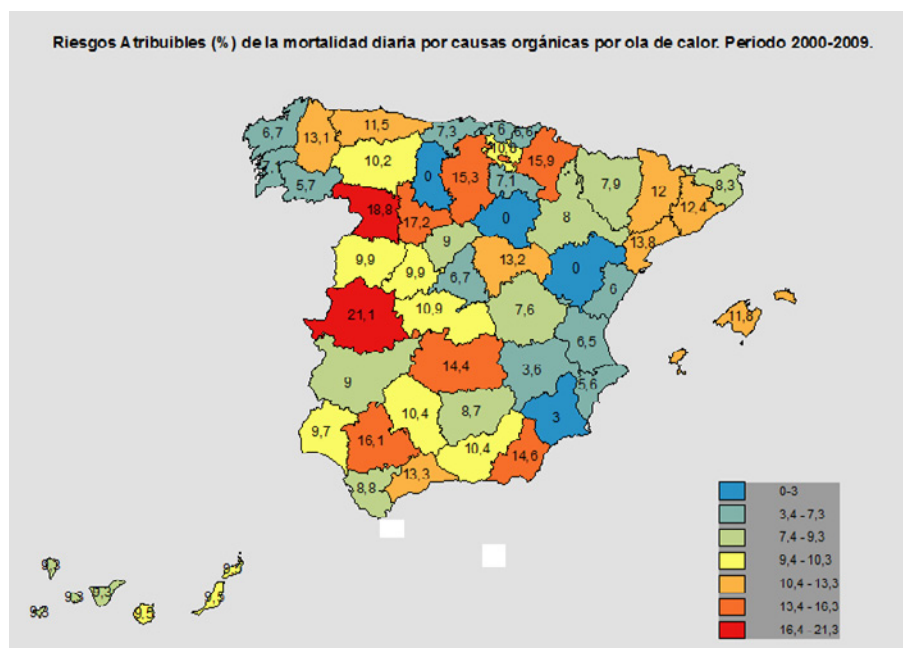
A nivel de CCAA los valores son muy similares, tanto dentro de cada CCAA como entre las diferentes CCAA, siendo Navarra la que presenta un RR mayor 1,19 (1,13 – 1,25) y Murcia un RR menor 1,03 (1,00 – 1,06) siendo estas diferencias estadísticamente significativas.

Para el caso de toda España el RR es 1,11 (1,10 – 1,12).

Como regla general se observa que temperaturas de disparo a las que corresponden percentiles bajos se asocian a RR bajos, mientras que temperaturas de disparo a las que se asocian percentiles elevados llevan consigo RR más altos.

En la figura 8, 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 8. Riesgos atribuibles (%) por cada grado Celsius en el que se supera la temperatura umbral para el calor en España en el periodo 2000-2009



3.3. COMPARACIÓN CON LOS RIESGOS RELATIVOS OBTENIDOS SI SE HUBIERAN UTILIZADO LOS UMBRALES VIGENTES HASTA LA FECHA POR EL PNAP (TOBÍAS *ET AL.* 2012)

En un trabajo publicado en 2012 por Tobías *et al.* se calculó cuanto aumenta el riesgo de morir los días en los que se superan los umbrales vigentes hasta la fecha (MSSSI 2014). En la [figura 9](#) (perteneciente al citado artículo) se muestra un gráfico muy similar al mostrado en la [figura 7](#).

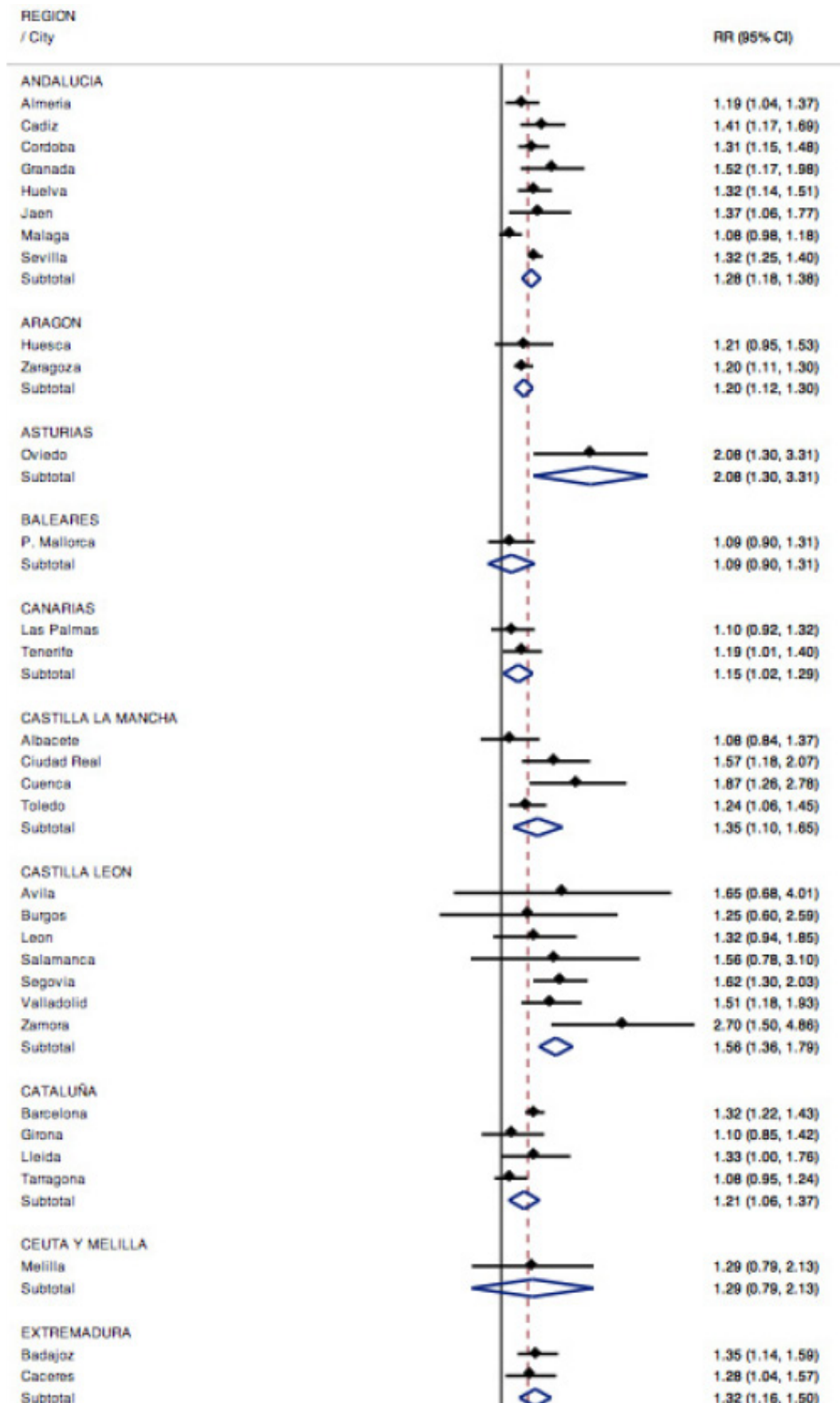
Si se comparan estos resultados elaborados con datos de mortalidad del periodo 1995-2004 con los presentados en este informe (datos del 2000-2009), se observa en primer lugar que hay un gran número de ciudades en las que el RR es menor que la unidad, es decir que no hay efecto del calor sobre la mortalidad y que hay otras en las que el efecto del calor es muy acusado como es el caso de Zamora con un RR del 2,70 (1,50 – 4,86). Es decir, existe una falta de uniformidad en el comportamiento de los riesgos asociados a la mortalidad atribuible al calor tanto a nivel de CCAA vecinas como incluso de capitales de provincia limítrofes como es el caso de Cuenca con un RR de 1,87, es decir, muy elevado y su vecina Albacete sin efecto del calor. Al igual ocurre con Barcelona y Girona, por ejemplo. Este comportamiento heterogéneo, no se observa en los resultados expuestos en la [figura 7](#) en la que los RR se han calculado a través de los umbrales «epidemiológicos» para cada capital de provincia y no se han utilizado criterios exclusivamente climatológicos como los utilizados para calcular los RR de la [figura 8](#).

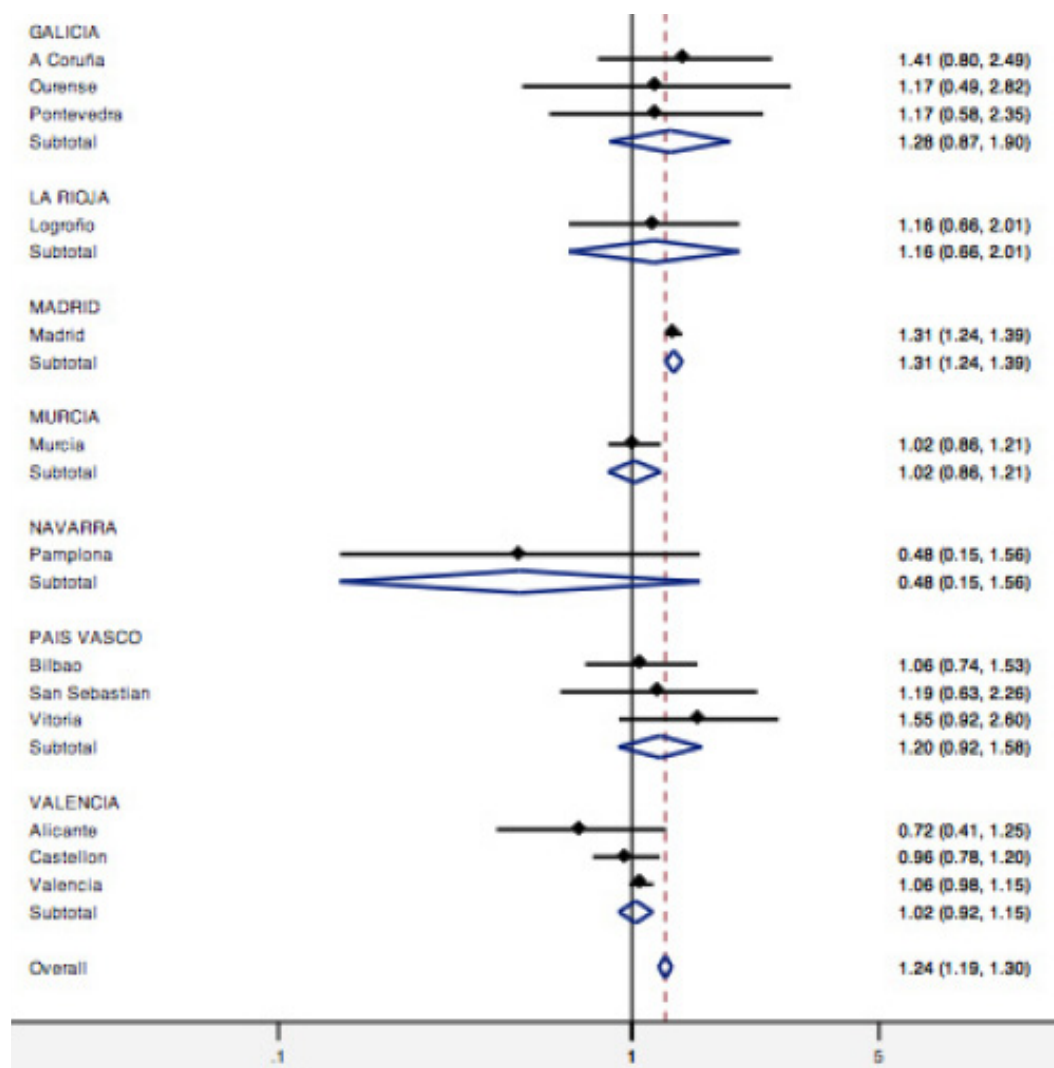
Como se ha citado con anterioridad, las temperaturas de disparo calculadas «epidemiológicamente» recogen con mayor amplitud, los factores subyacentes que influyen en el diferente comportamiento de la mortalidad y que varía de una región a otra como la pirámide poblacional, nivel socioeconómico y cultural, etc. Al utilizar criterios estrictamente climatológicos esas diferencias no se recogen y se traducen en la falta de homogeneidad en regiones vecinas como se ha comentado anteriormente.

Por último, cabe señalar que el RR asociado al calor para toda España según este estudio es 1,24 (1,19, 1,30), significativamente superior que el obtenido para toda España del 1,11 (1,10, 1,12) a partir de los umbrales calculados «ad hoc» para cada capital de provincia.

Recientemente se ha publicado un trabajo similar a Tobías *et al.* 2012, pero comparando los RR de los días cuya temperatura supera el percentil 99 con aquellos en que la temperatura supera el percentil 90 (Tobías *et al.* 2014), manteniéndose una falta de homogeneidad en el comportamiento regional similar al ya descrito.

Figura 9. Riesgos relativos (RR), con su intervalo de confianza al 95%, correspondientes a los días en los que superan los umbrales de definición de ola de calor frente a los que no, según los umbrales establecidos por el PNAP. Fuente: Tobías *et al.* 2012





Tobias et al. BMC Public Health 2012, 12:133
<http://www.biomedcentral.com/1471-2458/12/133>

3.4. RIESGOS RELATIVOS CALCULADOS EN FUNCIÓN DE LA TEMPERATURA MÍNIMA DIARIA COMO TEMPERATURA UMBRAL DE DISPARO DE LA MORTALIDAD POR CALOR

Como se ha justificado anteriormente es la temperatura máxima diaria la que presenta un mejor comportamiento para describir el efecto de las temperaturas elevadas sobre la mortalidad, tanto estadísticamente como por los mecanismos biológicos implicados (Havenit 2002).

La alta colinealidad existente entre la temperatura máxima y la temperatura mínima diaria hace que ambas variables no puedan incluirse en el mismo modelo de regresión de Poisson.

No obstante, se han calculado los RR, a modo de ejemplo, para algunas capitales de provincia incluyendo el efecto de las altas temperaturas en función de las temperaturas mínimas de disparo de la mortalidad por calor que aparecen en las figuras 5 y 6. Los resultados son los de la tabla 1.

Tabla 1. Comparativa de los RR calculados a partir de las temperaturas umbrales establecidas para las temperaturas máximas y mínimas diarias.

Capital Provincia	T ^a umbral máx. diaria	Percentil asociado	RR (IC 95%)	T ^a umbral mín. diaria	Percentil asociado	RR (IC 95%)
Madrid	34 °C	82	1,07 (1,06 – 1,09)	22 °C	92	1,16 (1,13 – 1,19)
Barcelona	32 °C	96	1,14 (1,12 – 1,17)	24 °C	96	1,10 (1,05 – 1,14)
Sevilla	40 °C	93	1,19 (1,16 – 1,22)	24 °C	95	1,26 (1,22 – 1,29)
Valencia	34 °C	95	1,07 (1,06 – 1,09)	24 °C	92	1,12 (1,08 – 1,17)
Bilbao	30 °C	88	1,06 (1,05 – 1,07)	20 °C	96	1,18 (1,13 – 1,23)

Como puede observarse en la [tabla 1](#) en general, los RR asociados a las temperaturas mínimas diarias son superiores a los RR referidos a las máximas diarias, consecuencia de que son superiores los percentiles a los que van asociadas esas temperaturas. Estas diferencias sólo son estadísticamente significativas para las provincias de Madrid y Bilbao, donde son mayores las diferencias en los percentiles de las series de temperaturas de verano asociados a las temperaturas umbrales.

4. SUPERACIÓN DE LOS UMBRALES EN EL PERIODO SELECCIONADO SEGÚN LOS DIFERENTES CRITERIOS UTILIZADOS

Con objeto de comparar el número de días en los que se superan los umbrales, bien se elijan las temperaturas utilizadas por el PNAP o las descritas en este informe se ha elaborado la [tabla 2](#). En ella se muestran los días en los que se superaron las temperaturas umbrales establecidas según los criterios que se indican.

Tabla 2. Número de días y %, en los que se superan los diferentes umbrales establecidos tanto por el PNAP como los propuestos en este informe con los dos condicionantes: que se supere (Tmáx y Tmin) o que se supere (Tmáx o Tmin). Capitales sin dato se debe a que no se obtuvo alguna o ambas temperaturas de disparo

Capital provincia	PNAP		2000-2009			
	Días que se superan los umbrales de Tmáx y Tmin		Días que se superan los umbrales de Tmáx y Tmin		Días que se supera el umbral de Tmáx o Tmin	
	Total	% (N=1220)	Total	% (N=1220)	Total	% (N=1220)
Vitoria	1	0.1	—	—	54	4.4
Albacete	23	1.9	23	1.9	153	12.5
Alicante	5	0.4	13	1.1	216	17.7
Almería	44	3.6	10	0.8	43	3.5
Ávila	0	0.0	0	0.0	122	10.0
Badajoz	24	2.0	70	5.7	194	15.9
Palma de Mallorca	9	0.7	6	0.5	101	8.3
Barcelona	108	8.9	11	0.9	82	6.7
Burgos	1	0.1	18	1.5	106	8.7
Cáceres	24	2.0	33	2.7	124	10.2
Cádiz	30	2.5	47	3.9	120	9.8
Castellón	17	1.4	—	—	153	12.5
Ciudad Real	65	5.3	1	0.1	89	7.3
Córdoba	19	1.6	31	2.5	168	13.8
A Coruña	2	0.2	3	0.2	111	9.1
Cuenca	16	1.3	—	—	171	14.0
Girona	20	1.6	6	0.5	67	5.5
Granada	4	0.3	—	—	70	5.7
Guadalajara	0	0.0	13	1.1	130	10.7
San Sebastián	0	0.0	9	0.7	81	6.6
Huelva	30	2.5	36	3.0	136	11.1
Huesca	75	6.1	75	6.1	201	16.5
Jaén	8	0.7	135	11.1	351	28.8

Capital provincia	PNAP		2000-2009			
	Días que se superan los umbrales de Tmáx y Tmin		Días que se superan los umbrales de Tmáx y Tmin		Días que se supera el umbral de Tmáx o Tmin	
León	2	0.2	43	3.5	114	9.3
Lleida	10	0.8	50	4.1	204	16.7
Logroño	1	0.1	32	2.6	183	15.0
Lugo	0	0.0	0	0.0	30	2.5
Madrid	36	3.0	70	5.7	223	18.3
Málaga	38	3.1	1	0.1	15	1.2
Murcia	3	0.2	—	—	36	3.0
Pamplona	0	0.0	23	1.9	122	10.0
Ourense	1	0.1	—	—	104	8.5
Oviedo	2	0.2	14	1.1	51	4.2
Palencia	—	—	—	—	—	—
Las Palmas	18	1.5	16	1.3	34	2.8
Pontevedra	4	0.3	35	2.9	159	13.0
Salamanca	0	0.0	19	1.6	148	12.1
Santa Cruz de Tenerife	33	2.7	38	3.1	91	7.5
Santander	0	0.0	4	0.3	39	3.2
Segovia	25	2.0	7	0.6	85	7.0
Sevilla	33	2.7	29	2.4	100	8.2
Soria	0	0.0	—	—	53	4.3
Tarragona	110	9.0	—	—	75	6.1
Teruel	0	0.0	22	1.8	335	27.5
Toledo	38	3.1	6	0.5	121	9.9
Valencia	19	1.6	7	0.6	122	10.0
Valladolid	4	0.3	26	2.1	92	7.5
Bilbao	4	0.3	20	1.6	160	13.1
Zamora	0	0.0	40	3.3	248	20.3
Zaragoza	21	1.7	105	8.6	266	21.8
Ceuta	25	2.0	—	—	—	—
Melilla	28	2.3	—	—	—	—

De la observación de la [tabla 2](#) llaman la atención varios hechos. En primer lugar el bajo porcentaje de días en los que en el periodo considerado no se hubiera activado el Plan de Prevención utilizando los umbrales del PNAP. Este número de días crece a medida que se utilizan condiciones menos restrictivas como es cambiar «y» por «o». No obstante, en el caso menos restrictivo, es decir, cuando se supere la temperatura máxima o mínima, el porcentaje de días en los que se hubiera activado el Plan de Prevención con este criterio según capitales de provincia oscila entre el 1,2% de Málaga, lo que supone activar el Plan 1 día a lo largo de un verano y el 28,8% de Jaén que supondría activar el plan 26 días a lo largo del verano. Obviamente estos porcentajes son resultado de los percentiles a los que corresponden las temperaturas

a partir de las cuáles se observa un incremento significativo de la mortalidad. Así los pocos días en los que se activaría el Plan en Málaga se debe a que los percentiles a los que corresponden las temperaturas de disparo de la mortalidad son muy elevados (percentil 99 tanto para la máxima como para la mínima) mientras que Jaén tiene un percentil asociado a la temperatura mínima de disparo muy bajo (percentil 70). Si se agrupan las provincias por CCAA y se promedian el número de días y porcentajes se obtiene la [tabla 3](#).

Como puede observarse es la Comunidad de Aragón donde más días habría que activar el Plan de Prevención si se adoptaran los umbrales definidos en este informe, tanto si se tiene que superar «T_{máx} y T_{mín}» como «T_{máx} o T_{mín}». En el primer caso para Aragón se superarían los umbrales 5 días a lo largo del verano como media en la Comunidad y en el segundo 20 días del conjunto de los 92 días comprendidos entre el 15 junio y el 15 de septiembre. En el otro extremo, estaría Cantabria con un 0,3% de días de superación de «T_{máx} y T_{mín}», es decir, un día a lo largo del periodo de activación del Plan de Alerta y 3 días en el caso de que el requisito impuesto para la activación del Plan sea que se supere «T_{máx} o T_{mín}».

Tabla 3. Número de días y %, por Comunidades Autónomas, en los que se superan los diferentes umbrales establecidos tanto por el PNAP como los propuestos en este informe con los dos condicionantes: que se supere (T_{máx} y T_{mín}) ó que se supere (T_{máx} o T_{mín}). Capitales sin dato se debe a que no se obtuvo alguna o ambas temperaturas de disparo

CCAA	PNAP		2000-2009			
	Promedio de días que se superan los umbrales de T _{máx} y T _{mín}		Promedio de días que se superan los umbrales de T _{máx} y T _{mín}		Promedio de días que se supera el umbral de T _{máx} o T _{mín}	
	Total	% (N=1220)	Total	% (N=1220)	Total	% (N=1220)
Andalucía	26	2.1	41	3.4	125	10.3
Aragón	32	2.6	67	5.5	267	21.9
Asturias	2	0.2	14	1.1	51	4.2
Baleares	9	0.7	6	0.5	101	8.3
Canarias	26	2.1	27	2.2	63	5.1
Cantabria	0	0.0	4	0.3	39	3.2
Castilla la Mancha	28	2.3	11	0.9	133	10.9
Castilla y León	4	0.3	22	1.8	121	9.9
Cataluña	62	5.1	22	1.8	107	8.8
Extremadura	24	2.0	52	4.2	159	13.0
Galicia	2	0.1	13	1.0	101	8.3
La Rioja	1	0.1	32	2.6	183	15.0
Madrid	36	3.0	70	5.7	223	18.3
Murcia	3	0.2	—	—	36	3.0
Navarra	0	0.0	23	1.9	122	10.0
País Vasco	2	0.1	15	1.2	98	8.1
Comunidad Valenciana	14	1.1	10	0.8	164	13.4
Ceuta	25	2.0	—	—	—	—
Melilla	28	2.3	—	—	—	—

Por otro lado, también es de destacar en la [tabla 2](#) el hecho de que existan varias capitales de provincia en las que según los criterios del PNAP nunca se han superado los umbrales establecidos. Este aspecto es especialmente importante si se tiene en cuenta que durante el periodo analizado se encuentra el año 2003 en el que se produjo un exceso de mortalidad asociada al calor de cerca de 6000 personas (Martínez *et al.* 2004). En la [tabla 4](#), se muestran las provincias en las que nunca se han superado los umbrales establecidos por el PNAP ([tabla 2](#)) y el exceso de mortalidad que se produjo según el artículo de Martínez *et al.* anteriormente citado, así como los días del verano de 2003 que sí se superaron las temperaturas umbrales expuestas en este documento.

Tabla 4. Capitales de provincia en las que nunca se han superado los umbrales establecidos por el PNAP (MSSSI 2014) en el periodo 2000-2009 y la mortalidad asociada al calor que se produjo en verano de 2003 (Martínez *et al.* 2004) y días del verano de 2003 en los que sí se supera (T_{máx} y T_{mín})/(T_{máx} o T_{mín}) a partir de los valores del documento

Capital de provincia	Defunciones Observadas- esperadas (%) (Martínez 2004)	Días en los que se supera (%) «T _{máx} y T _{mín} » N=92	Días en los que se supera (%) «T _{máx} o T _{mín} » N = 92
Ávila	21 (7,6%)	0 (0%)	24 (19,7%)
Guadalajara	13 (4,5 %)	8 (8,6%)	29 (31,5%)
S. Sebastián	55 (7,3%)	5 (5,4%)	21 (22,8%)
Lugo	-3 (-0,7%)	0 (0%)	10 (10,9%)
Pamplona	44 (6,5 %)	11 (11,9%)	25 (27,2%)
Salamanca	12 (2,2 %)	9 (9,8%)	27 (29,3%)
Santander	19 (3,1 %)	3 (3,3%)	14 (15,2%)
Soria	-14 (-7,7 %)	—	13 (14,1%)
Teruel	-38 (-20,6 %)	0 (0%)	30 (33,3%)
Zamora	23 (8,2 %)	15 (16,3%)	41 (44,5 %)

Como se puede observar en la [tabla 4](#), pese a no haberse superado las condiciones de activación del PNAP, si se produjo un exceso de mortalidad apreciable en 6 capitales de Provincia llegando incluso al 8,2% en el caso de Zamora.

En todos los casos, excepto en Ávila, se hubiera activado el Plan en cualquiera de las dos condiciones en relación a las temperaturas umbrales calculadas en este documento. Por tanto, en este caso concreto de análisis, como es el año 2003, el Plan de Prevención con los umbrales hasta la fecha establecidos no hubieran sido totalmente eficaces. Este resultado es coherente con otros trabajos realizados para Madrid (Culqui *et al.* 2014) y Castilla-La Mancha (Montero *et al.* 2010a; Linares *et al.* 2015).

5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

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

1. La bibliografía consultada defiende el hecho de que la determinación de los umbrales de temperatura a partir de los cuales se activan los Planes de Prevención se basen en estudios epidemiológicos que analicen la relación temperatura-salud y no en criterios meramente climatológicos.
2. Las temperaturas máximas umbrales obtenidas con la metodología presentada en este informe varían de una capital de provincia a otra, así como los percentiles de las series de temperaturas máximas diarias de los meses de verano a los que corresponden dichos percentiles.
3. En 19 capitales de provincia estos percentiles son iguales o superiores incluso al del 95%, que como norma general utiliza el PNAP.
4. Las temperaturas mínimas diarias de disparo presentan un peor comportamiento que las máximas a la hora de establecer la relación temperatura-mortalidad, si bien su distribución en cuanto a valores absolutos y percentiles es muy similar a la de la temperatura máxima diaria.
5. Se ha observado una variación temporal en las temperaturas de disparo en las capitales de provincia de las que se disponía datos históricos de esta temperatura.
6. El Riesgo Atribuible (RA) calculado como el porcentaje de incremento de la mortalidad por cada grado celsius en los que se supere la temperatura umbral, para el caso de las temperaturas máximas diarias, oscilan entre la no existencia de efecto del calor sobre la mortalidad en Teruel y Soria y el 21,1% en Cáceres.
7. A nivel de CCAA, la que mayor RR muestra es Navarra y la de menor, Murcia. El RR de toda España es del 1,11 (1,10 – 1,12), lo que corresponde a un RA del 9,9% de incremento de la mortalidad por cada grado Celsius en que las temperaturas máximas diarias superasen las temperaturas umbrales en todas las capitales de Provincia.
8. Los RR asociados a percentiles bajos son menores que los asociados a percentiles altos.
9. Con los umbrales definidos en este documento, los RR son más homogéneos entre las provincias que los obtenidos con los umbrales basados en criterios climatológicos, y el RR medio a nivel de toda España es inferior significativamente pasando del 1,24 (1,19 – 1,30) con los umbrales del PNAP al 1,11 (1,10 – 1,12) con los umbrales de temperatura máxima diaria de este documento. Pasando el RA del 19,3% al 9,9%, por °C.
10. La comparativa entre los días en los que se activarían los Planes de Prevención siguiendo los criterios climatológicos del PNAP y los valores de temperaturas umbrales obtenidos en este documento indican que el número de días en los que se activaría el Plan con los criterios del PNAP es ligeramente inferior a los que se activaría el Plan con el criterio de que se supere la «temperatura umbral máxima y la temperatura umbral mínima» y sensiblemente inferiores

a cuando la condición impuesta para la activación del Plan es que se supere «temperatura umbral máxima o la temperatura umbral mínima».

11. Con los valores climatológicos para la activación del PNAP éste no se hubiera activado ningún día durante el verano de 2003 en 7 capitales de Provincia en las que sí se detectó un exceso de mortalidad de hasta el 8,2%. Esto, excepto en Ávila, no hubiera ocurrido con los umbrales definidos en este documento con ninguna de las dos posibilidades para la activación del Plan utilizadas.
12. Aunque los resultados mostrados en este documento basados en criterios epidemiológicos para la definición de las temperaturas umbrales de activación muestran un mejor comportamiento que los basados en criterios climatológicos, la división provincial utilizada es meramente administrativa, por lo que la determinación de umbrales epidemiológicos, basados en zonas climáticamente homogéneas a nivel comarcal sería aconsejable.

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.

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. *J Pub Health* 2008; 31:119-126.
2. Alberdi JC, Díaz J, Montero JC, Mirón IJ. Daily mortality in Madrid community 1986-1992: Relationship with meteorological variables. *Eur J Epidemiol* 1998; 14: 571-578.
3. Barriopedro D, Fischer Em, Luterbacher J, Trigo Rm, García Herrera R. The Hot Summer of 2010: Redrawing The Temperature Record Map Of Europe. *Science* 2011; 332:220.
4. Basu R High Ambient Temperature and Mortality: A Review Of Epidemiologic Studies From 2001 To 2008. *Environ Health* 2009; 8:40.
5. Bobb JF, Peng RD, Bell ML, Dominici F. Heat-Related Mortality and Adaptation to Heat in the United States. *Environ Health Perspect*; 2014 122(8): 811-16. <http://dx.doi.org/10.1289/ehp.1307392>.
6. Box GE, Jenkins GM, Reinsel C. Time series analysis. Forecasting and control. Prentice Hall: Englewood; 1994.
7. Braga AI, Zanobetti A, Schwartz J. The Effect of Weather on Respiratory and Cardiovascular Deaths in 12 U.S. Cities. *Environ Health Perspect*. 2002; 110: 859-63.
8. Coste J, Spira A. Le proportion de cas attribuable en Sante´ Publique: definition(s), estimation(s) et interpretation. *Rev Epidemiol Sante´ Publique* 1991; 51: 399-411.
9. Culqui D, Díaz J, Simón F, Tobías A, Linares C. Evaluation plan for surveillance and controlling of the effects of heat waves in Madrid. *International Journal of Biometeorology*. 2014; 58:1799-1802.
10. Curriero FC, Heiner KS, Samet JM, Zeger SL, Strug L, Patz JA. Temperature and mortality in 11 cities of the Eastern of the United States. *Am J Epidemiol* 2002;155:80-7.
11. Damián J, Royo MA. Método Epidemiológico. Madrid: ENS-Instituto de Salud Carlos III. Octubre de 2009.
12. D'ippoliti D, Michelozzi P, Marino C, Menne B, Katsouyanni K, Kirchmayer U, Analitis A, Medina-Ramón M, Paldy A, Atkinson R, *et al.* The Impact Of Heat Waves On Mortality In 9 European Cities: Results From The Euroheat Project. *Environ Health* 2010; 9:37.
13. 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.
14. 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
15. Díaz J, García-Herrera R, Trigo RM, Linares C, Valente MA, De Miguel JM *et al.*, The impact of the summer 2003 heat wave in Iberia: How should we measure it.? *Int J Biometeorol*.2006; 50:159-66.
16. Gasparrini A, Armstrong B. The Impact of Heat Waves on Mortality. *Epidemiology* 2011; 22:68-73.
17. Ha J, Kim H. Changes In The Association Between Summer Temperature And Mortality In Seoul, South Korea. *Int J Biometeorol* 2013; 57:535-544.
18. Havenit G. Interaction of clothing and thermoregulation (review). *Exog Dermatology* 2002; 1:221-268.
19. IPCC 2013 Climate Change (2013) The Physical Science Basis. Working Group I Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.
20. Keatinge WR, Donaldson GC, Cordioli E, Martinelli M, Kunst AE, Mackenbach JP, *et al.* Heat-related mortality in warm and cold regions of Europe: an observational study. *Br Med J* 2000;321:670-3.
21. Kent SA, McClure LA, Zaitchik BF, Smith TT, Gohlke JM. Heat Waves And Health Outcomes In Alabama (Usa): The Importance Of Heat Wave Definition. *Environ Health Perspect*. 2014; 122:151-158.
22. Konkel L. Learning to Take the Heat: Declines in U.S. Heat-Related Mortality. *Environ Health Perspect*; 2014 122 (8): A220. <http://dx.doi.org/10.1289/ehp.122-A220>.
23. Kovats Rs, Hajat S, Wilkinson P. Contrasting Patterns Of Mortality And Hospital Admissions During The Hot Weather And Heat Waves In Greater London, Uk. *Occup Environ Med* 2004;61: 893-898.

24. Kovats RS, Johnson H, Griffith C. Mortality in southern England during the 2003 heat wave by place of death. *Health Stat Q Spring* 2006;29:6-8.
25. Linares C, Díaz J. Impact of High Temperatures on Hospital Admissions: Comparative Analysis With Previous Studies About Mortality (Madrid). *Eur J Pub Health* 2008; 18:318-322.
26. Linares C, Montero JC, Mirón IJ, Criado-Álvarez JJ, Díaz J. The time trend temperature-mortality as a factor of uncertainty analysis of impacts of future heat waves. *Environ Health Perspect.* 2014 122 (5): A118. <http://dx.doi.org/10.1289/ehp.1306670>.
27. 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. *Stoch Environ Res Risk Assess.* 2015. DOI: 10.1007/s00477-014-0976-2.
28. Linares C, Sánchez R, Mirón IJ, Díaz J. Is there a decrease in mortality due to heat waves in Spain? Findings from a multi-city case study. *Journal of Integrative Environmental Research.* DOI:10.1080/1943815X.2015.1062032.
29. Lippmann SJ, Fuhrmann CM, Waller AE, Richardson DB. Ambient Temperature and Emergency Department Visits for Heat-Related Illness in North Carolina, 2007-2008. *Environ Res* 2013;. Doi: 10.1016/J.Envres.2013.03.009. Epub 2013 Apr 30.
30. Martínez F, Simón-Soria F, López-Abente G. Valoración del impacto de la ola de calor del verano de 2003 sobre la mortalidad. *Gac Sanit* 2004;18:250-8.
31. Mirón IJ, Criado-Álvarez JJ, Díaz J, Linares C, Mayoral S, Montero JC Time Trends In Minimum Mortality Temperatures In Castile-La Mancha (Central Spain): 1975-2003. *Int J Biometeorol.*2008;52: 291-9.
32. Mirón IJ, Montero JC, Criado-Álvarez JJ, Díaz J, Linares C. Efectos de los extremos térmicos sobre la mortalidad en Castilla-La Mancha: Evolución temporal 1975-2003. *Gac Sanit* 2010;24(2):117-22.
33. Mirón IJ, Montero JC, Criado-Álvarez JJ, Díaz J, Linares C. Intense cold ad mortality in Castile-La Mancha (Spain): Study of mortality trigger thresholds from 1975 to 2003. *Int J Biometeorol* 2012;56:145-152.
34. 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* 2014. DOI: 10.1007/s00484-014-0933-2.
35. Montero JC, Mirón IJ, Criado-Álvarez JJ, Linares C, Díaz J. Comparison between Two Methods Of Defining Heat Waves: A Retrospective Study In Castille-La Mancha (Spain). *Sci Total Environ* 2010a; 408:1544-50.
36. Montero JC, Mirón IJ, Criado-Álvarez JJ, Díaz J, Linares C. Mortality from cold waves in Castille- La Mancha (Spain). *Science of Total Environment.* 2010b;408:5767-5774.
37. Montero JC, Mirón IJ, Criado 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; 414:73-80.
38. Montero JC, Mirón IJ, Criado JJ, Linares C, Díaz J. Difficulties Of Defining the Term «Heat Wave» in Public Health. *Int J Environ Health Res.*2013; 5:377-379.
39. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. (MSSSI). http://www.msssi.gob.es/ciudadanos/saludAmbLaboral/planAltasTemp/2014/docs/Plan_Nacional_de_Exceso_de_Temperaturas_2014.pdf. Último acceso: 24 Junio 2015.
40. Nakai S, Itoh T, Marimoto T. Deaths from heat-stroke in Japan: 1968-1994. *Int J Biometeorol* 1999;43:124-7.
41. Naughton MP, Henderson A, Mirabelli M, Kaiser R, Wilhelm JL, Kieszak SM, *et al.* Heatrelated mortality during a 1999 heatwave in Chicago. *AmJ PrevMed* 2002;22:221-7.
42. Robine Jm, Cheung S, Le Roy S, Van Oyen H, Griffiths C, Michel JP *et al.* Death Toll Exceeded 70.000 In Europe During The Summer Of 2003. *Comptes Rendus Biologies,* 2008; 331:171-8.
43. 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>
44. Schifano P, Leone M, De Sario M, De Donato F, Bargagli AM, Dippoliti D *et al.* Changes in the Effects of Heat on Mortality Among the Elderly Ffom 1998-2010: Results from a Multicenter Time Series Study In Italy. *Environ Health* 2012;1:58
45. Siple P. Cold Injury. Steven Horvath Editor, Josiah Macy Foundation, New York, 1958.
46. Steadman RG. A Universal Scale O F Apparent Temperature. *J Clim Appl Meteorol* 1984; 23:1674-1687.
47. Tobías A, de Olalla PB, Linares C, Bleda MJ, Caylá JA, Díaz J. Short term effect of extreme hot summer temperatures on total daily mortality in Barceona, Spain. *Int. J. Biometeorol* 2010;54:115-117.
48. 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.

49. Tobías A, Armstrong B, Gasparrini A, Díaz J. Effects of high summer temperatures on mortality in 50 Spanish cities. *Environ Health*. 2014, 13:48.
 50. 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 Public Health* 2006;16:583-91.
 51. Wu J, Zhou Y, Gao Y, Fu Js, Johnson Ba, Huang C, Kim Ym, Liu Y. Estimation And Uncertainty Analysis Of Impacts Of Future Heat Waves On Mortality In The Eastern United States. *Environ Health Perspect*. 2014; 122:10-16
 52. Zanobetti A, Schwartz J. Mortality Displacement In The Association Of Ozone With Mortality: An Analysis Of 48 Cities In The United States. *Am J Resp Crit Care Med*. 2008; 177:184-189.
-