

Original

Efectos de los extremos térmicos sobre la mortalidad diaria en Castilla-La Mancha: evolución temporal 1975 – 2003

Isidro J. Mirón^{a,*}, Juan Carlos Montero^b, Juan José Criado-Álvarez^c, Julio Díaz^d y Cristina Linares^e^a Distrito de Salud de Torrijos, Consejería de Salud y Bienestar Social, Toledo, España^b Instituto de Ciencias de la Salud de Talavera de la Reina, Consejería de Salud y Bienestar Social, Toledo, España^c Gerencia de Atención Primaria de Talavera de la Reina, SESCAM, Toledo, España^d Escuela Nacional de Sanidad, Instituto de Salud Carlos III, Madrid, España^e Área de Epidemiología Ambiental y Cáncer, Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III, Madrid, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 4 de mayo de 2009

Aceptado el 13 de octubre de 2009

On-line el 27 de enero de 2010

Palabras clave:

Temperatura umbral

Mortalidad

Evolución temporal

Envejecimiento

Calentamiento global

RESUMEN

Objetivos: Determinar la evolución y la distribución geográfica de la temperatura umbral de disparo de la mortalidad por extremos térmicos en Castilla-La Mancha entre 1975 y 2003.

Métodos: El análisis se divide en tres periodos (1975–1984, 1985–1994 y 1995–2003) para cada provincia de la región. Se modeliza la mortalidad diaria por causas orgánicas (variable dependiente) utilizando procedimientos ARIMA. Los residuos diarios de mortalidad resultantes se relacionan con las temperaturas máximas diarias agrupadas en intervalos de 2 °C, obteniendo una temperatura umbral por frío o por calor si esos residuos aumentan de forma significativa ($p < 0,05$) respecto a la media de todos los residuos del periodo de estudio.

Resultados: Las temperaturas umbral de disparo de la mortalidad por calor en Castilla-La Mancha han descendido en estos años. En Toledo disminuye de 40 °C a 38 °C. En Cuenca y Guadalajara no se obtenía temperatura umbral por calor en las primeras décadas y sí en las últimas. Los umbrales varían entre el percentil 92 de Cuenca y el percentil 98 de Albacete en la última década. No se observa temperatura umbral de disparo de la mortalidad por frío en ninguna provincia en ningún periodo de tiempo.

Conclusiones: Se ha producido una evolución creciente de la relación entre las altas temperaturas y la mortalidad en Castilla-La Mancha, probablemente atribuible al envejecimiento de la población. El aumento en la frecuencia de días muy calurosos puede haber influido en esta evolución. Los planes de prevención deben ser revisados periódicamente.

© 2009 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Effects of temperature extremes on daily mortality in Castile-La Mancha (Spain): trends from 1975 to 2003

ABSTRACT

Objectives: To determine time trends and the geographical distribution of mortality trigger temperature thresholds due to extreme temperatures in Castile-La Mancha (central Spain) between 1975 and 2003.

Methods: The analysis was divided into three periods (1975–1984, 1985–1994 and 1995–2003) for each province of the region. Daily mortality due to organic causes (dependent variable) was modelled using autoregressive integrated moving average (ARIMA) procedures. The resulting residual series was related to the maximum temperature series grouped in 2 °C intervals to obtain a threshold temperature for cold or heat when the residuals rose significantly ($p < 0,05$) above the mean residual mortality value of the corresponding study period.

Results: Mortality trigger temperature thresholds decreased over time in Castile-La Mancha. In Toledo, the trigger temperature diminished from 40 °C to 38 °C. In Cuenca and Guadalajara, threshold temperatures for heat events were obtained in the last few decades but not in the first. These thresholds varied from the 92nd percentile in Cuenca to the 98th percentile in Albacete in the last decade. No threshold temperatures for cold spells were observed in any province or period.

Conclusions: Castile-La Mancha registered an upward trend in the relationship between high temperatures and mortality, probably due to population aging. This trend could have been influenced by the increased frequency of extremely hot days. Prevention plans should be periodically reviewed.

© 2009 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

Keywords:

Threshold temperature

Mortality

Temporal variation

Aging

Global warming

Introducción

La influencia de la temperatura del aire sobre la mortalidad se describe generalmente como una relación no lineal, en forma de V, debido a que la mortalidad aumenta a medida que sube o baja

la temperatura ambiental a partir de una determinada temperatura de confort o de mínima mortalidad^{1–3}. Basándose en ello, se ha estudiado y calculado en algunos lugares si a partir de determinada temperatura aumenta de forma significativa la mortalidad de la población, es decir, si existe una temperatura umbral de disparo de la mortalidad, no solamente en referencia al calor sino también al frío. En el caso del calor, se ha hallado que estos umbrales se sitúan en torno al percentil 95 de las series de

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: ijmiron@jccm.es (I.J. Mirón).

temperaturas máximas diarias y aproximadamente sobre el percentil 5 para el frío, según los estudios realizados en Madrid⁴, Sevilla⁵ y Lisboa⁶. Sin embargo, dentro de una misma zona geográfica esa relación temperatura-mortalidad puede verse modificada a lo largo del tiempo. De hecho, se ha descrito que a medida que se avanzaba en el desarrollo económico se iba paliando la influencia de las variables ambientales sobre la morbimortalidad⁷.

Asimismo, estudios más recientes relatan una gradual menor asociación de las temperaturas con la mortalidad. Por ejemplo, se ha analizado el exceso de mortalidad atribuido al calor en 28 metrópolis de Estados Unidos desde 1964 hasta 1998, y en 19 de ellas la disminución de la relación ha sido estadísticamente significativa⁸.

Coinciden los trabajos en señalar que la mejora en las condiciones socioeconómicas, que facilitan el acceso de los hogares a mejores equipamientos, como aparatos de aire acondicionado, puede haber influido en la evolución de la relación temperatura-mortalidad, aunque hay que señalar que todavía no son abundantes los trabajos realizados respecto a la evolución que han considerado un periodo de tiempo más o menos largo. Algunos de estos estudios apuntan a que la tendencia ha sido diferente en lugares como Castilla-La Mancha, probablemente debido a factores regionales específicos⁹.

Por otro lado, la sobremortalidad causada por la ola de calor del verano de 2003 en Europa, estimada en 70.000 defunciones¹⁰, puso de actualidad ante la opinión pública este tipo de estudios y sirvió para implementar medidas preventivas ante pronósticos de situaciones meteorológicas similares. En este sentido, conviene comprobar si ha habido evolución a lo largo de los años en términos de temperaturas umbral de disparo de la mortalidad tanto por calor como por frío, valorar qué factores pueden haber influido en su caso y extraer conclusiones sobre la posible necesidad de reevaluar periódicamente los planes establecidos al efecto, sobre todo teniendo en cuenta la tendencia, confirmada por los expertos en la reunión de París de 2007 del Panel Intergubernamental para el Cambio Climático¹¹, hacia un significativo incremento global de las temperaturas, que junto con las previsiones locales realizadas para España¹² sobre un aumento en la frecuencia de días con temperaturas extremas aconsejan anticiparse en la evaluación de las posibles consecuencias de este proceso sobre la salud pública.

Por tanto, el objetivo de este estudio fue estimar la evolución temporal y la distribución provincial de la temperatura de disparo de la mortalidad por calor y frío en Castilla-La Mancha durante el periodo 1975–2003.

Métodos

Los datos de mortalidad diaria entre los años 1975 y 2003 proceden del Registro de Mortalidad de Castilla-La Mancha, dependiente de la Consejería de Salud y Bienestar Social. Estos datos están codificados según la Clasificación Internacional de

Enfermedades (CIE 8: 1975-1979; CIE 9: 1980-1998; CIE 10: 1999-2003). Se trata de datos provinciales de mortalidad diaria por causas orgánicas (todas excepto externas). Para la CIE-8 y la CIE-9 se usaron los códigos 001-799, y para la CIE-10 se usó A00-R99. Se excluyen las causas externas por presentar éstas una débil relación con la temperatura.

Los registros diarios de temperaturas del periodo 1975–2003 fueron suministrados por la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET). Se eligieron los correspondientes a los observatorios situados en las capitales de provincia (tabla 1) a partir de 42 estaciones meteorológicas seleccionadas según un estudio previo en el cual los datos de temperaturas máximas, medias y mínimas diarias se sometieron a un proceso sucesivo de relleno de lagunas, detección de discontinuidades, homogenización y análisis factorial por componentes principales, resultando toda la región castellanomanchega un único *cluster* en función de las temperaturas, lo que también permite la desagregación de datos por provincias y la utilización de las estaciones de las capitales como referencia¹³. Algún estudio anterior realizado con datos de temperaturas mínimas diarias apuntaba similares resultados¹⁴.

Para estudiar la evolución temporal de las temperaturas de disparo de la mortalidad se establecen tres periodos de comparación: 1975–1984, 1985–1994 y 1995–2003 (tres décadas, la última de 9 años). Así, se dispone para cada provincia de tres grupos de datos de temperaturas máximas diarias y de mortalidad diaria por causas orgánicas, con una potencia de análisis suficiente para encontrar significación estadística.

En primer lugar se obtuvo el modelo ARIMA de las series provinciales de mortalidad diaria por todas las causas, excepto accidentes, aplicando la metodología Box-Jenkins. Se realizó un preblanqueo de estas series mediante su filtrado con el modelo ajustado para cada una de ellas, y se obtuvieron series de residuos de mortalidad diaria (una serie para cada provincia).

Para averiguar la temperatura máxima umbral o de disparo de la mortalidad, las series de residuos provinciales de mortalidad resultantes del proceso de modelización se relacionaron con las series de temperaturas máximas diarias agrupadas en intervalos de 2 °C, como en un diagrama de dispersión. De este modo se obtiene la típica imagen en V de la relación temperatura-mortalidad, pero más suavizada (fig. 1) y de manera que cada punto de la curva tiene como abscisa un intervalo de temperaturas máximas diarias de 2 °C, representado por su punto medio, y como ordenada una estimación de valor residual, con su correspondiente intervalo de confianza (p < 0,05), fruto de la aplicación a la serie de mortalidad de su modelo ARIMA. Se obtiene también una línea basal o de referencia, que es la media de todos los residuos de la serie de mortalidad diaria del periodo analizado, con su intervalo de confianza para p < 0,05 (representado en la fig. 1 por las dos líneas discontinuas).

El valor de esa media de los residuos sería 0 si el modelo ARIMA ajustado de la serie de mortalidad diaria fuera perfecto, es decir, si toda su variabilidad fuera explicada por las características cíclicas estacionales, las periodicidades y la tendencia intrínsecas

Tabla 1
Estaciones meteorológicas seleccionadas para cada provincia de Castilla-La Mancha

Provincia	Código AEM	Nombre de la estación	Población (año 2003)	Extensión (km ²)
Albacete	8175	Albacete «Los Llanos Base Aérea»	376.556	14.858
Ciudad Real	4121	Ciudad Real «Escuela de Magisterio»	487.670	19.813
Cuenca	8096	Cuenca	202.982	17.140
Guadalajara	3168C+3168A	Guadalajara «Compuesta»*	185.474	12.214
Toledo	3259+3260B	Toledo «Compuesta»*	563.099	15.370

* Guadalajara «Compuesta» y Toledo «Compuesta» resultan de la unión de dos estaciones que son continuación la una de la otra por cambio de ubicación¹³

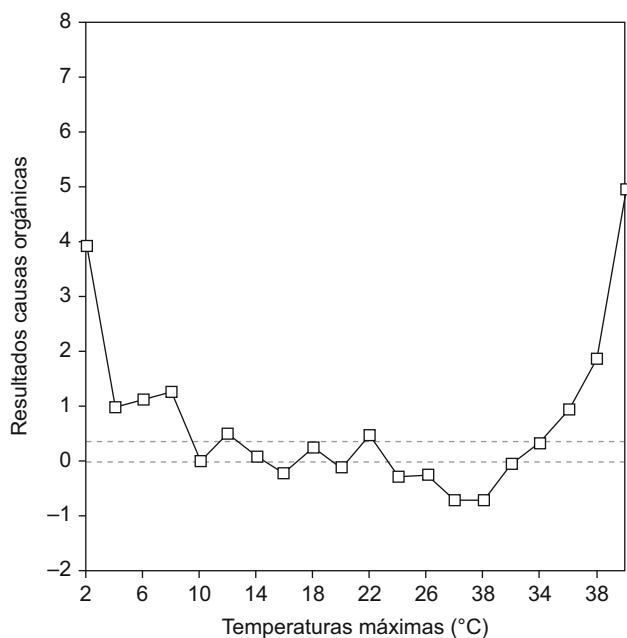


Figura 1. Diagrama de dispersión entre residuos de mortalidad por causas orgánicas y las temperaturas máximas diarias agrupadas en intervalos de 2 °C. Líneas discontinuas: límites del intervalo de confianza ($p < 0,05$) de los residuos de mortalidad por causas orgánicas.

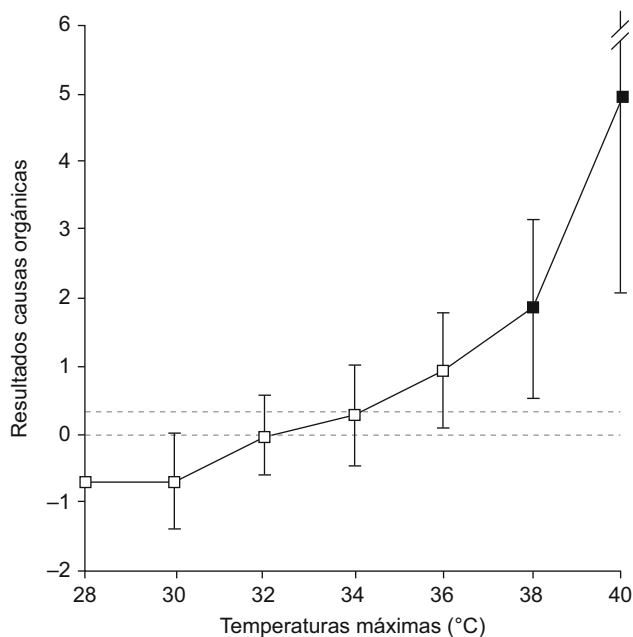


Figura 2. Temperatura máxima umbral o de disparo de la mortalidad de 38 °C (intervalo 37-39 °C). Intervalos de confianza de las estimaciones de residuos de mortalidad por intervalos de temperaturas máximas y del valor medio residual de referencia (líneas discontinuas) para $p < 0,05$.

de la propia serie, así como por la parte autorregresiva y de media móvil de la serie. Por tanto, cuanto más alejado de esta línea de referencia esté un valor residual estimado para cada intervalo de temperatura máxima, más se atribuirá esa variación a la influencia de la temperatura, considerándose estadísticamente significativa ($p < 0,05$) la relación para un intervalo de temperatura (representado por su punto medio) si el intervalo de confianza de su valor residual asociado no se solapa con el

intervalo de confianza del valor medio de los residuos que define la línea de referencia (fig. 2).

Se considerará temperatura máxima umbral o temperatura máxima de disparo de la mortalidad por calor el punto medio del intervalo de temperaturas máximas diarias a partir del cual, y para intervalos de temperaturas crecientes, todos los residuos de mortalidad son significativamente más altos ($p < 0,05$) que el valor medio de los residuos de mortalidad, valor de referencia, obtenido a partir de los años de datos diarios de mortalidad considerados en cada periodo de estudio. Asimismo, cumpliendo esta misma condición pero a intervalos de temperaturas máximas decrecientes, hallaríamos, en su caso, la temperatura umbral o temperatura máxima de disparo de la mortalidad por frío.

Resultados

Puede seguirse, a modo de ejemplo, la exposición de los resultados obtenidos en la provincia de Toledo. Se observa en la tabla 2 que la media de los residuos de mortalidad por causas orgánicas es próxima a cero, como era de esperar (con un rango de temperaturas de -0,4 °C a 42,4 °C). Sin embargo, considerando intervalos de 2 °C a partir del intervalo de temperaturas máximas de 37-39 °C la media de los residuos de mortalidad se incrementa significativamente, puesto que sus intervalos de confianza, formados a partir de sus respectivos errores estándar ($p < 0,05$), no se solapan con el valor de referencia calculado con toda la serie de temperaturas del periodo de estudio, 1995-2003 en el ejemplo, como se aprecia en la tabla 2.

En la tabla 3 se exponen las temperaturas máximas de disparo de la mortalidad por calor, así como sus percentiles aproximados en todas las provincias de Castilla-La Mancha, para los tres periodos de tiempo analizados: 1975-1984, 1985-1994 y 1995-2003. Se aprecia un descenso de la temperatura de disparo de la mortalidad en todas las provincias, excepto en Ciudad Real. En Cuenca y Guadalajara se parte de una primera década en que no se detectaba temperatura máxima de disparo de

Tabla 2

Media, error estándar e intervalos de confianza ($p < 0,05$) de los residuos de mortalidad diaria por causas orgánicas significativamente superiores al valor de referencia del periodo 1995-2003 en la provincia de Toledo

Intervalo de temperaturas (°C)	Residuos		Intervalo de confianza ($p < 0,05$)	
	Error estándar	Media	Límite inferior	Límite superior
> 41	0,9596464	3,3170562	1,4361493	5,1979631
39 a 41	0,7678423	2,4329451	0,9279741	3,9379160
37 a 39	0,3582241	1,0153767	0,3132574	1,7174959
- 0,4 a 42,4	0,0653482	- 0,0034109*	- 0,1314933	0,1246715

* Valor de referencia

Tabla 3

Temperaturas (°C) de disparo de la mortalidad por causas orgánicas por calor y sus percentiles más próximos (entre paréntesis) en cada provincia por periodos de tiempo, considerando las series de temperaturas máximas diarias de las respectivas estaciones meteorológicas de referencia

Provincia	1975 - 1984	1985 - 1994	1995 - 2003
Albacete	40 (100)	39 (100)	37 (98)
Ciudad Real	39 (100)	38 (98)	39 (99)
Cuenca	-	35 (97)	32 (92)
Guadalajara	-	-	35 (93)
Toledo	40 (100)	40 (99)	38 (97)

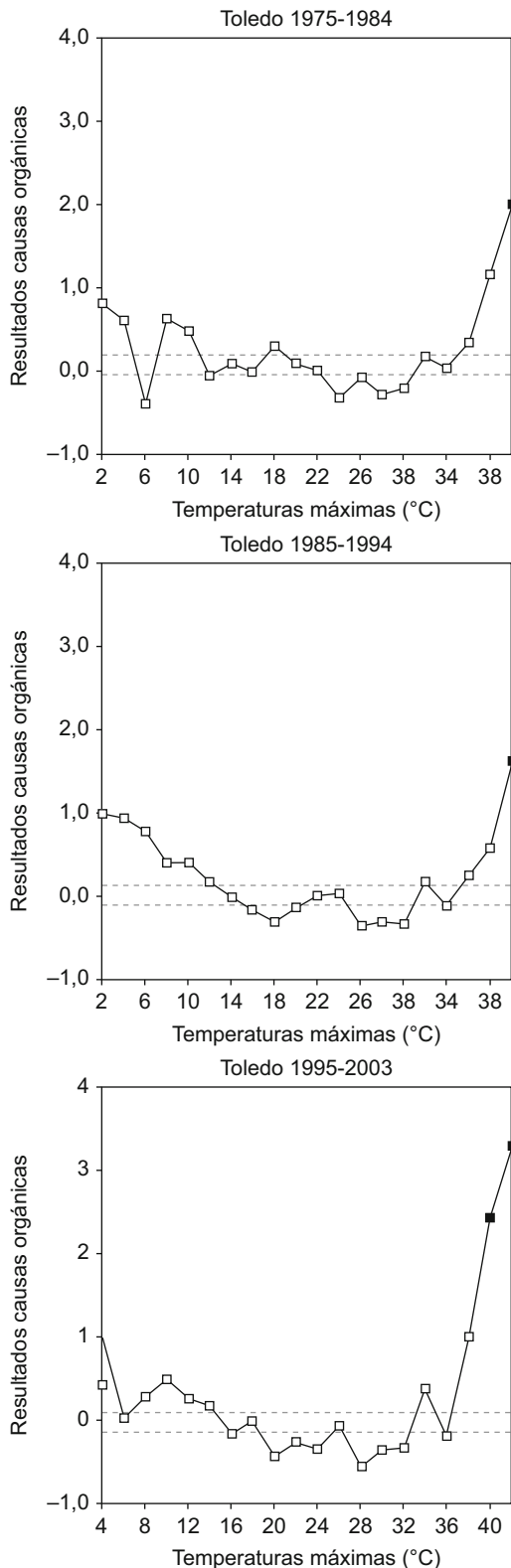


Figura 3. Evolución de residuos de mortalidad por causas orgánicas respecto de las temperaturas máximas diarias a intervalos de 2 °C en la provincia de Toledo. Los puntos cuadrados en negro indican una variación significativa ($p < 0,05$) de la mortalidad a esa temperatura. Las líneas paralelas y discontinuas representan los límites de confianza del valor residual de referencia.

la mortalidad por calor, e incluso tampoco en la segunda para el caso de Guadalajara. En la primera década (1975–1984), los percentiles de la temperatura máxima de disparo de la mortalidad

por todas las causas excepto accidentes eran cercanos al 100, y se observa que disminuyen en los sucesivos periodos de estudio.

Con la finalidad de valorar los resultados según la longitud de las series temporales, si el análisis lo realizamos dividido en dos periodos de tiempo, 1975–1989 y 1990–2003, en la provincia de Ciudad Real la temperatura de disparo de la mortalidad pasa de 39 °C en el primer quinquenio a 36 °C en el siguiente periodo de catorce años. En el resto de las provincias las temperaturas de disparo se mantienen en la misma cifra, ya sean 9 o 14 los años del último periodo analizado (1995–2003 o 1990–2003).

No se obtiene temperatura umbral de disparo de la mortalidad por frío en ninguna provincia, en ninguno de los periodos de tiempo analizados, utilizando las series de temperaturas máximas diarias. No obstante, en casi todos los casos se aprecia una elevación de la mortalidad, aunque no llega a ser estadísticamente significativa, a medida que desciende la temperatura desde la que se corresponde con la mínima mortalidad, como se muestra en la figura 3 que representa de forma gráfica la evolución decenal de los extremos térmicos siguiendo con el ejemplo de la provincia de Toledo.

Discusión

Los crecientes efectos del calor sobre la mortalidad por todas las causas de la población de Castilla-La Mancha se ponen de manifiesto de una manera evidente cuando se observa la evolución decreciente de las temperaturas de disparo de la mortalidad por periodos de tiempo desde 1975 hasta 2003 (tabla 3). Es decir, el disparo de la mortalidad relacionada con el calor se produce cada vez a temperaturas más bajas en todas las provincias de la región. Incluso provincias donde en la primera o la segunda década analizadas no se halla temperatura umbral de disparo de la mortalidad, como Cuenca y Guadalajara, sí aparece en el último periodo estudiado (1995–2003).

Asimismo, en la provincia de Ciudad Real también puede considerarse descendente la temperatura máxima de disparo de la mortalidad, puesto que en el último periodo de años analizado, el más actual y por tanto el más útil a efectos de información sanitaria, varía de 39 a 36 °C según conste dicho periodo de 9 años (1995–2003) o 14 (1990–2003), debido al efecto estadístico que produce disponer de más años consecutivos de análisis.

Los percentiles de las temperaturas de disparo de la mortalidad también han disminuido durante los años estudiados, y el umbral de disparo de la temperatura máxima en el último grupo de años no se sitúa en el percentil 95, como describen otros trabajos realizados en la Península Ibérica^{5,6,15}. Este percentil varía, según la provincia de que se trate, entre el 92 de Cuenca y el 98 de Albacete, casi en orden de mayor a menor porcentaje de población mayor de 65 años, lo cual puede estar relacionado. Es de destacar también que las dos provincias más frías, Cuenca y Guadalajara, pero también las más envejecidas, son las que tienen menores percentiles (92 y 93 respectivamente) y temperaturas umbrales de disparo más bajas, quizás por la suma de la influencia del factor envejecimiento y la falta de hábito al calor, tal y como se ha descrito en otros trabajos respecto a los mayores incrementos de la mortalidad por calor en los lugares con climas más fríos^{16,17}.

Según esto, no sería prudente prefiar de forma sistemática el percentil 95 de las series de temperaturas máximas como temperatura umbral de disparo de la mortalidad por calor a efectos de planes de prevención sin disponer previamente de estudios epidemiológicos, puesto que, como se aprecia en el caso de Castilla-La Mancha, puede haber variaciones dependiendo de las características de la provincia estudiada. Del mismo modo, la probable evolución de los umbrales, como ocurre en esta región, hace necesaria su revisión periódica.

Además, si los estudios epidemiológicos demuestran que se produce un disparo de la mortalidad a partir de una cierta temperatura máxima, no es necesario fijar otro umbral de temperatura mínima como condición simultánea a cumplir para establecer alertas a la población por calor, como se ha determinado en algunos planes de prevención^{18,19}.

El hecho de no detectarse en ninguna provincia un umbral de disparo de la mortalidad por todas las causas excepto accidentes a causa del frío no quiere decir que éste no influya en la mortalidad, pues sí se produce un incremento a medida que descienden las temperaturas máximas²⁰. Ocurre que la relación es diferente, más retrasada en el tiempo, con menor pendiente, y por tanto el disparo de la mortalidad es menos evidente.

Así pues, a la hora de establecer medidas preventivas o planes de alerta por temperaturas extremas en Castilla-La Mancha sería prioritario hacerlo respecto al calor, aunque también serían apropiadas en relación con el frío.

Los resultados de este trabajo aparentemente no son coherentes con los de estudios realizados en otros lugares, como Estados Unidos²¹, Londres²², Italia²³ o la República Checa²⁴, donde se describe una evolución temporal decreciente de la mortalidad en relación con la temperatura, atribuida por algunos autores a la mejora de las condiciones socioeconómicas a lo largo del tiempo^{25,26}. Esto indicaría que la disminución de la mortalidad estacional en la zona estudiada está relacionada con una elevación del nivel socioeconómico de su población.

Por el contrario, este trabajo pone de manifiesto que, en Castilla-La Mancha, una evolución positiva de los indicadores económicos durante el periodo de estudio ha ido acompañada de un fortalecimiento de la asociación entre el calor y la mortalidad, puesto que, por ejemplo, tanto el producto interior bruto (PIB) regional por habitante como el Índice de Desarrollo Humano (IDH) para España han tenido una clara evolución global favorable en las últimas décadas, según datos del Instituto Nacional de Estadística (INE) y de algunos estudios sobre estadísticas económicas²⁷. Por tanto, debe haber otros factores específicos regionales que también tengan su influencia y ayuden a explicar esta evolución diferente de los efectos de las altas temperaturas sobre la mortalidad en la región.

El porcentaje de población mayor de 65 años en Castilla-La Mancha durante las casi tres décadas que abarca el estudio ha sido netamente creciente, pasando del 12,39% al 19,75%. Esta evolución al alza se ha producido en todas las provincias, si bien de manera más pronunciada en Cuenca, donde el porcentaje ha pasado del 14,27% al 24,97%. Este fuerte incremento de la población más susceptible a los extremos térmicos habría podido determinar la evolución temporal de la mortalidad por causas orgánicas respecto a las altas temperaturas en esta región, puesto que la mayor sensibilidad al calor de las personas de mayor edad se sustenta en bases fisiopatológicas bien estudiadas desde hace años²⁸. Asimismo, numerosos trabajos describen cómo la influencia de la temperatura del aire sobre la mortalidad, sobre todo por causas respiratorias y circulatorias, es más acusada en las personas de edad avanzada^{29–31}.

Según los censos disponibles de población y viviendas del INE, de 1991 y 2001, la mayoría de los hogares de Castilla-La Mancha ya disponían de calefacción en 1991, lo que es coherente con lo señalado en otros trabajos respecto a los menores efectos del frío en las sociedades desarrolladas con ciudades más o menos frías en invierno bien aclimatadas³², y con la falta de calefacción como factor de riesgo de muerte como consecuencia del frío³³. En cambio, se ha pasado del 2,86% al 13,91% de hogares con refrigeración entre 1991 y 2001, admitiendo bajo tal definición aparatos móviles pero no simples ventiladores. Ese porcentaje aumentó sobre todo en una de las provincias, Toledo, donde paradójicamente se observan con más nitidez los efectos

crecientes del calor sobre la mortalidad y donde del 3,82% de viviendas principales con refrigeración se pasó al 20,57%. En todo caso, se trata de porcentajes bastante bajos para las temperaturas estivales que se alcanzan y la evolución de su estructura demográfica durante el periodo de estudio.

Parece, por tanto, que el crecimiento económico y la mejora de todo tipo de infraestructuras (sanitarias, viviendas, etc.) de la región durante este tiempo puede no haber sido suficiente como para compensar el impacto negativo del aumento del porcentaje de población más susceptible, que se sugiere como la causa principal del efecto creciente de las altas temperaturas sobre la mortalidad por todas las causas excepto accidentes en Castilla-La Mancha.

Existe otro factor que puede estar relacionado con el cambio climático, que es el aumento del número de días muy calurosos durante el periodo analizado. En efecto, el número de días que han superado los 36,5 °C, que es el percentil 95 de la serie de temperaturas máximas diarias de la estación Toledo «Compuesta», ha pasado de 84 en la década 1975–1984 a 241 en la siguiente y a 210 en la tercera (añadiendo los datos de 2004). Esta mayor frecuencia de días de calor extremo también ha debido influir en la evolución hallada en su relación con la mortalidad.

La utilización de modelos ARIMA en lugar de otros como Poisson viene justificada por la distribución normal de las variables utilizadas, y en todo caso se ha descrito que las diferencias entre ambos no son significativas³⁴. Las posibles discontinuidades en las series por cambios en la ubicación de estaciones o en el instrumental de medición fueron debidamente controladas con el tratamiento previo de los datos realizado¹⁴. Sin embargo, podría considerarse una limitación del estudio la ausencia de datos sobre contaminación atmosférica, ya que no están disponibles en tan amplio número.

En todo caso, cabe concluir que es necesario revisar periódicamente los planes que se hayan establecido para prevenir los efectos del calor en la población, implantados como consecuencia de la ola de calor que afectó a Europa en 2003^{35,36}. Los cambios que se han podido producir en la estructura de la población son potencialmente capaces de modificar los umbrales de disparo de la mortalidad o de alerta por calor (o por frío) que puedan haberse establecido. Estos deben fijarse siguiendo el criterio del estudio de la relación temperatura-mortalidad y utilizando datos representativos de la exposición de la población a la temperatura del aire. Si a todo ello añadimos las previsiones que los expertos realizan sobre el calentamiento global, incluyendo la tendencia hacia una mayor frecuencia de días con temperaturas muy altas, es evidente que mantener inamovibles durante años los umbrales de alerta de los planes de prevención sería poco razonable.

Contribuciones de autoría

I.J. Mirón es el responsable del artículo y afirma que todos los autores cumplen los criterios de autoría, y en concreto: I.J. Mirón redactó el texto, participó en el diseño del estudio y la realización de análisis; J.C. Montero participó en el diseño del estudio, la realización del análisis y la obtención de datos; J.J. Criado participó en el diseño del estudio, la realización del análisis y la obtención de datos; y J. Díaz y C. Linares participaron en el diseño del estudio. Todos los autores aportaron ideas relevantes en la concepción del trabajo y la interpretación de los resultados, revisaron los sucesivos borradores y aprobaron la versión definitiva del artículo.

Financiación

Este trabajo se ha financiado con una ayuda de la Fundación para la Investigación Sanitaria en Castilla-La Mancha

(FISCAM-Consejería de Salud y Bienestar Social) a la Sociedad Castellanomanchega de Medicina Preventiva y Salud Pública (Expediente PI 22/2003).

Conflicto de intereses

Todos los autores declaran que no existe ningún conflicto de intereses relacionado con este artículo.

Bibliografía

- Kunst AE, Looman CW, Mackenbach JP. Outdoor air temperature and mortality in The Netherlands: a time-series analysis. *Am J Epidemiol.* 1993;137:331–41.
- Ballester F, Corella D, Pérez-Hoyos S, et al. Mortality as a function of temperature. A study in Valencia, Spain 1991–1993. *Int J Epidemiol.* 1997;26:551–61.
- Alberdi JC, Díaz J, Montero JC, et al. Daily mortality in Madrid Community 1986–1992: relationship with meteorological variables. *Eur J Epidemiol.* 1998;14:571–8.
- 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.* 2002;75:163–70.
- Díaz J, García R, Velázquez de CF, et al. Effects of extremely hot days on people older than 65 years in Seville (Spain) from 1986 to 1997. *Int J Biometeorol.* 2002;46:145–9.
- Dessai S. Heat stress and mortality in Lisbon. Part I: model construction and validation. *Int J Biometeorol.* 2002;47:6–12.
- Sakamoto-Momiyama M. Changes in the seasonality of human mortality: a medico-geographical study. *Soc Sci Med.* 1978;12:29–42.
- Davis RE, Knappenberger PC, Michaels PJ, et al. Changing heat-related mortality in the United States. *Environ Health Perspect.* 2003;111:1712–8.
- Mirón IJ, Criado-Álvarez JJ, Díaz J, et al. Time trends in minimum mortality temperatures in Castile-La Mancha (Central Spain): 1975–2003. *Int J Biometeorol.* 2008;52:291–9.
- Robine JM. The excess mortality in summer 2003: results of the Canicule Project. Paper presented at the World Health Organization Meeting, Regional Office for Europe: Public Health Responses to Extreme Weather Events. EuroHEAT; March 22–23, 2007; Bonn, Germany.
- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) Fourth Assessment Report; 2007. Disponible en: <http://www.ipcc.ch/ipccreports/ar4-wg3.htm>.
- De Castro M, Martín-Vide J, Alonso S. El clima de España: pasado, presente y escenarios de clima para el siglo XXI. En: Moreno JM, editor. Evaluación preliminar general de los impactos en España por efecto del cambio climático. Ministerio de Medio Ambiente, Madrid: Universidad de Castilla-La Mancha; 2005. Disponible en: http://www.mma.es/portal/secciones/cambio_climatico/documentacion_cc/divulgacion/pdf/conclusiones_impactos.pdf.
- Mirón IJ, Montero JC, Criado-Álvarez JJ, et al. Tratamiento y estudio de series de temperatura para su aplicación en salud pública. El caso de Castilla-La Mancha. *Rev Esp Salud Pública.* 2006;80:113–24.
- Prieto L, García Herrera R, Díaz J, et al. Minimum extreme temperatures over peninsular Spain. *Global Planetary Change.* 2004;44:59–71.
- Díaz J, García-Herrera R, Trigo RM, et al. The impact of the summer 2003 heat wave in Iberia: how should we measure it? *Int J Biometeorol.* 2006;50:159–66.
- Keatinge WR, Donaldson GC, Cordioli E, et al. Heat related mortality in warm and cold regions of Europe: observational study. *BMJ.* 2000;321:670–3.
- McMichael AJ, Wilkinson P, Kovats RS, et al. International study of temperature, heat and urban mortality: The 'ISOTHURM'. Project. *Int J Epidemiol.* 2008;37:1121–31.
- Ministerio de Sanidad y Consumo. Plan nacional de actuaciones preventivas de los efectos del exceso de temperaturas sobre la salud; 2009. Disponible en: <http://www.msc.es/ciudadanos/saludAmbLaboral/planAltasTemp/2009/docs/planExcesoTemperaturas2009.pdf>.
- National Health Service. Heat wave Plan for England; 2009. Disponible en: http://www.dh.gov.uk/en/Publicationsandstatistics/Publications/PublicationsPolicyAndGuidance/DH_099015.
- Mirón IJ, Montero JC, Criado-Álvarez JJ, et al. Evolución de los efectos de las temperaturas máximas sobre la mortalidad por causas orgánicas en Castilla-La Mancha de 1975 a 2003. *Rev Esp Salud Pública.* 2007;81:375–85.
- Davis RE, Knappenberger PC, Novicoff WM, et al. Decadal changes in summer mortality in U.S. cities. *Int J Biometeorol.* 2003;47:166–75.
- Carson C, Hajat S, Armstrong B, et al. Declining vulnerability to temperature-related mortality in London over the 20th century. *Am J Epidemiol.* 2006;164:77–84.
- Michelozzi P, De SM, Accetta G, et al. Temperature and summer mortality: geographical and temporal variations in four Italian cities. *J Epidemiol Community Health.* 2006;60:417–23.
- Kysely J, Kriz B. Decreased impacts of the 2003 heat waves on mortality in the Czech Republic: an improved response? *Int J Biometeorol.* 2008;52:733–45.
- O'Neill MS, Zanobetti A, Schwartz J. Modifiers of the temperature and mortality association in seven US cities. *Am J Epidemiol.* 2003;157:1074–82.
- Hajat S, Armstrong BG, Gouveia N, et al. Mortality displacement of heat-related mortality: a comparison of Delhi, Sao Paulo and London. *Epidemiology.* 2005;16:613–20.
- Carreras A, Prados de la Escosura L, Rosés JR. Renta y riqueza. En: Carreras A, Tafunell X, editores. Estadísticas históricas de España. Siglos XIX–XX. 2ª ed., revisada y ampliada. Bilbao: Fundación BBVA; 2005. pp. 1297–331.
- Medina-Ramón M, Schwartz J. Temperature, temperature extremes, and mortality: a study of acclimatization and effect modification in 50 United States cities. *Occup Environ Med.* 2007, Jun 28. Disponible en: <http://oem.bmj.com/cgi/reprint/64/12/827?maxtoshow=&HITS=10&hits=10&RESULTFORMAT=&fulltext=Medina-Ramon&searchid=1&FIRSTINDEX=0&sortspec=relevance&resourcetype=HWCIT>.
- Stafoggia M, Forastiere F, Agostini D, et al. Vulnerability to heat-related mortality: a multicity, population-based, case-crossover analysis. *Epidemiology.* 2006;17:315–23.
- Montero JC, Mirón IJ, Díaz J, et al. Influencia de variables atmosféricas sobre la mortalidad por enfermedades respiratorias y cardiovasculares en los mayores de 65 años en la Comunidad de Madrid. *Gac Sanit.* 1997;11:164–70.
- Linares C, Díaz J. Temperaturas extremadamente elevadas y su impacto sobre la mortalidad diaria según diferentes grupos de edad. *Gac Sanit.* 2008;22:115–9.
- Lindeman RD, Tobin JD, Shock NW. Longitudinal studies on the rate of decline of renal function with age. *J Am Geriatr Soc.* 1985;33:278–85.
- Aylin P, Morris S, Wakefield J, et al. Temperature, housing, deprivation and their relationship to excess winter mortality in Great Britain, 1986–1996. *Int J Epidemiol.* 2001;30:1100–8.
- Tobías A, Díaz J, Sáez M, et al. Use of Poisson regression and Box Jenkins models to evaluate the short-term effects of environmental noise levels on health in Madrid, Spain. *Eur J Epidemiol.* 2001;17:765–71.
- Conti S, Meli P, Minelli G, et al. Epidemiologic study of mortality during the Summer 2003 heat wave in Italy. *Environ Res.* 2005;98:390–9.
- 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. *Int J Epidemiol.* 2008;37:309–17.