

ORIGINAL**MORTALIDAD DIARIA EN LA COMUNIDAD DE MADRID DURANTE EL PERIODO 1986-1991 PARA EL GRUPO DE EDAD DE 45 A 64 AÑOS: SU RELACIÓN CON LA TEMPERATURA DEL AIRE (*)****M^a Sierra Pajares Ortiz, Julio Díaz Jiménez, Juan Carlos Montero Rubio, Juan Carlos Alberdi Odriozola e Isidro J. Mirón Pérez.**

Centro Universitario de Salud Pública de Madrid.

(*) Estudio financiado por la Consejería de Educación y Cultura de la Comunidad Autónoma de Madrid a través de la Acción Coordinada en Ciencias de la Salud 097.

RESUMEN

Fundamentos: Existen numerosos trabajos que relacionan la mortalidad con diferentes factores ambientales. Éstos se centran en la población general o en el grupo de personas mayores de 65 años, pero son escasos los que se refieren al grupo de 45 a 64 años, en el que la mortalidad tiene gran repercusión económica y social. El objeto del presente artículo es analizar la asociación existente entre la mortalidad diaria, tanto total como por diversas causas específicas, con la temperatura del aire en este grupo etario en la Comunidad de Madrid, de la cual las características climáticas extremas hacen especialmente interesante el trabajo.

Métodos: Se utiliza la modelización ARIMA según la metodología Box-Jenkins para el filtrado de las series de mortalidad diaria y de temperaturas. Entre los residuales se establecen funciones de correlación cruzada que permiten establecer una asociación entre las series eliminando los factores estacionales comunes, así como determinar el tiempo de desfase entre los extremos térmicos y los excesos de mortalidad.

Resultados: Existe una relación en forma de «V» entre la mortalidad diaria total y la temperatura. La mínima mortalidad se establece en una temperatura máxima diaria de 33°C. La sobremortalidad por cada grado por debajo de 33°C es del 0,8%, mientras que por encima es del 3,0%. Las funciones de correlación cruzada indican que esta asociación se da en los varones tanto por mortalidad total como por enfermedades circulatorias. En el caso de las altas temperaturas el efecto es inmediato, mientras que para las bajas hay que añadir otro efecto a los 10-13 días.

Conclusión: Existe una asociación estadísticamente significativa entre la mortalidad y los extremos térmicos en los varones de este grupo de edad. Los años potenciales de vida perdidos indican la magnitud del problema y la necesidad de articular medidas de prevención.

Palabras clave: Mortalidad diaria. ARIMA. Temperatura. Desfases. Edad.

Correspondencia:
Julio Díaz Jiménez
Centro Universitario de Salud Pública
General Orúa, 39
Fax: 91-4116696
28006 Madrid.

ABSTRACT**Daily Mortality in the Autonomous Community of Madrid during the Period 1986-1991 in the 45-64 Age Group: its Relationship with Temperature**

Background: There are many types of work which relate mortality with different environmental factors. These focus on the general population or in the over-65 age-group, but are relatively few in those with reference to the 45-64 age group in which mortality has a large economic and social impact. The object of the present article is to analyse the existent association between daily mortality, from both diverse specific causes, as well as the air temperature in this group in Madrid. Madrid's extreme climatic characteristics make this work of special interest.

Methods: The ARIMA model was used according to the Box-Jenkins methodology for the infiltration of the daily series of mortality regarding temperature. Amongst the residuals, interrelated functions were established which establish an association between series eliminating communal seasonal factors as well as determining the length of disequilibrium between thermal extremes and excesses in mortality.

Results: There is a V-shaped relationship between total daily mortality and temperature. The minimum mortality rate is established at a maximum daily temperature of 33°C. Excess mortality is 0,8% for each degree below 33°C, while that for each degree above is 3,0%. The functions of interrelated correlation indicate that this association is clear in males regarding general mortality as well as for circulatory diseases. In the case of high temperature the effect is immediate, while in lower temperatures we have to add a delay of 10-13 days.

Conclusion: There is a significant statistical association between mortality and temperature extremes in people of this age group. Lost life expectancy indicates the extent of the problem and the need to implement preventative measures.

Key words: Daily mortality. ARIMA. Temperature. Age.

INTRODUCCIÓN

En la mayor parte de los países industrializados se han desarrollado estudios en los últimos años en los que la utilización de la serie de mortalidad diaria permite afirmar la aparición de períodos de sobremortalidad relacionados con la componente estacional. Estos trabajos muestran que la mortalidad diaria presenta un comportamiento periódico¹, que queda reflejado por la aparición de una sobremortalidad invernal. Los excesos de mortalidad varían en función de diferentes determinantes relacionados, bien con factores socioculturales, bien con su localización geográfica². Se trataría, por tanto, de relacionar la mortalidad diaria, tanto total como por causas específicas, con factores ambientales externos. Así, se han encontrado correlaciones estadísticamente significativas con la temperatura del aire³⁻⁶, contaminación atmosférica^{7,8}, humedad relativa y parámetros como el wind-chill que tiene en cuenta los efectos combinados de la velocidad del viento y de la temperatura⁹.

Además, en aquellos lugares, con veranos caracterizados por muy altas temperaturas, aparece un segundo pico de mortalidad centrado en los meses veraniegos. Diversos estudios relacionan este exceso de mortalidad con altas temperaturas. Un análisis en profundidad de esta sobremortalidad revela que está directamente relacionada con mortalidad por patologías cardiovasculares^{4,10,11}.

Por lo anteriormente expuesto cabe esperar la existencia de una relación en forma de «V» entre la mortalidad diaria y la temperatura, aspecto que queda descrito por numerosos autores^{5,12,14}.

La carencia de estudios en la Comunidad Autónoma de Madrid (C.A.M.) sobre el comportamiento de la mortalidad diaria y su relación con factores ambientales, llevó a iniciar en el año 1993 una línea de investigación con el propósito de analizar la distribución estacional de la mortalidad y correlacionarla con factores causales externos¹⁵.

Los resultados de los estudios realizados, caracterizaban un comportamiento diferenciado entre hombres y mujeres, detectándose en los primeros un marcado comportamiento estacional a partir del grupo de personas mayores de 18 años, algo que no aparecía en las mujeres hasta los 65 años.

Un primer estudio sobre el comportamiento de la mortalidad diaria en la C.A.M. para el grupo de mayores de 65 años¹⁶, establecía una clara relación entre esta mortalidad y los extremos térmicos. Por otro lado, en trabajos anteriores¹⁵ se estableció que, únicamente para los varones en el grupo de 45 a 64 años, presentaban periodicidades anual y semestral semejantes a las detectadas para el conjunto de las personas mayores de 65 años. Cabe preguntarse ahora si subyacerá la misma relación causal entre la mortalidad y los extremos térmicos para los varones de 45-64 años que la detectada en el grupo de más de 65.

Además, sería interesante determinar la influencia que estos factores ambientales tienen sobre índices, como los años potenciales de vida perdidos (A.P.V.P.), ya que ello redundará en un mejor conocimiento de la mortalidad prematura y su correspondiente influencia social y, por lo tanto, en una mejor articulación de las medidas preventivas y de la planificación de los servicios sanitarios.

El objeto del presente estudio es, por tanto, analizar la asociación existente entre la mortalidad diaria, tanto total como por causas específicas, con la temperatura del aire en este grupo etario en la C.A.M.

MATERIAL Y MÉTODOS

La serie de mortalidad estudiada la constituye el número de muertes diarias de residentes e inscritos ocurridos en la C.A.M. desde enero de 1986 a diciembre de 1991 para el grupo de 45-64 años. Estos datos se obtuvieron a través del Registro de Mortalidad de la Consejería de Hacienda de la C.A.M. Se analizó la mortalidad por todas

las causas (rubros CIE-IX, 1-989), tumores respiratorios (160-163), aparato circulatorio (390-459), enfermedad isquémica (410-414), accidente cerebrovascular agudo (ACVA) (430-438), hemorragia cerebral (430-434), aparato respiratorio (460-519), neumonía e influenza (480-487), enfermedad pulmonar obstructiva crónica (EPOC) (490-496), aparato digestivo (520 -579) y cirrosis (571).

Aunque la utilización de datos de las estadísticas rutinarias de mortalidad puede plantear problemas en la codificación de las causas de muerte, la información sobre la mortalidad total en este intervalo de edad, por sexos y grandes causas, elimina este problema. Sólo estarían afectados en el caso de haberse analizado los rubros más específicos.

Las series de variables ambientales son las relativas a temperatura máxima, media y mínima diarias. Se refieren al observatorio meteorológico de Madrid-Getafe elegido porque es el que presenta mayor correlación con el comportamiento medio de estas variables en toda la C.A.M.¹⁶ Para cada variable se han calculado medidas de tendencia central y de dispersión: media, desviación estándar, valor máximo y valor mínimo, así como su correspondiente análisis de normalidad.

Se ha utilizado el análisis espectral, basado en el método de la Transformada Rápida de Fourier con una doble finalidad. Por un lado determinar la estructura no aleatoria que subyace en la serie y por otro, una vez comprobada su naturaleza determinista, detectar la existencia de tendencias y periodicidades estadísticamente significativas. A tal fin, para cada serie de variables se realizó el correspondiente espectro de frecuencia. Los intervalos de confianza se calculan mediante la Chi-cuadrado con una $p < 0,01$.

Una vez analizadas las series de mortalidad y temperatura se estudió el tipo de relación funcional (lineal, polinomial, cuadrática) entre ambas variables. Para ello se rea-

lizó un gráfico de dispersión entre la temperatura, previa ordenación creciente de sus valores agrupados en intervalos de un grado y la media de muertes diarias en ese intervalo, lo que permite pasar de 2191 puntos a 39. Más tarde, se analizará su correlación y se determinarán las pendientes de ambas rectas de ajuste.

Debido al distinto comportamiento de la mortalidad con el frío y el calor, y con el fin de evitar el posible solapamiento entre los dos efectos que enmascararía la posible relación, se escogieron, por un lado, los meses de noviembre a marzo de cada año para el análisis de las bajas temperaturas, y por otro, los meses de junio a agosto para las altas temperaturas. Se trabajará con la temperatura máxima diaria para los meses de verano y con la mínima para los de invierno.

El preblanqueo necesario para eliminar la influencia que sobre la correlación entre las series de temperatura y mortalidad podría tener un comportamiento estacional y el componente de autocorrelación de las series estacionarias hace necesaria la modelización previa, a través de modelos estocásticos, de las series de temperaturas máxima y mínima.

El método elegido es el de Box-Jenkins¹⁷. Este proceso consiste en:

1. Modelizar las temperaturas máxima y mínima mediante modelos ARIMA utilizando las funciones de autocorrelación simple (ACF) y autocorrelación parcial (PACF). Estos modelos constan, fundamentalmente, de una parte autorregresiva (AR) que tiene en cuenta el componente histórico de la serie a corto plazo y una de media móvil (MA) que da cuenta del componente aleatorio que subyace en la serie. Cuando más de un modelo se ajustaba a los datos se recurrió al criterio de información de Akaike para la elección. Tras la modelización se obtienen unos residuos con estructura de ruido blanco.

2. Estos modelos obtenidos para las temperaturas se aplicarán a las variables de mortalidad analizadas, lo que proporcionará nue-

vas series de residuales. Para cada una de estas series de residuos se seleccionarán, según los casos, los meses de invierno o verano, filtrándose el resto.

Entre los residuales de temperatura y los de mortalidad así obtenidos, se establecerá la correspondiente función de correlación cruzada (FCC) aplicando 0-15 desfases con el fin de averiguar los efectos retardados de la temperatura sobre la mortalidad. Una distribución asimétrica respecto al retardo 0 implicará una asociación no aleatoria entre la correspondiente causa de mortalidad y la temperatura.

Con objeto de cuantificar el número de defunciones debido a los extremos térmicos se realizó un modelo multivariante, en base a las FCC. De esta manera se eliminaron los efectos estacionales y de autocorrelación entre las series de mortalidad y temperatura.

Para tener en cuenta los años potenciales de vida perdidos (A.P.V.P.) por estar sometidos a temperaturas superiores e inferiores a la de mínima mortalidad o de confort se

procedió al cálculo del indicador A.P.V.P. a través de la expresión¹⁸:

$$APVP = \sum A_i * D_i$$

A_i: número de años que restan hasta los 70 desde la media de ese intervalo (54,5).

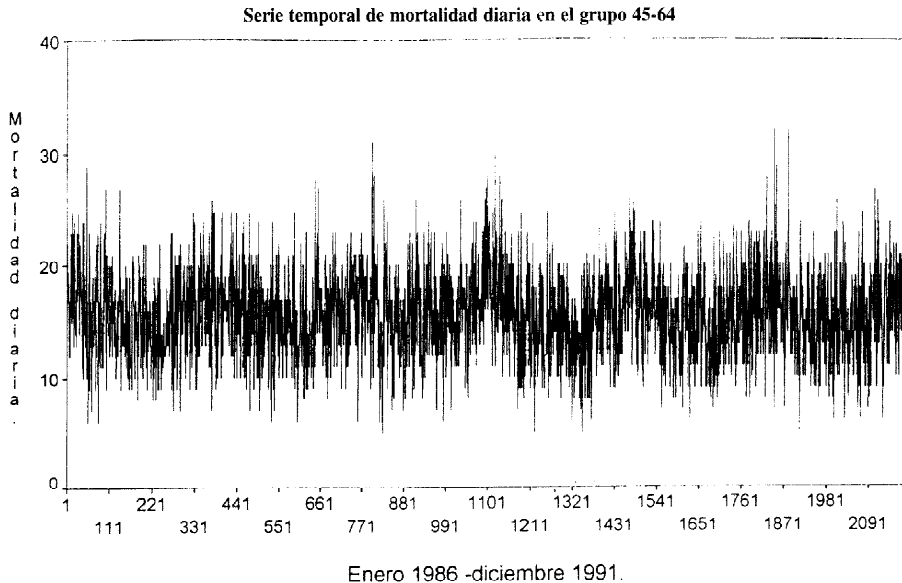
D_i: número de defunciones calculado a partir del modelo multivariante, teniendo en cuenta el número de grados de diferencia con respecto a la temperatura de mínima mortalidad para cada día.

Se utilizó el paquete estadístico SPSS para windows versión 6.1.2.

RESULTADOS

La figura 1 muestra la evolución temporal de la mortalidad total en la C.A.M. durante el período de 1986 a 1991, en la que se observa un comportamiento estacional marcado, fundamentalmente por picos in-

Figura 1



vernales y estivales y la no existencia de tendencia. Esto queda más claro en el correspondiente espectro de frecuencias que se muestra en la figura 3. En él se observa, en las bajas frecuencias, dos picos estadísticamente significativos. Uno corresponde a la periodicidad anual y el otro a la semestral, relacionados con los excesos de mortalidad invernal y estival. Se detecta también una periodicidad en torno a 3,5 días. Esta estructura se da también para enfermedades del aparato circulatorio, para ambos sexos y en varones. Las mujeres muestran una estructura aleatoria en este grupo de edad para todas las causas analizadas.

En la Tabla 1, se presentan la media, la desviación estándar, valor máximo y valor mínimo de la mortalidad diaria total y por causas específicas estudiadas en este trabajo, para hombres, mujeres y ambos sexos. La media diaria de muertes en el período analizado fue de 15,5 muertes/día, lo que representa el 17,1% de la mortalidad en la C.A.M.

Se aprecia como las enfermedades del aparato circulatorio son las que presentan una mortalidad más elevada, con una media de 4,1 muertes/día para hombres y mujeres en conjunto. Ocupan el segundo y tercer lugar los tumores respiratorios y las enfermedades del aparato digestivo con una mortalidad media diaria de 1,7 y 1,6 respectivamente, en hombres y mujeres. La pauta es la misma en los hombres, mientras que en las mujeres las enfermedades del aparato digestivo toman relevancia desplazando al grupo de los tumores respiratorios que presentan una media diaria de 0,1 muertes con respecto a las 0,4 de mortalidad por enfermedades digestivas.

La mortalidad diaria presenta unos valores superiores en hombres que en mujeres para todas las causas en conjunto y para todas las causas específicas, siendo 2,2 veces superior para la mortalidad total.

La media y la desviación para las series de temperatura aparecen en la Tabla 2. En ella cabe destacar la gran oscilación térmica

Figura 2

Relación Funcional entre mortalidad total y T. máxima, en grupo de edad 45-64

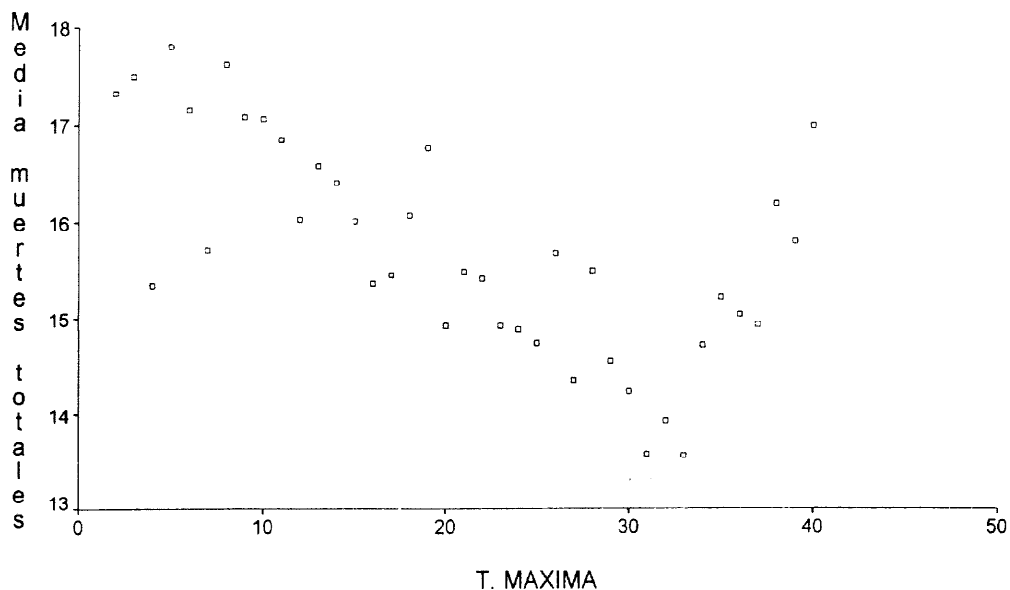


Tabla 1
Descriptivos del número de muertes diarias según causas específicas y sexo

<i>Causa CIE-IX</i>	<i>Sexo</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Estand.</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>
TODAS (1-989)	HOMBRE	10.7	3.4	23	1
	MUJER	4.8	2.2	15	0
	TODOS	15.5	4.1	32	5
TUM. RESP. (160-163)	HOMBRE	1.6	1.3	8	0
	MUJER	0.1	0.3	4	0
	TODOS	1.7	1.3	8	0
CIRCULATORIO (390-459)	HOMBRE	3.1	1.8	11	0
	MUJER	1.0	1.0	5	0
	TODOS	4.1	2.1	13	0
ISQUÉMICA (410-414)	HOMBRE	1.3	1.1	7	0
	MUJER	0.2	0.5	3	0
	TODOS	1.5	1.2	7	0
A.C.V.A. (430-438)	HOMBRE	0.5	0.7	4	0
	MUJER	0.2	0.5	3	0
	TODOS	0.7	0.9	5	0
HEM. CEREBRAL (430-434)	HOMBRE	0.3	0.5	4	0
	MUJER	0.1	0.4	3	0
	TODOS	0.4	0.6	4	0
AP. RESPIRAT. (460-519)	HOMBRE	0.6	0.8	5	0
	MUJER	0.2	0.4	3	0
	TODOS	0.8	0.9	6	0
NEU. INFLUEN. (480-487)	HOMBRE	0.2	0.4	3	0
	MUJER	0.05	0.2	2	0
	TODOS	0.25	0.5	3	0
E.P.O.C. (490-496)	HOMBRE	0.2	0.4	3	0
	MUJER	0.02	0.2	2	0
	TODOS	0.22	0.5	3	0
AP. DIGESTIVO (520-579)	HOMBRE	1.2	1.1	6	0
	MUJER	0.4	0.6	5	0
	TODOS	1.6	1.2	8	0
CIRROSIS (571)	HOMBRE	0.7	0.8	5	0
	MUJER	0.2	0.5	3	0
	TODOS	0.9	0.1	7	0

Tabla 2
Descriptivos de las temperaturas diarias

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>
T. MÁXIMA	20.7	9.0	40.2	1.8
T. MEDIA	14.8	7.7	31.3	1.1
T. MÍNIMA	8.8	6.8	24.4	-6.4

existente, llegando este rango a ser de 46,6°C en el período estudiado.

El diagrama de dispersión, que aparece en la figura 2, indica una relación entre la temperatura máxima y la mortalidad diaria por todas las causas en este grupo etario en forma de V, con un mínimo de mortalidad a los 33°C. La rama de la izquierda presenta un coeficiente de correlación 0,85 ($p < 0,001$) con una pendiente $m = -0,11$. Para temperaturas superiores a 33°C el coeficiente de correlación fue 0,85 ($p < 0,01$) y la pendiente $m = 0,32$. Diagramas análogos para las temperaturas media y mínima muestran temperaturas de «confort» de 26°C y 17°C respectivamente.

El modelo ARIMA que ajusta los residuales de temperatura mínima diaria a ruido blanco, resultó ser un (2,0,1) controlándose la parte estacional con una función coseno de periodicidad anual. Para el caso de la temperatura máxima se obtiene un (1,0,1) en la componente no estacional, estando

controlada la estacionalidad anual nuevamente por la función coseno. Si se aplican estos modelos a las series de mortalidad total y causas específicas, se obtienen los correspondientes residuales, en los que por el preblanqueo se han eliminado las componentes de la temperatura. Será entre estos residuos de temperatura y de mortalidad filtrada entre los que se establezca las FCC.

Si nos centramos en las FCC correspondientes a los residuos de mortalidad total y temperatura media para los meses de verano, se observa que existe una asociación estadísticamente significativa en el retraso 0. Si se separa por sexos, para el caso de los varones los coeficientes de correlación cruzada positivos van desde los retrasos 1 al 3, siendo estadísticamente significativos en el 2 (Figura 4). También existen coeficientes negativos desde los retrasos 8-10 siendo significativo en el 9. Para las mujeres no existe ningún tipo de asociación. Un análisis por causas específicas (circulatorias) revela el mismo comportamiento que se detecta en la mortalidad por todas las causas.

Figura 3

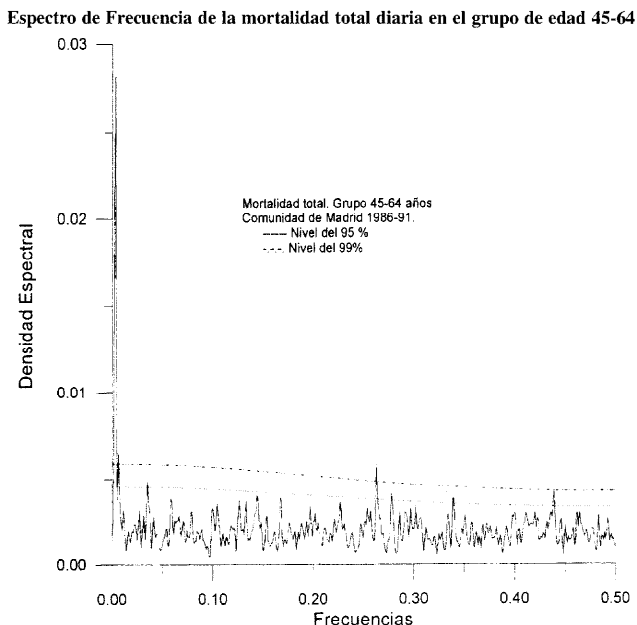
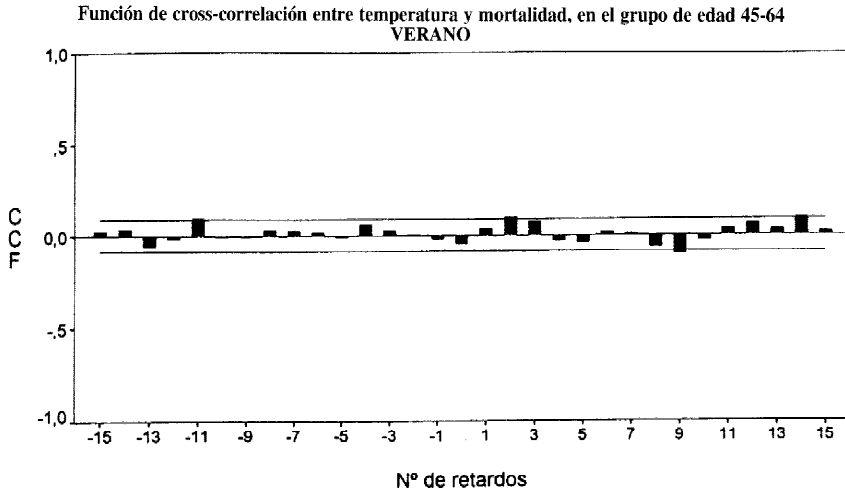


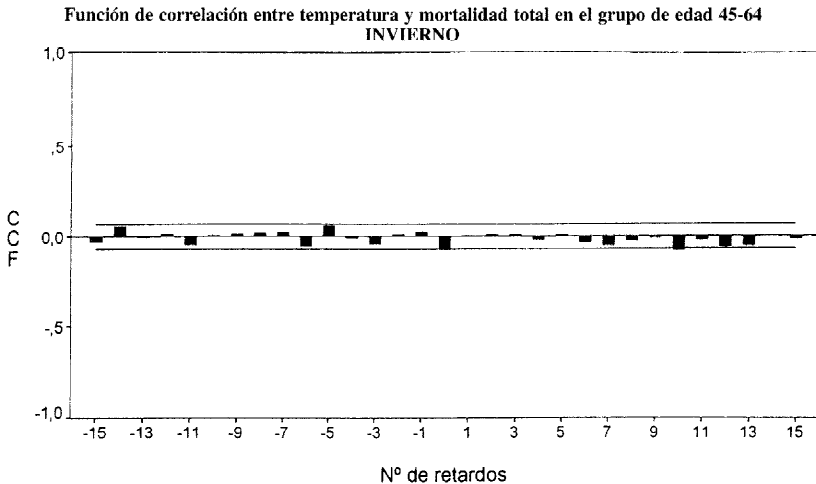
Figura 4



En el caso de la mortalidad en los meses de invierno el comportamiento es diferente al de los de verano. Así, los coeficientes de las FCC pasan a ser todos negativos a partir del retraso 1, mostrando, por tanto, un aumento de la mortalidad al disminuir la temperatura. El comportamiento más claro se observa para los varones. Para ellos la relación entre las bajas temperaturas y la mortalidad total se mantiene hasta el retraso 13, siendo máximo para los desfases de 6 y 7 días. En el caso de las mujeres esta distribu-

ción de los coeficientes de las FCC es aleatoria. Si se analiza la relación por causas específicas se observa que para mortalidad por enfermedades del aparato circulatorio el efecto tiene un doble comportamiento temporal. Por un lado efecto inmediato, en el retraso 0, y más tarde otro en los desfases 10 y 13, siendo estadísticamente significativo en el 10 (Figura 5). El análisis por sexos indica que son los varones los responsables de esta relación. Para el caso de la mortalidad por causas respiratorias la distribución

Figura 5



es aleatoria tanto para hombres como para mujeres.

Con el objeto de cuantificar la relación entre la temperatura y la mortalidad diaria en este grupo de edad se realizó, a partir de las FCC, un modelo multivariante. Se estableció el modelo entre la mortalidad diaria total en el grupo de edad considerado y la temperatura máxima de mínima mortalidad (33°C). El modelo indica que el efecto de las temperaturas superiores a 33°C se centran en el retraso 1 con una $B=0,47$ significativo a $p<0,001$. Los efectos de las bajas temperaturas se centran a más largo plazo (desfases 4 y 7) siendo sus efectos agregados correspondientes a $B=0,13$ con $p<0,01$. Estos valores se traducen en un aumento de la mortalidad diaria total del 0,8% para cada día y grado cuya máxima esté por debajo de 33°C y del 3,0% para cada día y grado por encima de la temperatura máxima de confort establecida.

Una vez establecida una relación estadística entre la mortalidad y los extremos térmicos, parece lógico preguntarse sobre el exceso de mortalidad que se produce al sobrepasarse las temperaturas de mínima mortalidad establecidos en este trabajo. El cálculo establece una pérdida potencial de 4960 años por efecto del calor y de 54.977 años potenciales perdidos por el frío en la C.A.M. durante el período de tiempo analizado.

DISCUSIÓN

El patrón estacional de la mortalidad que se ha encontrado en este trabajo para el grupo de edad de 45-64 años es cualitativamente similar al del conjunto de la Comunidad Autónoma de Madrid¹⁹ y al de las personas mayores de 65 años¹⁶. Una característica específica de este grupo de edad es la clara diferencia existente entre el número de fallecimientos entre hombres y mujeres motivado, posiblemente, por la diferente actividad laboral, hábitos y estilos de vida entre

ambos sexos¹⁹. Este hecho va a marcar el comportamiento diferenciado entre hombres y mujeres a lo largo de este estudio.

La distribución en forma de V es similar a la detectada por otros autores en diversos lugares de Europa y España^{3,5,14} y para el de mayores de 65 años en la C.A.M.¹⁶. Sin embargo, desde un punto de vista cuantitativo si existe una clara diferencia entre los valores para las temperaturas de mínima mortalidad encontradas en otros trabajos. Desde la óptica de la población en su conjunto, los resultados encontrados por otros autores resaltan la importancia que tiene la habituación de la población a determinados rangos de temperatura. Así, por ejemplo, para Holanda la temperatura media de mínima mortalidad se sitúa en torno a los 16,5°C, mientras que para el conjunto de la C.A.M. este valor se establece para una temperatura media de 23,9°C, una mínima de 15,6°C y una máxima de 31,9°C, valores próximos a los de otros lugares más cálidos como Taiwan²⁰ o Miami²¹ que cifran la temperatura media de mínima mortalidad entre los 26-29°C y 26-32°C respectivamente. De este modo, lo que en algunos países del Norte de Europa se refiere como ola de calor, con temperaturas máximas de 27,5°C²², para otros está por debajo de la temperatura de confort. Pero el hecho de que dentro de la propia C.A.M. estos valores varíen según los distintos grupos de edad, indica la existencia de otros factores fisiológicos que influyen sobre la mera habituación a los factores climáticos del lugar donde se reside. Así, para el grupo de 45-64 años las temperaturas de mínima mortalidad están por encima de las del conjunto de la población, dominada por el grupo de mayores de 65 años. Esto indicaría que la respuesta fisiológica a los cambios de temperatura, fundamentalmente las altas, en el grupo de 45-64 es mejor que para el de 65 años como cabría esperar.

El análisis espectral también muestra un comportamiento distinto entre hombres y mujeres. El que la mortalidad total y por causas específicas para las mujeres dentro de

este grupo de edad presente estructura de ruido blanco, según la metodología utilizada, indica la carencia de estructura no aleatoria en su distribución temporal, motivado probablemente por el escaso número de muertes que se registran que no son capaces de incidir claramente sobre un aumento estacional. Análogo razonamiento explicaría que se detecte una estructura aleatoria de ruido blanco en la mortalidad en varones por enfermedades respiratorias y A.C.V.A. y que, sin embargo, en el conjunto de enfermedades circulatorias e isquémicas, donde es mayor el número de fallecimientos diarios, esta estructura si exista.

La existencia de un coeficiente positivo con significación estadística al 95% en el retraso 0 para la mortalidad total y la temperatura indica, por un lado, que la elevación de la temperatura va asociada a un incremento en la mortalidad y, por otro, que los efectos del calor sobre la mortalidad son inmediatos, lo que es coherente con los mecanismos biológicos que relacionan las altas temperaturas con un incremento de la viscosidad de la sangre y del colesterol sérico^{23,24}. Estos resultados son similares a los encontrados por Kunst et al. en Holanda, que identificaban esta asociación entre mortalidad y temperatura en los retrasos 0, 1 y 2 o los hallados para la C.A.M. en el grupo de mayores de 65 años en los que la significancia estadística se encontraba en el retraso 1. Los coeficientes de correlación cruzada negativos que se encuentran en la mortalidad total para los varones en el período estival entre los retrasos 8-10, indicaría la existencia de un efecto siega similar al detectado para Holanda y en la C.A.M. en el grupo de mayores de 65 años^{5,16} y se debería a la no existencia de susceptibles que habrían fallecido con anterioridad.

La relación entre la mortalidad por todas las causas y la temperatura en los meses de invierno viene marcada fundamentalmente por la mortalidad por causas circulatorias en los varones, ya que la estructura de las FCC se repite, tanto para éstas como para la mor-

talidad por todas las causas y toda la población. Los coeficientes de correlación cruzada negativos, indican que una disminución de temperatura lleva asociado un incremento de mortalidad. Que la significación estadística se establezca para los retrasos 0 y 10 indica un doble comportamiento de la mortalidad por frío, por un lado inmediato y por otro a más largo plazo. Similares resultados se hallaron en otros trabajos^{5,10,19}. La relación entre mortalidad y bajas temperaturas se podría explicar porque la exposición al frío provoca un aumento de la presión sanguínea, de lípidos séricos y fibrinógenos que causarían un aumento de mortalidad en aquellos organismos con peor poder de adaptación²⁵⁻²⁷.

Aunque somos conscientes de las limitaciones que todo estudio ecológico conlleva, se han calculado los A.P.V.P. con el objeto de poner de manifiesto la magnitud del problema y, por tanto, la necesidad de arbitrar las correspondientes medidas preventivas destinadas a paliar en lo posible estos efectos. Así, los resultados obtenidos indican una pérdida del 12% respecto al conjunto de APVP perdidos en la C.A.M. para este grupo de edad durante el período estudiado.

Podría pensarse que son pocas las posibilidades de influir sobre estas variables ambientales, pero no se trata de modificar el clima, sino de reducir sus efectos. Así un trabajo realizado en Japón²⁸ describe como un aumento en el nivel de vida ha llevado a la práctica desaparición del pico veraniego de sobremortalidad y a una remisión del invernal.

Los tipos de intervenciones que podrían realizarse irían dirigidos, por un lado, hacia un cambio en los comportamientos de la población, que previamente debería ser educada hacia aquellos estilos de vida más saludables. No sólo tenderían a eliminar el tiempo de exposición a factores ambientales extremos sino que deberían contemplar aquellas otros cambios relacionados con la alimenta-

ción, ingesta de bebidas, etc, más adecuada para cada época del año.

Otro tipo de intervención contemplaría las infraestructuras. En la C.A.M, por ejemplo, la inmensa mayoría de los hogares poseen medidas para protegerse del frío pero no del calor. Existen estudios^{29,30} que relacionan directamente la mortalidad por golpes de calor con la ausencia de refrigeración en las casas. Una medida paliativa de esta carencia podría ser el acondicionamiento térmico de los lugares en los que esta población pasa gran parte de su tiempo.

Por otro lado, un estudio como el aquí expuesto, en el que se muestra la relación entre las variables ambientales y la mortalidad por ciertas causas específicas, debería servir como reflexión sobre la utilización de esta metodología en diversos campos de la gestión hospitalaria. Así, por ejemplo, la modelización de los ingresos hospitalarios y su relación con diversas variables ambientales (temperatura, humedad, contaminación atmosférica, etc.) podría servir para el pronóstico de posibles picos de demanda de asistencia de servicios médicos y, por tanto, una mejor planificación de estos servicios en función de las demandas pronosticadas.

BIBLIOGRAFÍA

1. Mc. Kee C.M. Deaths in winter: Can Britain learn from Europe? *Eur J Epidemiol* 1989; 5:178-182.
2. Lloyd E.L. The role of cold in Ischaemic heart disease: A review. *Public Health* 1991;105:205-215.
3. Saez M, Sunyer J, Castellsague J, Murillo C y Antó JM. Relationship between weather temperature and mortality: a time series analysis approach in Barcelona. *Int J Epidemiol* 1995;24:576-582.
4. Mackenbach J.P., Kunst A.E, Looman C.W. Seasonal variation in mortality in The Netherlands. *J Epidemiol Com Health* 1992;46:261-265.
5. Kunst A.E., Looman C.W. and Mackenbach J.P. Outdoor air temperature and mortality in The Netherlands: A time-series analysis. *Am J Epidemiol* 1993;137:331-341.
6. Rogot E., Sorlie P.D. and Backlund E. Air-conditioning and mortality in hot weather. *Am J Epidemiol* 1992;136:106-116.
7. Schwartz J. Air pollution and daily mortality in Birmingham, Alabama. *Am J Epidemiol* 1993;137:1136-1147.
8. Toulomi G, Pocock S.J, Katsovoyanni K and Trichopoulos D. Short-term effects of air pollution on daily mortality in Athens: a time-series analysis. *Int J Epidemiol* 1994;23:957-967.
9. Kunst A.E, Feikje,MA and Mackenbach JP. The association between two wind-chill indices and mortality variation in The Netherlands. *Am J Public Health*.1994;84:1738-1742.
10. Enquesselassie F, Dobson AJ, Alexander HM, Steele PL. Seasons, temperature and coronary disease. *Int J Epidemiol*. 1993;22:632-636.
11. Marshall RJ, Scragg R and Bourke P. An analysis of the seasonal variation of coronary heart disease and respiratory disease mortality in New Zealand. *Int J Epidemiol* 1995;17:325-331.
12. Alderson M R. Season and mortality. *Health Trends* 1985;17:8786.
13. Wyndham CM, Fellingham SA. Climate and disease. *S Afr Med J* 1978;53:1051-61.
14. Ballester F. Meteorología y salud. Relación entre la temperatura ambiental y la mortalidad. *Rev Esp Salud Pública* 1996; 70:251-259.
15. Alberdi JC, Díaz J. Modelización de la mortalidad diaria en la C.M. de 1986-1991. *Gac Sanit* 1997; 11: 9-15.
16. Montero JC, Mirón JJ, Díaz J, Alberdi JC. Influencia de variables atmosféricas sobre la mortalidad por enfermedades respiratorias y cardiovasculares en los mayores de 65 años de la C.M. *Gac Sanit* 1997; 11: 164-170.
17. Box GEP, Jenkins GM. Time series analysis, forecasting and control. San Francisco: Holder Day, 1980.
18. Romeder JM, Mc Whinnie JR. Potential years of life lost between ages 1 and 70: an indicator of premature mortality for health planning. *Int J Epidemiol* 1977;6(2):143-151.
19. Anuario estadístico 1992. Madrid: Consejería de Economía de la Comunidad Autónoma de Madrid, 1993;1:169.
20. Wen-Harn Pan, Lung-An Li, Ming-Jan Tsai. Temperature extremes and mortality from coronary heart disease and cerebral infarction in elderly Chinese. *Lancet* 1995;345: 353-355.

21. Rogot E, Padgett SJ. Associations of coronary and stroke mortality with temperature and snowfall in selected areas of the United States, 1962-1966. *Am J Epidemiol* 1976;103:365-75.
22. Sartor F, Snacken R, Demuth C and Walckiers D. Temperature, ambient ozone levels and mortality during summer 1994, in Belgium. *Environ Res* 1995;70,105-113.
23. Douglas AS, Al-Sayer H, Rawles JM, Allan TM. Seasonality of disease in Kuwait. *Lancet* 1991;337:1393-97.
24. Gordon DJ, Hyde J, Trost DC, et al. Cyclical seasonal variations in plasma lipid and lipoprotein levels: The lipid Research Clinics Primary Prevention Trial Placebo Group. *J Clin Epidemiol* 1988;41:679-89.
25. Keatinge WR, Coleshaw SRK, Cotter F, et al. Increases in platelet and red cell counts, blood viscosity, and arterial pressure during mild surface cooling: factors in mortality from coronary and cerebral thrombosis in winter. *Br Med J* 1984;289:1405-1408.
26. Brennan PJ, Greenberg G, Miall WE, et al. Seasonal variation in arterial blood pressure. *Br Med J* 1982;285:919-23.
27. Stout RW, Crawford V. Seasonal variations in fibrinogen concentrations among elderly people. *Lancet* 1991;2:9-13.
28. Sakamoto - Momiyama M. Changes in the seasonality at human mortality: a medico-geographical study. *Soc Sci Med* 1988;12:29-42.
29. Greenberg JH, Bromberg J, Reed CM, Gustafson TL, Beauchamp RA. The epidemiology of heart-related deaths. *Am J Public Health* 1983;73:805-807.
30. Kalkstein L. Health and climate change. Direct impacts in the cities. *The Lancet* 1993;342:1397-1399.