

Modelización de la mortalidad diaria en la Comunidad Autónoma de Madrid (1986-1991)

J.C. Alberdi Odriozola / J. Díaz Jiménez
Centro Universitario de Salud Pública.

Correspondencia: Dr. D. Julio Díaz Jiménez. Centro Universitario de Salud Pública. C/ General Oráa, 39. 28006 Madrid.

Recibido: 19 de julio de 1995
Aceptado: 8 de mayo de 1996

(Modeling of daily mortality in the Autonomous Community of Madrid, Spain [1986-1991])

Resumen

Objetivo. Describir, cuantificar y modelizar las tendencias y variaciones cíclicas de la mortalidad diaria en la Comunidad de Madrid (C.M.).

Métodos. Se analizaron la tasa bruta de mortalidad diaria y las tasas de mortalidad por sexo, grupos de edad y causas específicas en la C.M. desde el 1 de enero de 1986 al 31 de diciembre de 1991. Se utilizó la Transformada Rápida de Fourier para detectar y cuantificar las periodicidades. La modelización de la serie se realizó mediante modelos ARIMA y regresión de Poisson.

Resultados. El análisis espectral realizado indica la existencia de periodicidades en las bajas frecuencias de carácter anual (invernal) y semestral (estival). La primera está constituida por las enfermedades del aparato circulatorio en las mujeres mayores de 65 años y del aparato circulatorio, respiratorio y digestivo en los hombres mayores de 44. La estacionalidad semestral está relacionada con las muertes por accidente cerebrovascular agudo en las mujeres de 65 y más.

Conclusiones. Las estacionalidades anual y semestral detectadas soportan la hipótesis de una estrecha relación de la mortalidad con factores ambientales externos.

Palabras clave: Mortalidad diaria. Estacionalidad. Modelos ARIMA. Modelos Poisson.

Summary

Objective. To describe, estimate and model trends and seasonal variations in daily mortality in the Comunidad of Madrid, Spain.

Methods. Overall mortality rate, as well as gender, age and cause-specific mortality rates between January 1, 1986 and December 31, 1991 were analyzed. A cyclic pattern was detected using fast Fourier transform. Mortality was modelled using ARIMA stochastic models and Poisson regression models.

Results. Spectral analysis detected two statistically significant periodic components (winter-summer). Winter peak was related mainly to an excess in cardiovascular diseases in women aged 65 and over, as well as with cardiovascular, respiratory and digestive diseases in men aged 45 and over. The summer peak was related with women, aged 65 and over with cerebrovascular diseases as the cause of death.

Conclusions. The two cycles detected support the hypothesis of an association between mortality and environmental factors.

Key words: Daily mortality. Spectral analysis. ARIMA stochastic models. Poisson regression models.

Introducción

La mortalidad diaria presenta un patrón cíclico estacional¹ caracterizado, fundamentalmente, por un pico invernal, cuya amplitud varía significativamente entre diferentes localizaciones geográficas². Estudios previos presentan correlaciones significativas entre el aumento de la mortalidad total, por sexo, por edad y por causas específicas (enfermedad isquémica, accidente cerebrovascular agudo (ACVA) y enfermedades respiratorias) con la temperatura del aire³⁻¹⁰, la contaminación atmosférica¹¹⁻¹⁵ y otros parámetros atmosféricos como la humedad relativa y el llama-

do *wind-chill*, variable que tiene en cuenta los efectos combinados de la temperatura y de la velocidad del viento¹⁶.

En latitudes donde las características climatológicas lo permiten se han detectado excesos de mortalidad relacionados con episodios con un elevado gradiente de temperatura¹⁷.

Dadas las características climatológicas extremas en la Comunidad Autónoma de Madrid (C.M.), en el año 1993 se inició una línea de investigación con el propósito de analizar la distribución estacional de la mortalidad y correlacionarla con factores causales externos¹⁸. Se trata ahora de describir, cuantificar y modelizar las tendencias y ciclos de la tasa de mor-

alidad bruta diaria, por sexo, por edad y por causas específicas entre 1986 y 1991 en la C.M.

Métodos

El objeto de análisis lo constituyen las muertes diarias de residentes en la C.M. entre enero de 1986 y diciembre de 1991. Se han incluido en el estudio 198.688 muertes notificadas durante este período al Registro de Mortalidad de la Consejería de Hacienda de la C.M. A partir de los datos del registro se han construido 435 series con la mortalidad diaria total, por sexo, por grupos de edad (menores de un año, 1-17, 18-44, 45-64, mayores de 64 años) y por causas específicas de mortalidad (tabla 1) según la lista detallada de tres

Tabla 1. Muertes diarias según causas específicas

	Código	Media	Muertes Totales	Desviación Estándar
	CIE-9			
Todas	1 - 989	90,7	198.688	14,4
Orgánicas	1 - 799	85,7	187.828	14,4
Infecciosas	1 - 139	1,6	3.515	1,3
Tuberculosis	10 - 18	0,2	459	0,5
Tumores malignos	140 - 208	21,9	48.018	4,9
Tumores respiratorios	160 - 163	4,6	10.051	2,2
Cáncer estómago	151	1,9	4.164	1,4
Cáncer mama	174	1,7	3.646	1,3
Tumor colon y recto	153 - 154	2,3	5.103	1,5
Endocrino	240 - 279	3,2	7.046	1,9
Diabetes	250	2,1	4.677	1,5
Sida	279,8	0,7	1.632	1,0
Sangre	280 - 289	0,3	710	0,6
Trastornos mentales	290 - 319	1,2	2.624	1,2
Sistema nervioso	320 - 389	1,2	2.712	1,1
Circulatorio	390 - 459	34,5	75.609	7,8
Isquémica	410 - 414	8,2	17.963	3,1
ACVA	430 - 438	8,9	19.484	3,2
Respiratorio	460 - 519	8,3	18.161	3,9
Neumonía	480 - 487	2,8	6.197	1,9
Bronquitis	490 - 496	2,1	4.675	1,7
Digestivo	520 - 579	6,2	13.527	2,6
Cirrosis	571	2,5	5.538	1,6
Nefritis	580 - 589	2,1	4.526	1,5
Congénitas	740 - 759	0,4	830	0,6
Perinatal	760 - 779	0,4	804	0,6
No definidas	780 - 799	2,4	5.202	1,7
Accidentes	800 - 999	5,0	10.860	2,6
Acc. tráfico	810 - 819	1,7	3.756	1,7

dígitos de la CIE-9. La elección de estos grupos se ha realizado en función de un posible comportamiento diferenciado respecto a las causas de mortalidad que a priori deberían ser las de mayor incidencia en cada uno de ellos.

La población diaria total, por sexo y por grupos de edad se ha calculado por regresión lineal entre el Padrón Municipal de 1986 (1 abril) y el Censo del año 1991 (1 marzo).

Para cada serie se calcularon medidas de tendencia central y de dispersión. Se analizó la normalidad con la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Las tendencias se calcularon usando la regresión lineal simple. La detección de periodicidades se realizó mediante el método de la Transformada Rápida de Fourier¹⁹. Para cada serie se realizó el espectro de frecuencias y fases.

La función de densidad espectral mide el aporte de la variabilidad de la serie para cada una de sus posibles frecuencias. Su representación gráfica, en la que las abscisas corresponden a dichas frecuencias y las ordenadas a la función de densidad espectral, constituyen el espectro de frecuencias o periodograma¹⁹. Ocurre que el análisis de la serie temporal en el dominio de las frecuencias es atemporal. Se hace necesario, por tanto, anclar las frecuencias en el tiempo. La representación gráfica de estos valores en cada frecuencia conforma el espectro de fases. La diferencia entre los valores de la fase para cada frecuencia entre dos series temporales constituye el espectro cruzado de fases. Un valor negativo indica retraso, mientras que uno positivo manifiesta un adelanto de una serie con respecto a la otra¹⁹.

En el cálculo se utilizaron 500 lags para detectar las bajas frecuencias significativas y 100 lags para suavizar las altas frecuencias. Los intervalos de confianza se calcularon mediante el método de Chi cuadrado con un valor de *p* inferior al uno por ciento. La aportación de cada sexo, grupo de edad y causa específica en cada periodicidad se calculó como el porcentaje entre el valor de densidad espectral¹⁹ en ese estrato y el valor correspondiente en la serie total. Se obtuvieron espectros cruzados¹⁹ para identificar desfases entre las diferentes causas específicas.

Para la modelización se recurrió a los métodos Box-Jenkins (ARIMA) y a la regresión de Poisson con armónicos. En el primero, para la identificación del modelo, se utilizaron las funciones de autocorrelación (ACF) y de autocorrelación parcial (PACF). La bondad del ajuste se realizó a partir de las ACF y PACF de los residuales y con la prueba de Box-Ljung Portmanteau.

La modelización de Poisson se llevó a cabo mediante un proceso de regresión iterativo y progresivo con componentes de tendencia y armónicos de la onda anual. El nivel de confianza de entrada se estableció en un valor de *p* inferior al cinco por ciento.

En el análisis se utilizaron los paquetes estadísticos BMDP –módulos (1T, 2T)–, SAS –versión 6.09 Módulo ETS–, GLIM 3.77 y Grapher.

Resultados

La figura 1 muestra la distribución de la mortalidad diaria en la C.M. En ella se observa una tendencia creciente y la aparición periódica de excesos de mortalidad localizados en los meses de invierno y en el período estival. Los años 1986 y 1990 presentaron un pico invernal especialmente acusado, mientras que el año 1991 mostró un fuerte exceso estival de mortalidad.

La media diaria de muertes en el período analizado fue de 90,7 defunciones. La tabla 1 muestra la media y desviación estándar de las causas específicas de mortalidad estudiadas en este trabajo. Ocuparon el primer lugar las enfermedades del aparato circulatorio, con 34,5 muertes al día, seguidas por los tumores malignos (21,9) y por las enfermedades del aparato respiratorio (8,3). Por grupos de edad, el 72% de las muertes pertenecieron al grupo de mayores de 65 años, seguidos por el de 45 a 64 años, que supuso el 19%. Dentro de cada grupo cambió la causa primera de muerte, siendo las causas circulatorias las predominantes en el grupo de mayores de 65 años, los tumores en el de 45 a 64 años y los accidentes en el de 18 a 44 años.

La tasa bruta de mortalidad por millón de habitantes presentó una tendencia creciente con pendiente 108,72. 10⁻⁵ estadísticamente significativa. Las tasas disminuyeron en todos los grupos de edad, excepto en los de uno a 17 años y 18 a 44 años. El mayor incre-

Figura 1. Serie de la mortalidad diaria en la Comunidad de Madrid desde enero de 1986 a diciembre de 1991

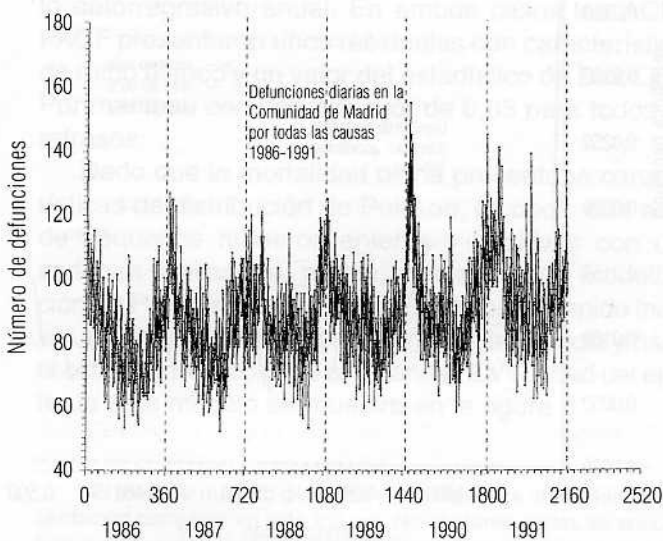
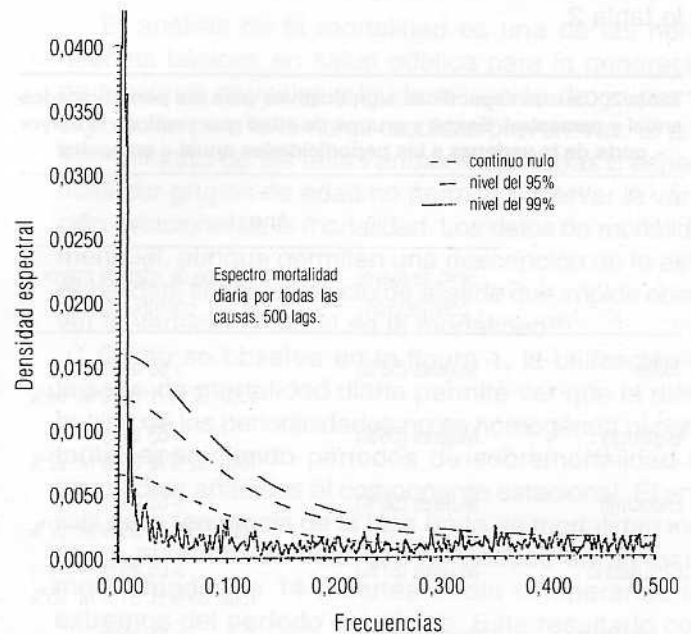


Figura 2a. Espectro de frecuencias para la mortalidad diaria en la C.M. con 500 lags



mento se dio en este último grupo, debido al aumento de las muertes por SIDA. En este grupo la pendiente del ajuste lineal fue cinco veces mayor en los hombres que en las mujeres.

El análisis espectral de la tasa bruta de mortalidad (fig. 2a) detectó periodicidades centradas en las bajas frecuencias (período invernal y estival). La tabla 2 presenta las causas específicas con estacionalidades estadísticamente significativas, así como el sexo y el grupo de edad que mayor porcentaje explican de la varianza en ese ciclo. Así, por ejemplo, en la mortalidad por enfermedades del aparato circulatorio la mayor contribución a la periodicidad anual se debió a las mujeres, con una aportación del 57%. El grupo de mayores de 65 años contribuyó con un 89%. Del total de la aportación de los varones, un 81% fue en este grupo de edad, mientras que en las mujeres ascendió al 95%. En el resto de las causas específicas analizadas y que no aparecen en la tabla 2, la distribución de la varianza fue aleatoria o no alcanzó significación estadística. Por sexos, las mujeres sólo presentaron periodicidades significativas en el grupo de mayores de 65 años. Sin embargo, los hombres mostraron periodicidades desde el grupo de 18 a 44 años en adelante, tal y como se observa en la tabla 3.

La estacionalidad anual estuvo constituida principalmente por el grupo de mayores de 65 años. Para algunas causas específicas este grupo aportó más del 90% de la variación (tabla 2). Fueron las mujeres las que mayor aporte hicieron a esta periodicidad, debido, fundamentalmente, a su contribución a las enfermedades del aparato circulatorio. Los hombres, sin

embargo, tuvieron una mayor aportación a las enfermedades de los aparatos respiratorio y digestivo y a las enfermedades mal definidas, como se presenta en la tabla 2.

Tabla 2. Causas específicas significativas para las periodicidades anual y semestral. Sexos y grupos de edad que explican la mayor parte de la varianza a las periodicidades anual y semestral

	Anual	
	Sexo de mayor contribución	Grupo de edad de mayor contribución
Todas	Mujeres (53%)	> 65 años Total: 92% H: 80% M: 94%
Orgánicas	Mujeres (56%)	> 65 años Total: 92% H: 80% M: 92%
Endocrino	Mujeres (56%)	> 65 años Total: 99% H: 99% M: 97%
Circulatorio	Mujeres (57%)	> 65 años Total: 89% H: 81% M: 95%
Isquémica	Hombres (51%)	> 65 años Total: 85% H: 75% M: 95%
ACVA	Mujeres (53%)	> 65 años Total: 93% H: 89% M: 97%
Respiratorio	Hombres (54%)	> 65 años Total: 89% H: 86% M: 93%
Neumonía	Mujeres (55%)	> 65 años Total: 94% H: 96% M: 91%
Bronquitis	Hombres (62%)	> 65 años Total: 92% H: 87% M: 99%
Digestivo	Hombres (62%)	> 65 años Total: 72% H: 70% M: 74%
No definidas	Hombres (55%)	> 65 años Total: 89% H: 78% M: 99%
Accidentes	Hombres (79%)	18-45 años Total: 55% H: 55% M: 54%
Acc. tráfico	Hombres (68%)	18-45 años Total: 51% H: 56% M: 40%
	Semestral	
	Sexo de mayor contribución	Grupo de edad de mayor contribución
Todas	Mujeres (56%)	> 65 años Total: 82% H: 75% M: 89%
Orgánicas	Mujeres (56%)	> 65 años Total: 85% H: 78% M: 90%
Circulatorio	Mujeres (64%)	> 65 años Total: 92% H: 82% M: 97%
ACVA	Mujeres (73%)	> 65 años Total: 99% H: 99% M: 99%
No definidas	Mujeres (57%)	> 65 años Total: 75% H: 58% M: 92%

Tabla 3. Periodicidades estadísticamente a ($p < 0,01$) según grupos de edad y sexo por todas las causas de mortalidad

	Hombres	Mujeres
< 1 año	Ruido blanco	No periodicidades
1 a 77 años	Ruido blanco	Ruido blanco
18 a 44 años	Anual, semestral, semanal	Ruido blanco
45 a 64 años	Anual, semestral	Ruido blanco
> 65 años	Anual, semestral	Anual, semestral

Dado que el dominio de la frecuencia no permite definir los eventos en el tiempo, se analizó el espectro de fases. Las causas orgánicas alcanzaron su máximo en el mes de enero, precediendo en ocho días los fallecimientos por enfermedades del aparato circulatorio a los causados por enfermedades del aparato respiratorio.

En cuanto a la estacionalidad semestral fueron las mujeres las que aportaron el mayor porcentaje de su variación. Cabe destacar su aporte en los ACVA, donde alcanzaron el 73% de la variación total del pico. El 93% de esta aportación se hizo en el grupo de 65 o más años.

El espectro de la mortalidad por accidentes (fig. 2b) presentó una periodicidad anual y semanal. El espectro cruzado de fases señaló un desfase de 7,2 meses con respecto a la mortalidad por causas orgánicas, alcanzando su máximo en los meses de julio-agosto. El pico semanal estuvo constituido en su mayoría por

Figura 2b. Espectro de frecuencias para la mortalidad diaria en la C.M. por accidentes. 100 lags

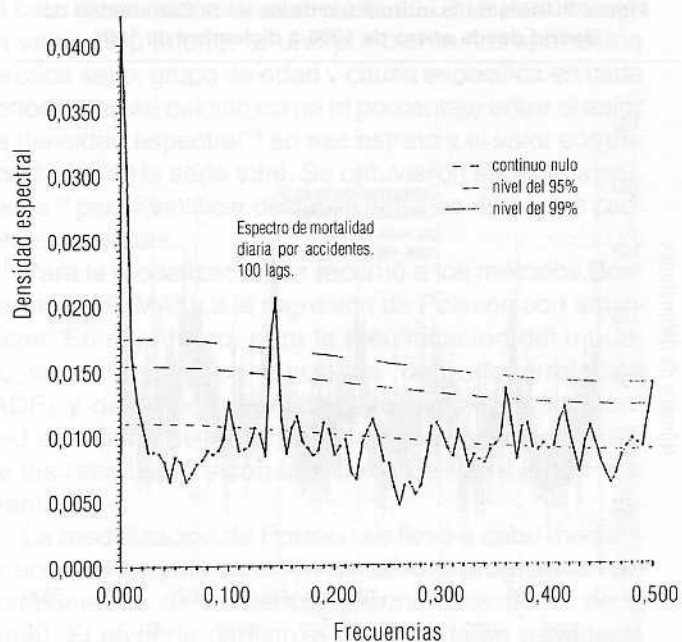
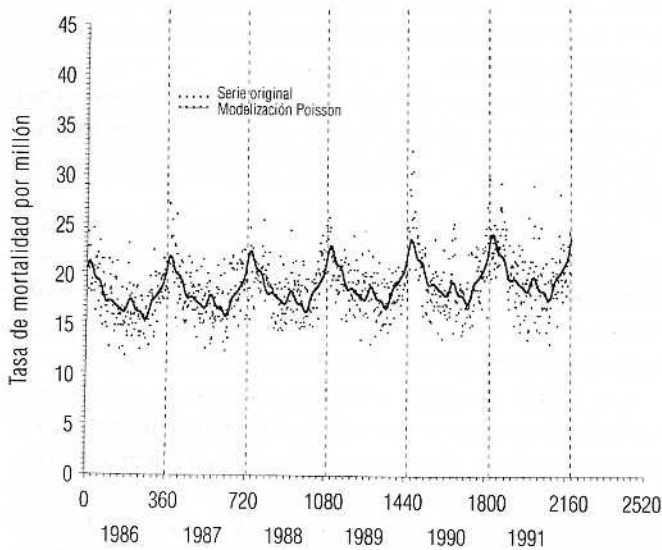


Figura 3. Modelización de la serie de mortalidad diaria en la C.M. por regresión de Poisson



varones (81%) en el grupo de edad de 18 a 44 años (82%). Los accidentes de tráfico presentaron un tercer pico significativo centrado en cuatro meses con similar distribución por edad y sexo que el semanal.

La modelización ARIMA de la tasa bruta de mortalidad a través de sus correspondientes ACF y PACF identificó un modelo multiplicativo con una componente de diferenciación de 365 días, tres componentes de media móvil (diario, semanal y anual) y un componente autorregresivo de orden uno. Los componentes de media móvil están relacionados con los choques aleatorios producidos fundamentalmente por los accidentes, ya que cuando se modelizó exclusivamente la tasa bruta de mortalidad por causas orgánicas desaparecieron los componentes de media móvil, resultando en este caso un modelo autorregresivo de tercer orden y un modelo autorregresivo anual. En ambos casos las ACF y PACF presentaron unos residuales con características de ruido blanco y un valor del estadístico de Box-Ljung Portmanteau con una p mayor de 0,05 para todos los retrasos.

Dado que la mortalidad diaria presentaba características de distribución de Poisson, es decir, una serie de pequeños números enteros y positivos con una varianza similar a su media, se realizó una modelización de Poisson de esta serie. El modelo obtenido incluye un intercepto, una componente de tendencia y hasta el octavo armónico de la onda anual. La bondad del ajuste de este modelo se muestra en la figura 3*.

* El elevado número de tablas y gráficas hace imposible su presentación completa en este trabajo. No obstante, éstas se encuentran a disposición de todas aquellas personas que lo soliciten a la dirección de correspondencia.

Discusión

El análisis de la mortalidad es una de las herramientas básicas en salud pública para la generación de hipótesis causales y la identificación de grupos de exposición para la toma de medidas preventivas. El análisis rutinario de las tasas anuales ajustadas o específicas por grupos de edad no permite observar la variación estacional de la mortalidad. Los datos de mortalidad mensual, aunque permiten una descripción de la estacionalidad, tienen un efecto de alisado que impide observar la variación natural de la mortalidad²⁰.

Como se observa en la figura 1, la utilización de la serie de mortalidad diaria permite ver que la distribución de las periodicidades no es homogénea ni constante, apareciendo períodos de sobremortalidad de pocos días añadidos al componente estacional. El análisis de la tendencia de la tasa bruta de mortalidad indica un aumento de ésta que se traduce en un incremento medio de 14 muertes al día comparando los extremos del período estudiado. Este resultado contrasta con el obtenido por otros autores³ en Holanda, en el cual esta tendencia se centraba principalmente en el grupo de 15 a 44 años y era el SIDA la causa específica de mayor incremento, seguida por las enfermedades infecciosas. A su vez, el trabajo de Mackenbach³ muestra una mortalidad por enfermedades infecciosas del 0,6%, mientras que en nuestro estudio este porcentaje se triplica. Parte de esta discrepancia puede deberse a que el estudio holandés se realizó entre 1979 y 1987, coincidiendo con los primeros casos de SIDA, mientras que el período analizado en nuestro trabajo recoge el crecimiento exponencial de esta epidemia.

Desde el punto de vista de la variación estacional de la mortalidad diaria en la C.M., se observa que presentó un comportamiento análogo al detectado por otros autores en lo relativo al pico invernal^{3-5, 15, 21}. El exceso de mortalidad invernal con respecto a la época estival (13,8%) es similar al de países como Bélgica (13,9), Portugal (13,7)¹, aunque hay que tener en cuenta que el porcentaje encontrado para la C.M. está sesgado, ya que también existe un pico estival que subestima la razón al aumentar el denominador. Este exceso de mortalidad veraniego parece exclusivo del riguroso clima de la C.M., ya que estudios para Barcelona²², con un clima moderado por el Mediterráneo, no presenta periodicidades en las bajas frecuencias.

La distribución de la mortalidad por grupos de edad (mayores de 65 años) apoya la hipótesis, descrita en otros trabajos⁷, de que los cambios biológicos producidos por las bajas temperaturas (hipertensión arterial, aumento de la viscosidad sanguínea y vasoconstricción periférica) afectan más a los organismos que peor se adaptan a estos cambios y son, por tanto, los que más contribuyen al pico de mortalidad a tra-

vés de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares. Además, el hecho de que la mortalidad por esta causa esté adelantada ocho días con respecto a las causas respiratorias indica el efecto directo y a corto plazo de la temperatura sobre la mortalidad por enfermedades cardiovasculares. En el caso de la mortalidad por enfermedades respiratorias existen además otros componentes causales específicos que influyen. Así, por ejemplo, los dos grandes excesos de mortalidad de los años 86 y 91 suceden durante las epidemias de gripe.

Una característica diferencial de la distribución de la mortalidad en la C.M. es la aparición de picos de mortalidad que el espectro de fases centra en el mes de julio. Las altas temperaturas y la fuerte oscilación térmica diaria durante este mes parecen ser las causas ambientales de estos excesos. Factores relacionados con la incapacidad de adaptación al calor^{16,17,23} en los ancianos, así como un aumento de la hemoconcentración y la hipertensión intracraneal, provocarían un incremento de la mortalidad por enfermedades del aparato circulatorio. La distribución por grupos de edad (mayores de 65 años) y causas específicas (ACVA) encontradas en este estudio soporta la hipótesis del efecto del calor sobre la mortalidad. Pan y cols.⁷ detectaron un incremento de la mortalidad del 22% cuando la temperatura supera los 32 grados centígrados, hecho que es muy frecuente en la C.M. durante el mes de julio, explicándose de este modo el pico de mortalidad veraniego.

Tanto en el pico invernal como en el estival, fueron las mujeres mayores de 65 años las que mayor porcentaje aportaron a esa distribución de la varianza (57%). Esto no está en contradicción con una menor mortali-

dad media de las mujeres; dada su mayor esperanza de vida, es más elevado el número de mujeres mayores de 65 años susceptibles a estos excesos de temperatura y se justifica de este modo que el 95% del aporte de las mujeres al pico veraniego se diera en el grupo de 65 y más años.

Es de destacar, asimismo, el pico centrado en el mes de enero para la mortalidad por enfermedades del aparato digestivo, que ha sido descrito con anterioridad por otros autores^{24,25}.

Aunque este trabajo puede presentar sesgos en el análisis por causas específicas de mortalidad, no se dispone de ningún estudio sobre la calidad de la certificación de la causa de muerte en la C.M. que pueda ayudar a orientarnos mejor sobre este aspecto.

La necesidad de cuantificar y de identificar el aspecto determinista de la serie y su componente estocástica para realizar una proyección de la mortalidad diaria ha llevado a una modelización en profundidad de la serie estudiadas. Con respecto a las dos técnicas utilizadas cabe concluir que si bien la modelización ARIMA es capaz de ajustarse más a los extremos de la serie, presentando una gran variabilidad de unos días a otros, consecuencia sin duda del factor de media móvil introducido, la regresión de Poisson suaviza estos efectos y explica de una manera más fiel el comportamiento secular de la serie.

La tendencia hacia una mayor longevidad va a tener como lógica consecuencia un aumento de la población susceptible de verse sometida a estos fenómenos estacionales de sobremortalidad. Se hace necesario, por tanto, identificar los factores externos causantes de estos excesos y modelizar el efecto dosis-respuesta para la toma de medidas preventivas.

Bibliografía

1. McKee CM. Deaths in winter: can Britain learn from Europe? *Eur J Epidemiol* 1989;5:178-82.
2. Lloyd EL. The role of cold in ischaemic heart disease: a review. *Public Health* 1991;105:205-15.
3. Mackenbach JP, Kunst AE, Looman CWN. Seasonal variation in mortality in the Netherlands. *J Epidemiol Com Health* 1992;46:261-65.
4. Kunst AE, Looman CWN, Mackenbach JP. Outdoor air temperature and mortality in the Netherlands: a time-series analysis. *Am J Epidemiol* 1993;137:331-41.
5. Enquesselassie F, Dobson AJ, Alexander HM, Steele PL. Seasons, temperature and coronary disease. *Int J Epidemiol* 1993;22:632-6.
6. Kay-Tee Khaw. Temperature and cardiovascular mortality. *Lancet* 1995;345:337-8.
7. Wen-Harn Pan, Luang-An L, Ming-Kan T. Temperature extremes and mortality from coronary heart disease and cerebral infarction in elderly Chinese. *Lancet* 1995;345:353-5.
8. Choi K, Thacker SB. An evaluation of influenza mortality surveillance. *Am J Epidemiol* 1981;113:215-35.
9. Choi K, Thacker SB. Mortality during influenza epidemics in the U.S. 1967-78. *Am J Public Health* 1982;72:1280-3.
10. Marshall RJ, Scragg R, Bourke P. An analysis of the seasonal variation of coronary heart disease and respiratory disease mortality in New Zealand. *Int J Epidemiol* 1988;17:325-31.
11. Hoppenbroewers T, Calub M, Arakawa K, Hodgman JE. Seasonal relationship of sudden infant death syndrome and environmental pollutants. *Am J Epidemiol* 1981;113:623-35.
12. Derriennick F, Richardson S, Mollie A, Lellouch J. Short term effects of sulphur dioxide pollution on mortality in two French cities. *Int J Epidemiol* 1989;18:186-97.
13. Schwartz J, Marcus A. Mortality and air pollution in London: a time series analysis. *Am J Epidemiol* 1990;131:185-94.
14. Schwartz J. Air pollution and daily mortality in Birmingham, Alabama. *Am J Epidemiol* 1993;137:1136-47.
15. Mackenbach JP, Looman CWN, Kunst AE. Air pollution, lagged effects of temperature, and mortality: the Netherlands 1979-87. *J Epidemiol Com Health* 1993;47:121-6.
16. Gill JS, Davies P, Gill SK, Beevers DG. Wind-chill and the seasonal variation of cerebrovascular disease. *J Clin Epidemiol* 1988;41:225-30.

17. Greenberg JH, Bromberg J, Reed CM, Gustafson TL, Beauchamp RA. The epidemiology of heat-related deaths, Texas-1950, 1970-79, and 1980. *Am J Public Health* 1983;73:805-7.
18. Alberdi JC, Ordovás M, Quintana F. Construcción y evaluación de un sistema de detección rápido de mortalidad mediante análisis de Fourier. *Rev Esp Salud Pub* 1995;69:207-17.
19. Jenkins - Watts. Spectral analysis and its applications. 1968, Molten Day.
20. Katsouyanni K, Pantazopoulou A, Touloumi G. Evidence for interaction between air pollution and high temperature in the causation of excess mortality. *Arch Environ Health* 1993;48:235-42.
21. Ballester F, Merino C, Pérez S. La asociación entre contaminación atmosférica y mortalidad: una revisión de los estudios epidemiológicos recientes. *Rev Esp Salud Pub* 1995;69:177-88.
22. Sáez M, Sunyer J, Castellsagué J, Murillo C, Antó JM. Relationship between weather temperature and mortality: a time series analysis approach in Barcelona. *Int J Epidemiol* 1995;24:576-82.
23. Macey SM, Schneider DF. Deaths from excessive heat and excessive cold among the elderly. *Gerontologist* 1993;33:497-500.
24. Sonnenberg A, Jacobsen SJ, Wasserman IH. Periodicity of hospital admissions for inflammatory bowel disease. *Am J Gastroenterol* 1994;89:847-51.
25. Sonnenberg A, Jacobsen SJ, Wasserman IH. Monthly variation of hospital admission and mortality of peptic ulcer disease: a reappraisal of ulcer periodicity. *Gastroenterology* 1992;103:1192-8.

Press Release

19 March 1996

ExtraMED

A monthly CD-ROM of Third World Medical Journals

ExtraMED is an important new global research and diagnostic tool on CD-ROM, which promotes the literature of the South while supporting its production.

On the initiative of the World Health Organization, the publishers of over 220 biomedical journals from all over the world have joined the *ExtraMED* Consortium. Few of them are included in MEDLINE or other major Western indexing services, although they are among the best of the non-MEDLINE world. The objective has been to put the full image of the whole contents of all these journals onto a monthly compact disk (CD-ROM). Monthly *ExtraMED* disks have been issued since late 1994.

The producers call it a «library on a disk», which, unlike many such claims, is a surprisingly accurate description. Since the information is all catalogued and stored as indexed, high-quality images, you can easily imagine the librarian has returned from the stacks with a photocopy, rather than a print-out from a tiny disk. Extensive searching facilities are provided to locate and print out articles of particular interest.

WHO's objectives in organizing *ExtraMED*

Sometimes the Information Superhighway looks like a one-way street. Nothing but Western information stretching to the horizon, everywhere you look. But is Western information all there is? We think the West has something to learn from the rest of the world.

ExtraMED is a natural consequence of this view. WHO's role has been in the first instance to organize the establishment of the «Consortium of Journals». It has focused on the most important journals contained in WHO's various regional *Index Medicus* projects. WHO has signed agreements with two British companies for production.

For WHO, the main objectives are:

- To enable developing-country health journals to join the international world of knowledge in electronic formats such as CD-ROM, and thus to enhance international awareness of the journals and their countries.
- To assist developing countries in producing their own health information by providing a boost to the income of their principal journals.

The likely audience for *ExtraMED* should be researchers in medical libraries, hospitals and physicians in both developed and developing countries.