

ORIGINALES

CONSTRUCCIÓN Y EVALUACIÓN DE UN SISTEMA DE DETECCIÓN RÁPIDA DE MORTALIDAD MEDIANTE ANÁLISIS DE FOURIER. ESTUDIO DE UN VALOR CON DESVIACIÓN MÁXIMA

Autores: Juan Carlos Alberdi, María Ordovás y Francisca Quintana

Servicio de Epidemiología de la Consejería de Salud.
Comunidad de Madrid.

RESUMEN

Fundamento: Modelar el nivel basal de la mortalidad semanal por todas las causas usando el análisis de Fourier, construir y evaluar un umbral de alarma. El análisis del valor aberrante más alejado del valor predicho puede ser de potencial interés.

Métodos: Se utilizaron en el análisis los registros de mortalidad de la funeraria de Madrid, desde Octubre de 1988 hasta el Septiembre 93. Las frecuencias componentes del modelo se detectaron usando análisis de Fourier. Las muertes esperadas y los límites de sus intervalos de confianza se estimaron por el método de Serfling (16). El umbral de alarma se estableció en 1.96 desviaciones estándar por encima del nivel basal.

Resultados: Se detectaron amplitudes destacadas en las frecuencias correspondientes a períodos de 26, 52, 104 y 156 semanas, de las cuales se muestra que el segundo es el principal y los restantes parecen ser armónicos o satélites múltiplos del principal. En el dominio del tiempo estas frecuencias se corresponden con un pico invernal, un descenso con un ligero pico a inicios del verano y un mínimo anual a finales de Agosto y Septiembre. De las 248 semanas analizadas, 21 superaron el umbral de alarma. De estas 17 estaban relacionadas con epidemias de gripe, 1 con una ola de calor en Julio de 1991. Solo 3 no se pudieron correlacionar con ningún factor causal conocido.

Conclusiones: Presentamos la aplicación de un procedimiento similar al propuesto por R.E. Serfling (1963) para cuantificar el concepto de exceso de mortalidad de W. Farr (1840), en la estimación de la mortalidad endémica empleando como fuente alternativa de datos la propuesta por C. Borrell y A. Plasencia (1991). Los registros de fallecimientos de la funeraria de Madrid proporcionan una información rápida y fiable sobre la aparición de excesos de mortalidad.

Palabras Clave: Mortalidad. Análisis espectral. Umbral de alarma. Valor extremo.

ABSTRACT

Background: To calculate all causes weekly baseline mortality and an alarm threshold using Fourier analysis. To analyse the largest outlier detected in our serie.

Methods: Madrid Undertaker database from October 1988 to September 1993, was used in the analysis. Orthogonal components were detected using Fourier analysis. Expected deaths and confidence limits were fitted using Serfling method. Alarm threshold was placed at a distance of 1.96 standard deviations above baseline.

Results: orthogonal frequencies with significant amplitudes corresponding to periods 26, 52, 104 and 156 weeks were detected. The second was the fundamental and its multiples were harmonics. In the time domain, baseline mortality showed a winter peak, declined to a summer plateau and presented its lowest level at the end of August. 21 weeks exceeded the alarm threshold. Of these 17 were related to influenza epidemics. The largest outlier corresponded to a heat wave in July 1991.

Conclusions: A procedure similar to that proposed by R. E. Serfling (1963) to calculate baseline mortality, an alarm threshold and short term extrapolation using Madrid Undertaker database (C. Borrell, 1991) is presented. Madrid Undertaker database provide accurate and timely information about all causes mortality excess in Madrid.

Key Words: Mortality. Spectral Analysis. Alarm Threshold. Outlier

INTRODUCCIÓN

El análisis de las fuentes oficiales de mortalidad es una de las técnicas básicas utilizadas en epidemiología para la planificación de los servicios sanitarios y la generación de nuevas hipótesis causales¹.

Correspondencia:
Juan Carlos Alberdi,
Servicio de Epidemiología,
Consejería de Salud,
C/ O'Donnell, 52,
28071 Madrid

Esta fuente de información es exhaustiva, accesible y válida para la mortalidad total. El análisis de las causas específicas presenta sesgos por errores en la notificación de la causa básica de defunción en el certificado² y por la utilización de una sola causa de muerte en el análisis. Dado el gran volumen de datos, su recogida, análisis y distribución al público lleva un retraso de 3 años en nuestra Comunidad³.

Si por vigilancia epidemiológica entendemos, "la recolección sistemática y continua de datos, su análisis y rápida distribución para la toma de medidas preventivas"⁴, se hace necesaria la utilización de nuevas fuentes de información que, aunque no reúnan los niveles de calidad y exhaustividad de las estadísticas oficiales, permitan una rápida intervención.

En la literatura se presentan sistemas de información que permiten un análisis rápido de la mortalidad, basados en diferentes estrategias: muestras del total de defunciones⁵, número limitado de localizaciones geográficas⁶, y fuentes alternativas de mortalidad⁷.

Por norma administrativa en la Comunidad de Madrid, las empresas de Servicios Funerarios deben llevar un registro de su actividad con fines estadísticos. La captura de los datos en estas empresas es inmediata y garantiza una cobertura suficiente del total de fallecidos, lo cual permitiría su utilización con fines de vigilancia.

A partir del registro de actividad de la Empresa Municipal de Servicios Funerarios del Ayuntamiento de Madrid, pretendemos modelar, mediante análisis de Fourier, el nivel basal de la mortalidad semanal por todas las causas en Madrid y establecer un nivel de alarma para la intervención. Determinaremos el valor predictivo de este umbral y el número de falsas alarmas que se generaron durante el período de observación. Como muestra de las posibilidades y limitaciones de la base de datos de la funeraria, analizaremos el episodio de sobremortalidad con una mayor desviación estándar con respecto al nivel basal predicho.

MÉTODOS

En el estudio se utilizaron los registros informáticos de actividad de la Funeraria de Madrid, desde octubre de 1988 hasta septiembre de 1993. En el registro se recogen datos demográficos (edad, lugar de residencia), fecha de defunción y causas (principal y básica) según se determina en certificado de defunción. Las causas son literales, no codificadas según ICE 9. Estos datos se recogen en el momento de contratación de los servicios. Para el análisis se utilizaron únicamente los fallecimientos en la ciudad de Madrid. Estos datos no reflejan la totalidad de las muertes. La Empresa Municipal, aunque actúa en régimen de monopolio, no tramita la totalidad de las defunciones. Las empresas de las localidades vecinas realizan un porcentaje de los traslados de cadáveres a otros municipios. La cobertura en la tramitación descendió desde el 99,3% en el año 89 hasta el 87,3% en el año 92.

Los datos individualizados se agruparon por semana epidemiológica (domingo-sábado), para su comparación con los datos del Registro de enfermedades de declaración obligatoria EDO. Se obtuvieron series para el total de muertes semanales y por grupos de edad.

Los datos de temperatura se obtuvieron de la estación de medición de Retiro del Instituto Meteorológico Nacional, situada en el centro de la ciudad. Los datos epidemiológicos de gripe del Registro E.D.O. del Servicio de Epidemiología de la Comunidad de Madrid. El análisis de las causas de mortalidad se hizo a través del Registro de Mortalidad de la Consejería de Salud, con los datos procedentes de las tabulaciones provisionales de los boletines estadísticos de defunción codificados según la CIE IX Revisión. La exhaustividad del registro se estableció a partir de los datos del Registro Civil de Madrid.

Se utilizó el análisis de Fourier^{8,9} para la obtención de la función espectral de densidad con el objetivo de detectar las oscilacio-

nes periódicas de la variable en la serie. En esta transformación los componentes ortogonales son las $f = 1/p$ del dominio de frecuencias, donde p representa los períodos de oscilación posibles de la serie en el dominio del tiempo. Considerando que la serie posee 250 valores de estado observados en la variable, la gama de frecuencias de esta serie se mueve en el rango 0.004 ($p = 250$) y 0.5 ($p = 2$). Cuanto más extensa sea la serie más fino será el espectro de frecuencias del análisis y mayor la probabilidad de detectar la frecuencia principal. Cada frecuencia explica una parte de la variabilidad total de la serie. La representación gráfica de los valores de la variación explicada por cada frecuencia constituye el periodograma. La significación estadística de los valores obtenidos para cada frecuencia puede ser calculada, ya que se distribuyen independientemente de las otras como ji-cuadrada con dos grados de libertad⁸. Las frecuencias con valores estadísticamente significativos se utilizaron para ajustar el siguiente modelo

$$x_t = a_0 + bt + \sum_{n=1}^n (A \cos 2\pi f_n t + B \sin 2\pi f_n t) + e_t^{10}$$

mediante mínimos cuadrados. Se utilizó un método stepwise de regresión para escoger los componentes que explicaban de forma independiente la mayor parte de la variabilidad.

Epidemias de gripe⁶, accidentes y otras causas pueden producir un exceso de mortalidad que altere el nivel basal de este indicador y superen la robustez del modelo (sobre todo la componente de tendencia que es muy sensible a la presencia de valores aberrantes en la serie) produciendo un sesgo en la estimación de los parámetros del modelo. Debido a ello, se estableció un nivel de error alfa conservador de 0.1 para la construcción del primer umbral de alarma.

Para cada valor aberrante se analizaron las causas y se introdujo la información en el modelo en forma de variable de intervención, obteniendo un segundo modelo. Se cal-

cularon los nuevos estimadores y el nivel de alarma. Este modelo iterativo valor aberrante-intervención⁸ permite la obtención del nivel epidémico basal, mejorando las proyecciones a corto plazo y aumentando la sensibilidad del modelo a los cambios epidémicos.

Como estrategia alternativa, se eliminaron los valores aberrantes calculando los estimadores a partir de los valores restantes¹⁰. Los valores missing fueron reemplazados por los predichos por el modelo. La utilización de técnicas de regresión basándose en mínimos cuadrados permite el cálculo del modelo, obviando la presencia de los missing. El umbral de alarma para el modelo definitivo se estableció con un error alfa de 0.05.

La alerta epidemiológica se estableció en el momento en el que el número de muertes observadas superaba el umbral de alarma.

Para el análisis de frecuencias y la generación de los modelos se utilizó el paquete estadístico BMDP PC90, módulos 1T y 2R. Para el método de regresión paso a paso se utilizó un nivel de error alfa de entrada de 0.05 y un 0.10 de salida.

RESULTADOS

En los 3 modelos (Tabla 1), la serie presentó una tendencia ligeramente decreciente, estadísticamente significativa (t Student $p < .05$).

El análisis espectral de la serie original presenta 4 frecuencias con valores estadísticamente significativos, que corresponden a una onda larga con un período de 250 semanas y un ciclo con un período de 52 semanas y sus armónicos a $-2, +2, +3$ (fig 1). Los valores del periodograma para los armónicos eran decrecientes, permitiendo identificar un modelo estacional anual más un componente autorregresivo estacionario. Los períodos correspondientes a estas cuatro frecuencias conforman con los armónicos de la serie de

TABLA I
Modelos de regresión circular

	Modelo I	Modelo II	Modelo III
Constante	428,71	512,45	525,35
Tendencia	-0,27	-0,22	-0,32
sen 0,25/52	—	—	-12,9
cos 0,25/62	-28,93	-27,88	-23,15
sen 1/52	68,59	53,51	50,11
sen 2/52	10,90	12,57	16,79
cos 2/52	-24,55	-11,45	-10,13
cos 3/52	10,10	10,03	12,79
Gripe		55,86	
Calor		181,49	

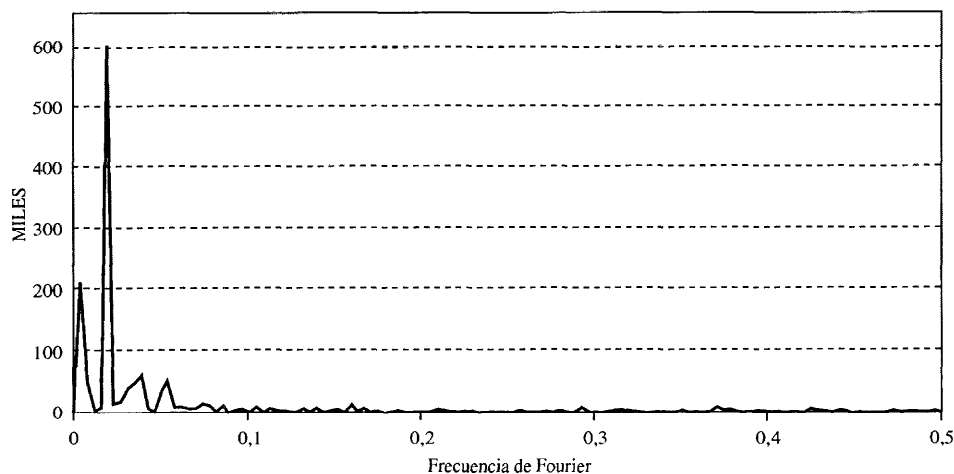
Fourier para simular la oscilación de la variable en el modelo I. El modelo completo fue ajustado a la serie original con el método de regresión por mínimos cuadrados paso a paso. La estimación de los coeficientes del modelo con este ajuste aparece en la Tabla 1. Según el estadístico R, este modelo explica el 65.7% de la variabilidad de la serie original. Al fijar la fase, el modelo determinístico predice un pico invernal, un descenso corta-

do por un ligero pico en julio y un mínimo anual a finales de agosto, inicios de Septiembre. El pico invernal parece presentar una bimodalidad, confundida por las epidemias de gripe. Los modelos cíclicos no la reflejan. La introducción de nuevos armónicos la modelizan, pero la parsimonia en la construcción del modelo lo desaconseja. La R parcial no justifica su introducción en el modelo al no superar el alfa de entrada. El grupo de edad «65 y más» aportaba el 86.4% del valor de densidad espectral de la frecuencia correspondiente a 52 semanas, el 11.7% correspondía al grupo 36-64.

Doce residuales superaron el umbral superior de alarma. Once de ellos se correspondían con las epidemias de gripe 1988-89, 1989-90, 1990-91 y 1993. El año 1992 no presentó ningún pico epidémico. Una semana aislada en el mes de julio de 1991 se encontraba a 5.1 desviaciones estándar del valor predicho por el modelo.

Se inició el análisis de este punto, con una lectura de los datos individualizados para detectar duplicaciones o confusiones en las fechas de defunción. No se encontró nin-

FIGURA 1
Periodograma



guna anomalía. Para descartar la posibilidad de interferencia de los servicios funerarios de las poblaciones vecinas, se comparó la serie de mortalidad de la funeraria con los datos del registro civil y de las estadísticas oficiales de mortalidad. El coeficiente de correlación entre ambas series fue de .965. Las dos series presentaban un pico de mortalidad en los días 17 a 19 de julio.

En la consulta de la hemeroteca no se detectó ningún accidente masivo durante esos días. Al analizar las causas de mortalidad, el mayor aumento se produjo a expensas del infarto de miocardio, accidente cerebrovascular, aterosclerosis y otras enfermedades del aparato circulatorio. También registraron aumentos el grupo de signos, síntomas y estados morbosos mal definidos y en cada grupo de causas los atribuidos a «otras enfermedades» de ese grupo (Tab 2). Por grupos de edad, el más afectado fue el de mayores de 65 años. Dadas las características de los fallecidos se pensó en una ola de calor. En el observatorio del Retiro, la media de las temperaturas máximas para ese mes fue la mayor del siglo, registrándose los días 16 al 18 las temperaturas máximas del siglo para ese

mes en ese observatorio. La mortalidad presentaba un retraso de un día con respecto a la serie de temperatura (fig 2). Dado que las temperaturas no se distribuyen homogéneamente en el area metropolitana, se analizó la distribución de las muertes según distritos postales de Madrid. Se comparó la mortalidad por distrito postal 2 semanas antes y después con la semana en la cual se detectó el exceso. La ji cuadrado fue de 0.34 no significativa estadísticamente. Ningún residual de celda superó el valor de 1.2.

Al introducir variables de intervención para as semanas epidémicas de gripe y para la ola de calor de julio, se obtuvo el modelo II (Tab 1). Está constituido por los mismos componentes cíclicos que el modelo I, pero los valores de la constante y de los coeficientes de los componentes circulares son menores. La R del modelo sube hasta el 71.8%. Cada semana epidémica de gripe añade un exceso de 55 muertos (49 en mayores de 65 años), la ola de calor produjo un aumento de 181 (154 en mayores de 65) sobre el nivel normal en esa época.

Transformando los valores aberrantes en missing se obtuvo el modelo II (Tabla 1).

FIGURA 2

Muertes diarias registradas. Julio 91. Servicios funerarios de Madrid

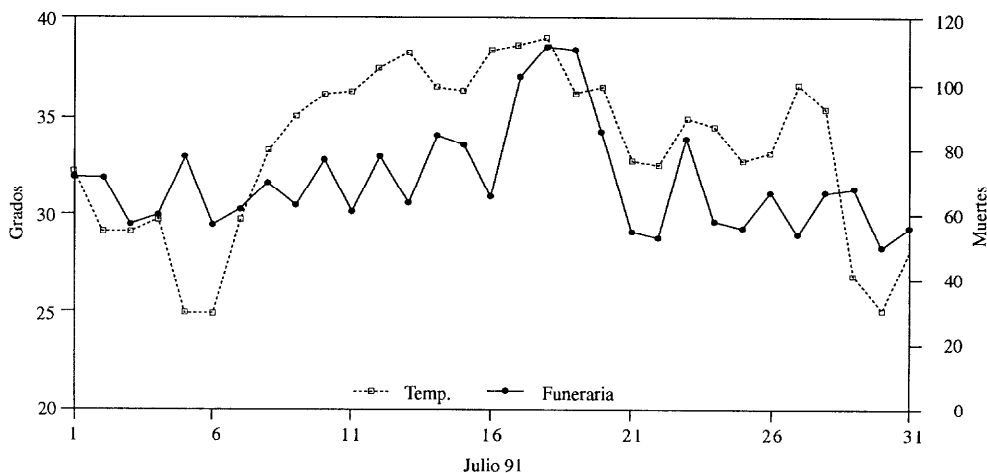


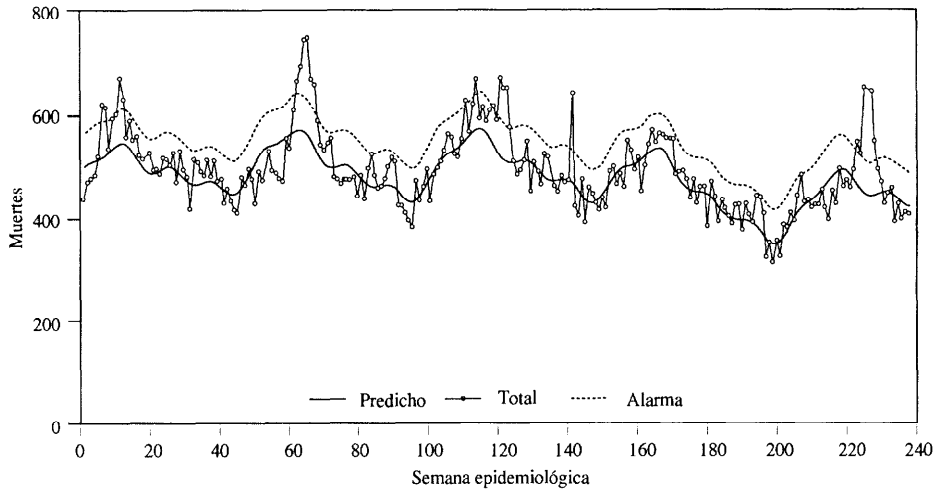
TABLA 2

Distribución de las defunciones según causa, Comunidad de Madrid, junio-agosto 1991

Lista reducida de causas de muerte (CIE 9. ^a rev.)	Semanas epidemiológicas													
	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	TOTAL
Enf. infec. y parasitarias (1-18)	15	15	20	10	11	20	28	15	17	21	12	18	11	213
Tumores (19-45)	184	160	175	174	180	163	195	165	123	191	163	164	154	2.191
Enf. gland. end. y metab. (46-49)	26	29	29	25	28	31	24	21	33	22	18	28	23	337
Enf. de la sangre (50-51)	1	3	5	4	2	3	5	2	1	2	2	4	1	35
Transtornos mentales (52-55)	7	8	14	15	8	12	22	19	19	16	15	11	12	178
Enf. sis. nervioso (56-60)	8	7	7	10	6	4	17	7	11	13	8	12	5	115
Enf. ap. circulatorio (61-69)	224	232	220	256	218	218	325	200	183	226	179	220	204	2.905
Enf. ap. respiratorio (70-73)	57	68	41	63	48	60	87	58	59	55	50	76	54	776
Enf. ap. digestivo (74-77)	48	42	42	45	51	41	50	35	43	39	46	36	41	559
Enf. ap. genito-urinario (78-80)	20	28	13	11	16	16	32	23	11	17	13	24	17	241
Compl. embarazo-parto (81-84)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Enf. de la piel (85)	1	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0	1	1	6
Enf. sis. osteomuscular (86)	3	9	1	5	4	6	5	2	5	5	4	7	4	60
Anomalías congénitas (87)	4	3	6	1	3	5	2	4	1	2	4	1	3	39
Afec. período perinatal (88-89)	1	0	4	1	2	2	1	4	3	2	3	0	0	23
Sign.-sint. mal definidos (90)	15	14	15	17	13	19	26	17	18	19	20	16	21	230
Causas externas (91-99)	32	24	34	39	40	38	41	29	25	28	24	27	22	403
<i>Total todas las causas</i>	<i>646</i>	<i>642</i>	<i>627</i>	<i>676</i>	<i>630</i>	<i>639</i>	<i>861</i>	<i>601</i>	<i>552</i>	<i>658</i>	<i>561</i>	<i>645</i>	<i>573</i>	<i>8.311</i>

FIGURA 3

Modelo con valores missing. Muertes semanales registradas



Este añade un nuevo componente cíclico de baja frecuencia. La R del modelo fue de 66.6%. Con ambas estrategias (intervención-missing) el error estándar de los residuales disminuye, estrechando la banda de alarma.

Los residuales de ambos modelos presentaban una ligera autocorrelación que se correspondía con un modelo autorregresivo de orden 1, detectada a través de la función de autocorrelación y autocorrelación parcial. Esto puede implicar sesgos en el valor de los estimadores y de su intervalo de confianza. Para obviar este problema, se calcularon de nuevo los estimadores utilizando el método de Cochrane-Orcutt para controlar la autocorrelación. Sólo se observó una ligera disminución en los valores de las altas frecuencias. Con el nuevo umbral se siguieron presentando los mismos puntos de alarma, por lo que por rapidez y menor complejidad de cálculo se mantuvieron los modelos iniciales.

Los niveles de alarma de los modelos II y III permitieron detectar 21 semanas que superan nuestro nivel de alarma; 17 de ellas coincidían con semanas epidémicas de gripe, uno con la ola de calor de julio, 2 precedían

a la epidemia de gripe de 1991 y otra en octubre de 1992.

El umbral de alarma definitivo presenta un valor predictivo positivo de 85.71%. Para 3 puntos, de los 21 que superaron el nivel de alarma no se encontró una causa con la cual correlacionarla, pudiendo ser consideradas como falsas alarmas. Dado que ninguno de ellos sobrepasa el valor de 3 desviaciones estándar, entrarían dentro del número de valores esperados en una distribución normal de los residuales. Sin embargo, se observó que la distribución de temperaturas en el período invernal 90-91, a diferencia de los otros años, presenta una bimodalidad. Uno de los picos se corresponde con los dos puntos no explicados y el segundo con los correspondientes a la epidemia de gripe 90-91. La semana del mes de octubre del año 92 presentó una temperatura media 4 grados inferior a todas las semanas de los meses de octubre incluidas en el estudio. Al realizar el análisis bivariado, se observó que la crosamplitud de las series de temperatura y mortalidad se superpone en la frecuencia .019 (período anual) que explica la máxima variabilidad de ambas series. La coherencia (medida similar

al coeficiente de correlación) para esa frecuencia fue de 0.92.

DISCUSIÓN

La tendencia decreciente en el número de muertes semanales, aunque de reducido valor, no parece corresponderse con la esperada en una población con tendencia al envejecimiento como la de Madrid¹¹. Varios factores pueden explicar esta anomalía. El año 92, según datos del registro civil, recoge 1964 muertes menos que el año 91. Su ubicación al final de una serie corta como la analizada (5 años), provoca un efecto de "leverage" tirando de la pendiente hacia abajo. La apertura de hospitales en los pueblos alrededor de Madrid hace que el porcentaje de muertes, inscritas en Madrid con respecto a la Comunidad, disminuya desde el 84.5% en 1976 hasta el 79.9% en 1989, última fecha de la que se disponen datos oficiales³. Dado que la tramitación de muertes hecha por las funerarias de las poblaciones vecinas, viene determinada por problemas legales y logísticos y es invariante con respecto al número de fallecimientos ocurridos en Madrid, una disminución en el número de defunciones provoca una mayor disminución porcentual de los muertos tramitados por la funeraria de Madrid, ya que el número de fallecimientos tramitados por otras funerarias permanece constante. Esto explica parte de la disminución en el porcentaje de cobertura en el año 1992. Durante el año 1993, debido al pico de mortalidad relacionado con la epidemia de gripe y a variaciones en la situación legal del servicio funerario, aumentó la cobertura por encima del 90% (datos preliminares). La validez futura de este umbral de alarma estará condicionada por este factor externo de difícil modelaje. Una disminución de los servicios prestados por la funeraria municipal alteraría la representatividad de la serie con respecto a las muertes inscritas en Madrid.

El componente cíclico de la serie se co-

rresponde con el patrón de mortalidad de las sociedades desarrolladas¹²⁻¹⁵. Un aumento de la mortalidad en los meses invernales, una disminución con un ligero aumento en el mes de julio y un mínimo anual a finales de agosto, principios de septiembre. El pico invernal es explicado en un 84.6% por el grupo de edad 65 y más, un 11.7% por 36-64. Entre las dos estrategias de análisis, utilizadas para la modelización del nivel basal y la construcción del umbral de alarma de la mortalidad, la sustitución de los valores aberrantes por valores perdidos parece la más adecuada, ya que no implica una modelización de los componentes gripe y calor. Por otra parte, utilizando variables de intervención (0,1), atribuimos el mismo efecto sobre la serie estudiada a las diferentes variables relacionadas con los excesos identificados. De esta forma se igualan con respecto a sus efectos sobre la mortalidad, epidemias de gripe producidas por diferentes variantes antigénicas, lo cual es difícil de mantener con la simple observación de la serie. La correcta modelización de cada epidemia de gripe supera los objetivos de este trabajo.

La correlación entre las epidemias de gripe y el exceso de mortalidad general, por causas (cardiovasculares, respiratorias) y por grupos de edad está ampliamente documentada^{16,17,18, 19-23}. Varios episodios de sobremortalidad por olas de calor han sido descritos en USA²⁴⁻²⁶, Holanda²⁷. Durante la ola de calor, la mortalidad no solo está aumentada en la rúbrica de la ICE IX, E900 «calor excesivo»³, también están aumentadas las cardiovasculares (infarto, ACVA) y no definidas. En ello influye la disminución de la adaptación fisiológica al calor (aumento del gasto cardíaco y vasodilatación) en los ancianos, el aumento de plaquetas, colesterol y viscosidad de la sangre^{28,29}. El aumento de mortalidad es mayor en las ciudades por el efecto de isla de calor. Las ciudades retienen calor en edificios y suelo, aumentan la producción de calor por aglomeración humana, tráfico e industria y disminuyen su eliminación al impedir la acción difusora del viento.

En Madrid se ha estudiado este fenómeno³⁰. Las temperaturas máximas se alcanzan en la zona centro. El parque del retiro con su zona arbórea disminuye la temperatura, lo que explica que las máximas observadas estén por debajo de 40 C. A, pesar de las diferencias de temperatura entre las diferentes zonas de la capital no se detectaron variaciones geográficas en la mortalidad, lo que podría indicar una relación dosis-respuesta de tipo logístico y no lineal. La mortalidad crece dentro de un intervalo de temperatura y luego se estabiliza en un máximo.

La elección del nivel de error alfa para el umbral de alarma tiene un componente arbitrario. Un alfa muy reducido, declararía las epidemias muy tarde o no las declararía (baja sensibilidad) mientras que un alfa grande detectaría epidemias no existentes, aumentando las actuaciones de investigación innecesariamente. Se estableció un alfa de .05 que minimizaba ambos errores en los datos observados durante estos 5 años. Se desestimó la utilización del método propuesto por Serfling (se declara exceso de mortalidad cuando 2 semanas consecutivas superan el umbral de alarma fijado en 1.64 desviaciones estándar), debido a que demoraba unasemana la detección del exceso y no aumentaba el valor predictivo del umbral para los datos disponibles en la serie.

Los 3 puntos no explicados que se observan por encima del umbral de detección pueden ser explicados por la variabilidad aleatoria de los residuales. Todos ellos se encuentran por debajo de 3 desviaciones estándar. El hecho de agrupar las muertes por semana permite la pronta detección de excesos, pero aumenta la variabilidad de los valores observados, lo cual aumenta la posibilidad de obtener valores aberrantes por azar. Utilizar datos mensuales disminuiría la variación aleatoria de las observaciones, pero perderíamos agilidad en la detección y capacidad de identificar brotes al ponderar las observaciones.

Por otra parte, los indicios que parecen correlacionar estos puntos con variaciones

en la distribución estacional de las temperaturas sugieren la realización de estudios posteriores con datos de mortalidad oficiales que permitan cuantificar esta relación.

El alto valor predictivo del modelo justifica su utilización como un sistema rápido de detección de excesos de mortalidad. Solo 3 semanas en 5 años hubieran desencadenado una actuación de investigación, en la cual no se hubiera podido demostrar una asociación causal. El umbral de alarma permitió detectar 4 epidemias de gripe y la ola de calor no detectada por ningún otro sistema de información. La facilidad del cálculo de los estimadores (regresión circular con mínimos cuadrados) permite recalculer el modelo con cada nueva semana de observación y establecer proyecciones para la semana siguiente.

Un sistema de información como el presentado, permite con un bajo coste en recursos humanos y materiales, detectar en un tiempo mínimo (1 semana de retraso) y cuantificar de forma aproximada los costes humanos de los excesos de mortalidad en el area geográfica que cubren. La rapidez en la detección y análisis de los posibles factores causales, permite la transmisión de la información a los responsables de los servicios asistenciales, así como la difusión de medidas preventivas a la población a través de los medios de comunicación.

BIBLIOGRAFÍA

1. Dever A. *Epidemiology in Health Service Management*. Maryland. Aspen Publishers Inc, 1984
2. Schnatter AR, Acquavella JF, Thompson FS. An analysis of death ascertainment and follow-up through statistics Canada's mortality data base system. *Can J Publ Health* 1990;81:60-65
3. Consejería de Salud. *Estadísticas del Movimiento Natural de la Población de la Comunidad de Madrid. III Defunciones*. Madrid: Einsa, 1989

4. Thacker SB, Berkelman RL. «Public Health Surveillance in the United States». *Epidemiol Rev* 1988;10:535-543
5. Katzoff M. The application of time series forecasting methods to an estimation problem using provisional mortality statistics. *Stat Med* 1989;8:335-341
6. Choi K. and Thacker S.B. An evaluation on influenza mortality surveillance 1962-1979. I. Time series forecasts of expected pneumonia and influenza deaths. *J Epidemiol* 1981;113(3):215- 226
7. Borrel C, Plasencia A, Thio S, M M. Vigilancia epidemiologica de la mortalitat a partir dels enterraments. *Gac Sanit* 1991;22(5):6-16
8. Wei W.S. Time series analysis. Univariate and multivariate methods. California: Addison-Wesley Publishing Company, 1990.
9. Batschelet E. Circular statistics in biology. London: Academic Press, 1981.
10. Lui K, Kendall AP. Impact of influenza epidemics on mortality in the United States from October 1972 to May 1985 (Appendix). *Am J Public Health* 1987;77(6):712-716
11. Consejería de Economía. Censos de población y vivienda de 1991 de la Comunidad de Madrid. Tomo I: Características demográficas básicas y fecundidad de la población. Madrid: Einsa, 1993
12. Mackenbach JP, Kunst AE, Looman CWN. Seasonal variation in mortality in the Netherlands. *J Epidemiol Comm Health* 1992;46:261-265
13. Gill JS, Davies P, Gill SK, and Beevers D.G. Wind-Chill and the seasonal variation of cerebrovascular disease. *J Clin Epidemiol* 1988;41(3):225-230
14. Enquelas F, Dobson AJ, et al. Seasons, Temperature and coronary discasc. *Int J Epidemiol* 1993;22(4):632-636
15. Marshall RJ, Scragg R and Bourke P. An analysis of the seasonal variation of coronary heart disease mortality in New Zealand. *Int J Epidemiol* 1988;17(2):325-331
16. Serfling RE. Methods for current statistical analysis of excess pneumonia-influenza deaths. *Public Health Rep* 1963;78(6):494-506
17. Goldstein IG, and Block G. A method for surveillance of influenza epidemics. *Am J Publ Health* 1976;66(10):992-993
18. Clifford RE, Smith JWG, Tillet HE, Wherry PJ. Excess mortality associated with influenza in England and Wales. *Int J Epidemiol* 1977;6(2):115-128
19. Alling DW, Blacwelder WC, Stuart-Harris CH. A study of excess mortality during influenza epidemics in the United States 1968-1976. *Am J Epidemiol* 1981;113:30-43
20. Choi K. Thacker S.B. Mortality during influenza epidemics in the United States, 1967-1978. *Am J Publ Health* 1982;72(11):1280-1283
21. Glezen W.P. Serious morbidity and mortality associated with influenza epidemics. *Epidemiol Rev* 1982;4:25-44
22. Stroup DF, Thacker SB, Herndon JL. Application of multiple time series analysis to the estimation of pneumonia and influenza mortality by age 1962-1983. *Stat Med* 1988;7:1045-1059
23. Egger M, Jennings T S, Spuhler T, Zimmermann HP, Paccaud F, Somaini B. Sterblichkeit wahrend Grippeepidemien in der Schweiz 1969-1985. *Schweiz. Med Wschr* 1989;119:434-439
24. Centers for Disease Control. Heat-wave-related morbidity and mortality. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep* 1988;37:390-391
25. Jones TS, Liang AP, Kilbourne EM, Griffin MR, Patriarca PA, Fite SG et al. Morbidity and mortality associated with the July 1980 heat wave in St Louis and Kansas City Mo. *JAMA* 1982;247(24):3327-3331
26. Martínez BF, Anest JL, Kilbourne EM, Kirk ML, Lui KJ, Smith SM. Geographic distribution of heat-related deaths among elderly persons. *JAMA* 1989;262(16):2246-2250
27. Kunst AE, Looman WN, Mackenbach JP. Outdoor air temperature and mortality in the Netherlands: A time series analysis. *Am J Epidemiol* 1993;137(3):331-341.

28. Keatinge WR, Coleshaw SRK, Easton JC et al. Increased platelet and red cell counts, blood viscosity and plasma cholesterol levels during heat stress, and mortality from coronary and cerebral thrombosis. *Am J Med* 1986;81:795-800
29. Martín Vide J. Fundamentos de climatología analítica. Madrid: Síntesis, 1991
30. López Gómez A et al. El clima urbano. Teledetección de la isla de calor en Madrid. Madrid: MOPT, 1993