

Ensayo de modelos matemáticos para el pronóstico de situaciones epidémicas de las Enfermedades Diarreicas Agudas en Cuba

Andrés M. Alonso F., Armando Aguirre J.

Instituto de Medicina Tropical "Pedro Kourí"
Departamento de Bioestadística y Cómputo
Apartado postal 11500 La Habana - Cuba

Resumen

Se exponen los resultados del ensayo con los modelos Box-Jenkins para el pronóstico de situaciones epidémicas de las enfermedades diarreicas agudas (EDA). La precisión que se alcanzó en el pronóstico y la sensibilidad obtenida para los límites de variabilidad endémica de las tasas de notificaciones, permiten suponer que valores superiores al umbral sea un indicio de probable brote epidémico de EDA y como tal debe ser investigado.

Palabras clave: Modelo Box-Jenkins, enfermedades diarreicas agudas, pronóstico, Cuba.

Abstract

Essay with mathematical models for the prognostic of epidemic situations of the Acute

Diarrheic Diseases (ADD) in Cuba. Results are shown on this essay with the models Box-Jenkins for the prognostic of epidemic situations of the Acute Diarrheic Diseases (ADD). The precision reached in the prognostic and the sensibility obtained for the limits of endemic variability of the rates of notifications let suppose that values higher than the threshold mean a probable epidemic outbreak of ADD and as such should be investigated.

Key words: Box-Jenkins models, acute diarrheic diseases, prognostic, Cuba.

INTRODUCCION

En la mayoría de los países de América Latina y el Caribe, las enfermedades diarreicas constituyen una de las tres causas más comunes de enfermedad. Esto provoca una gran demanda de atenciones en los servicios de salud, y por lo tanto ocupa una gran parte de tiempo de los médicos, las enfermeras y otros miembros del equipo de salud de los países de la región (OPS, 1978). En Cuba, las enfermedades diarreicas agudas (EDA), conocida también por gastroenteritis, constituyeron hasta el año 1965 la primera causa de muerte infantil y la tercera causa de muerte en todas las edades (Riverón, 1986). A partir del año 1963, con la puesta en ejecución del Programa de Lucha contra la Gastroenteritis, el país logró una reducción efectiva de la mortalidad por esta causa (Riverón, 1982, 1989).

No por esto deja de ser importante la vigilancia epidemiológica de estas enfermedades. Por una parte, el intercambio económico y sociocultural con países de muy diversas partes del mundo, las condiciones de nuestros sistemas de abastecimiento de agua y alcantarillado y los continuos cambios en la biología microbiana, obligan a mejorar todo el sistema para mantener las altas de mortalidad

alcanzadas y reducir al mínimo la morbilidad a corto y largo plazo (Gonzalez, 1981).

En marzo de 1991 los Centros para el Control de Enfermedades de los Estados Unidos de América realizaron una investigación epidemiológica del cólera en las ciudades de Piura y Trujillo, Perú. Las conclusiones del estudio arrojan que la fuente principal de transmisión era el agua potable, con puntos potenciales de contaminación en los pozos, la red de distribución y las casas (OPS, 1991).

La ubicación geográfica de Cuba en la zona donde se está desarrollando la epidemia, el intercambio de viajeros entre nuestro país y otros del área, y las limitaciones en la disponibilidad de recursos técnicos para poder mantener un estricto control de calidad del agua potable de consumo poblacional, hacen a nuestro país un punto vulnerable a la introducción del cólera.

Teniendo en cuenta estas condiciones, consideramos conveniente disponer de algún instrumento epidemiológico para detectar la posible aparición de una epidemia de EDA.

El problema consiste entonces en hallar los valores endémicos que debe tomar la tasa de reportes por diarrea aguda en el futuro, así como los límites de

variación máximos en que puede fluctuar. Se utilizará como criterio de alerta la observación de dos valores consecutivos de la tasa de notificación por encima del umbral epidémico, según Serfling (Serfling, 1963).

En nuestra consideración todos los grupos de población deben ser observados atentamente, pero entre ellos el de 15 a 65 años debe ser especialmente vigilado, pues se conoce que para la vigilancia del cólera en zonas no endémicas la ocurrencia de una cantidad desusadamente elevada de casos de diarrea deshidratante en personas de más de 10 años de edad es suficiente con toda probabilidad para indicar la posible presencia de cólera (OMS, 1980).

MATERIALES Y METODOS

Se tomaron las series de reportes semanales por EDA para el grupo de 15 a 64 años de edad en cada una de las provincias del país durante el período 1986-1989. Las series del año 1990 fueron separadas para ser utilizadas como patrón de comparación de los pronósticos obtenidos. Con estas series se calcularon las tasas de reportes, dividiendo las cifras de casos reportados entre los volúmenes de población correspondientes, con el objetivo de obtener medidas susceptibles de comparación a través del tiempo.

Se utilizó el enfoque Box-Jenkins (ARIMA) para el análisis de series, que considera cada una de las series temporales como la realización de un proceso estocástico estacionario subyacente. La aplicación de los modelos Box-Jenkins exige que las series sean estables en la varianza y que la autocorrelación serial sea independiente del tiempo. Los resultados de la comprobación de la estabilidad respecto a la varianza arrojaron que las varianzas no oscilaban en correspondencia con la oscilación de la medias estacionales, por lo que se desechó una transformación de tipo logarítmica. Se seleccionó entonces la transformación de Box-Cox para $l_1=0.5$ y $l_2=0$ que se considera una transformación intermedia² (Vandaele, 1983).

$$W_t = \frac{(Z_t + l_2)^{l_1}}{1 + g_1^{t-1}}$$

Donde: l_1 es el parámetro que manifiesta la intensidad de la transformación. l_2 se toma tal que $Z + l_2$ sea positivo, y g es la media geométrica serial.

RESULTADOS

Las configuraciones típicas propias de los modelos ARIMA se obtuvieron a partir del análisis de las funciones de autocorrelación simple y parcial de las series, y aunque con las ligeras diferencias se observó que las series seguían generalmente un patrón del tipo

AR₂X SAR(2)₅₂+ constante. En la Tabla 1 se ofrecen los modelos ajustados para cada serie y el valor de algunos estadígrafos empleados para estimar su educción, como el valor

$$Q(K) = n(n+2) \sum_{i=1}^k \frac{r_i^2}{n-i} \sim \chi^2(k) \quad (2)$$

Donde n es la cantidad de observaciones de la serie y k es la cantidad de auto correlaciones utilizadas en el análisis.

Con los modelos seleccionados se procedió al cálculo de los parámetros de los polinomios AR y MA estacionales y no estacionales, así como la media de la serie y la constante del modelo a través del algoritmo de Macquard T (Macquard, 1963). Los valores iniciales esenciales para algoritmo anterior se calcularon por el procedimiento de pronóstico hacia atrás (backforecasting); como este procedimiento adiciona un número considerable de observaciones, el valor de $Q(k)$ generalmente aumenta, lo que hace que la probabilidad p disminuya, no obstante se utilizó este procedimiento debido a que obtuvo una aproximación más precisa al patrón estacional de la serie.

Con los modelos ajustados para cada provincia se procedió al pronóstico de la temporada estacional de 1990. A los valores pronosticados para cada provincia se le calculó un intervalo de confianza de 95%.

Los valores del pronóstico y sus umbrales superior e inferior se transformaron a su escala natural mediante la transformación inversa de Box-Cox, con lo que recobraron su interpretación original. Estos valores fueron representados gráficamente sobre un sistema de coordenadas cartesianas a escala, a continuación se planteó el valor observado de la tasa para cada semana de 1990. Los resultados para las provincias Ciudad de La Habana, Cienfuegos y Las Tunas se muestran en las figuras 1-3.

DISCUSIÓN

En casi todos los modelos ajustados aparece en la matriz de correlación de los parámetros una alta correlación entre los componentes AR(1) y AR(2) del modelo. Esta situación apunta hacia una hiperparametrización de los modelos empleados, sin embargo; los intentos de suprimir la componente AR(2) llevaron generalmente a valores de p menores que 0.05, indicando que el modelo no era adecuado.

Todo esto hace pensar que el modelo más típico para estas series sería:

$$(1-r_2B^2)(1-R_1B^{52} - R_2 - R_2B^{104})(W_t - \bar{W}) = a_t \quad (3)$$

Sin embargo, el software estadístico estándar

disponible STATGRAPHICS, SPSS/PC+ no permite la estimación directa de modelos de este tipo. Para la resolución numérica del modelo anterior se hace necesaria la exploración de paquetes más específicos en el tratamientos de series, como BMDP- o RATS 386.

En cuanto. al error de pronóstico, se demuestra teóricamente que la media de la distribución del pronóstico con un modelo de ARIMA minimiza el valor esperado de :

$$\sum_{n=1}^{52} C(a_n) = \sum_{n=1}^{52} (Z_{n+h} - Z_n(h))^2 \quad (4)$$

Donde Z es el valor observado de la tasa y Z (h) es el valor pronosticado.

Por último, es necesario señalar que la amplitud de los intervalos de confianza para los pronósticos, en los cuales puede fluctuar la tasa de notificaciones por EDA, sin que pueda considerarse la situación como alarmante, osciló entre 5.62 y 26.93 casos por 10.000 habitantes, estando su media en 10.28 casos por 10.000 habitantes. En las provincias Holguín, Granma, Santiago de Cuba y Guantánamo el canal endémico pronosticado detectó las alzas en las notificaciones que se observaron en el año 1990.

BIBLIOGRAFIA

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M.1970. Time series Analysis,

Forecasting and Control. San Francisco, Holden-Day, 174- 178.

GONZALEZ, E.; MONTE, R.; FERNANDEZ, I.1981. Bases del sistema vigilancia epidemiológica para enfermedades diarreicas agudas. Rev. Cub. Hig Epidemiol,19(2): 281-289.

MACQUQRDT, D. W. 1963. An Algorithm for last Squares Estimation of Nonlinear Parameters. IJAM, 2,431-441.

OMS. 1980. Cólera y otras enfermedades diarreicas asociadas con vibriones. OMS/DDC/EPE/80.3, página 30.

OPS. 1978. Manual de Tratamiento de la diarrea. 1-3

OPS. 1991. Condiciones de la salud ambiental y la vulnerabilidad al cólera en América Latina y el Caribe. Boletín Epidemiológico, 12 (2): 5-10.

RIVERON, R. 1986. Mortalidad por enfermedades diarreicas agudas en menores de 5 años. Cuba, 1959-1983. Rev. Cub. Hig. Epidemiol, 24(2): 135-145, 1986.

RIVERON, R. ; GUTIERREZ, J. A. 1982. Enfermedades diarreicas agudas en América Latina, 1970-1979. La situación en Cuba. Bol Sanit Panam, 92(6): 508-517.

RIVERON, R. 1989. Mortalidad por enfermedades diarreicas agudas en menores de 5 años. Cuba, 1959-1987. Bol Sanit Panam, 106:117-125.

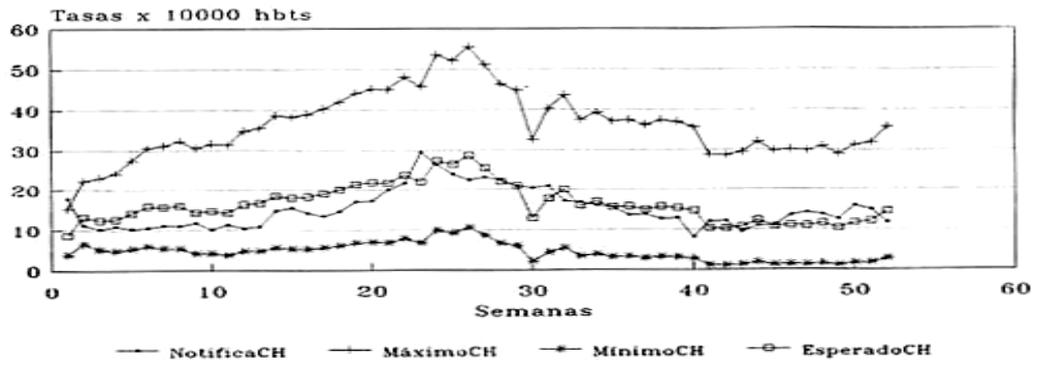
SERFLING, R. E. 1963. Methods for Current Statistical Analysis of Excess of Pneumonia and Influenza Deaths Rep, 78, 496-506.

VANDAELE, W. 1983. Applied Time Series and BoxJenkins Models. New York, Academic Press, 15-19.

TABLA 1. Modelos ARIMA estacionales seleccionados y su adecuación al período 1986-1989.

Prov.	AR (p)	SAR (p)	MAR (Q)	p (Q)	Media de los residuos	Varianza de los residuos
PR	2	2	O	0.078	-0.042	1.433
PH	2	2	O	0.928	-0.034	12.592
CH	2	2	O	0.389	-0.148	16.047
MT	1	2	O	0.501	-0.022	3.098
VC	2	2	O	0.930	-0.078	4.975
CF	1	1	1	0.102	-0.112	9.802
SS	2	2	O	0.170	-0.01,9	5.035
CA	2	1	1	0.139	-0.085	6.986
CM	2	1	O	0.384	-0.002	7.699
LT	2	2	O	0.152	-0.039	1.838
HO	2	2	O	0.736	-0.053	1.592
GM	2	2	O	0.429	-0.056	3.022
SC	2	2	O	0.507	-0.034	1.802
GT	2	2	O	0.833	-0.023	1.899

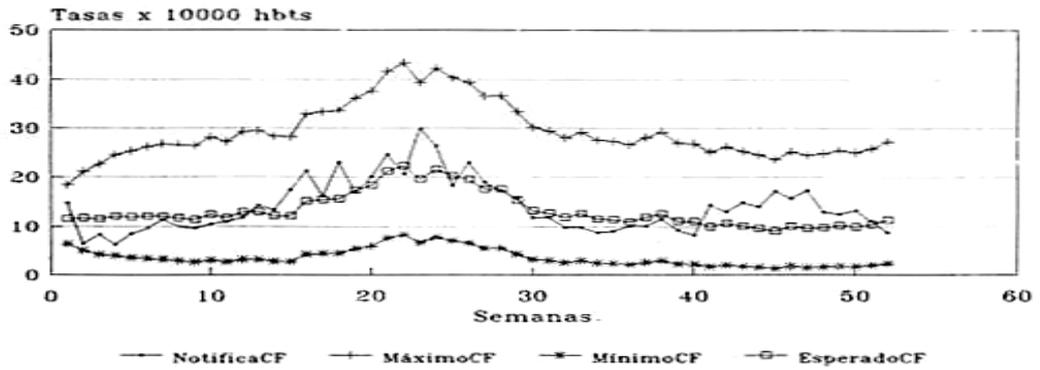
Tasas semanales de notificaciones por EDA. Grupo de 15 a 64 años. 1990.



Fuente:EDO.

Figura 1. Provincia Ciudad de La Habana.

Tasas semanales de notificaciones por EDA. Grupo de 15 a 64 años. 1990.

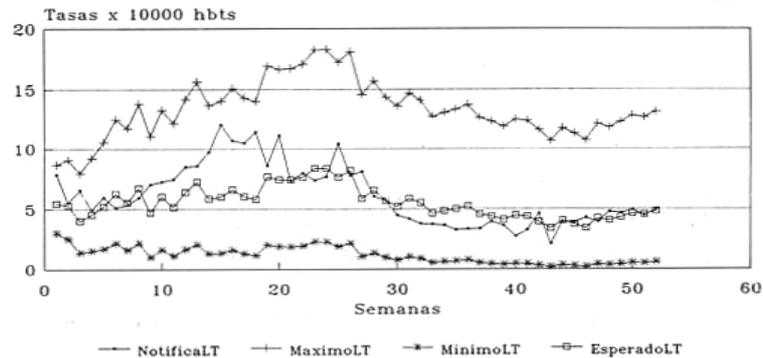


Fuente:EDO.

Figura 2. Provincia Cienfuegos.

Andrés M. Alonso F., Armando Aguirre J.

Tasas semanales de notificaciones por EDA. Grupo de 15 a 64 años. 1990.



Fuente:EDO.

Figura 3. Provincia Las Tunas.

¡ SUSCRIBASE YA A MedULA !
Revista de la Facultad de Medicina de la Universidad de Los Andes

Volumen 1 (4 números)

Subscripción persona Bs. 900

Subscripción institucional Bs. 1.200

Volumen 2 (4 números)

Subscripción personal Bs. 1.200

Subscripción institucional Bs. 1.900

Envíe su cheque bancario a nombre de MedULA, apartado 870, Mérida 5101.