ORIGINAL

Evaluación de modelos de series temporales para la previsión de la demanda de emergencias sanitarias

José DÍAZ-HIERRO¹, José Jesús MARTÍN MARTÍN², ÁNGEL VILCHES ARENAS³, MARÍA PUERTO LÓPEZ DEL AMO GONZÁLEZ², José MARÍA PATÓN ARÉVALO¹, CLARA VARO GONZÁLEZ⁴

¹Empresa Pública de Emergencias Sanitarias, Málaga, España. ²Universidad de Granada, España. ³Universidad de Sevilla, España. ⁴Investigador independiente, España.

CORRESPONDENCIA:

José Díaz Hierro Avda. Benyamina Urb. Playamar, Torre 12, 2°A 29620 Torremolinos. Málaga, España E-mail: jdiaz@epes.es

FECHA DE RECEPCIÓN: 15-12-2011

FECHA DE ACEPTACIÓN: 10-2-2012

CONFLICTO DE INTERESES: Ninguno

Objetivo: Evaluar las ventajas de la utilización conjunta de 6 modelos de series temporales para mejorar la gestión de la demanda a corto plazo de llamadas de emergencias sanitarias.

Método: Se ha analizado la demanda de emergencias sanitarias en el Servicio Provincial de Málaga entre 2004 y 2008 mediante 6 modelos desarrollados con *software* estándar, tres modelos de descomposición y tres econométricos, que consideran meses estivales y valores atípicos, casos de gripe y número de pernoctaciones como variables exógenas. La comparación de modelos se ha realizado mediante test econométricos habituales: la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RMSE), el error absoluto porcentual medio (MAPE) y el máximo del error absoluto porcentual medio (MaxAPE) entre otros.

Resultados: Los modelos presentan un MAPE inferior al 5%. En la fase de estimación, el modelo ARIMA con intervención presenta la menor RMSE. El modelo estructural armónico obtiene el menor recorrido entre el MAPE y MaxAPE. En la fase de validación, el modelo ARIMA con intervención muestra el peor ajuste, y el modelo estructural armónico y ARIMAX los mejores.

Conclusiones: Él empleo simultáneo de los modelos genera un intervalo de pronósticos de demanda de emergencias que mejora la planificación a corto plazo. Los modelos de descomposición y ARIMA con intervención alertan ante cambios inesperados, mientras que los modelos que incorporan variables exógenas, ARIMAX y estructural armónico, introducen escenarios alternativos de planificación, mejoran el conocimiento de la demanda y apoyan la toma de decisiones. Su implementación con software estándar disminuye los costes de aplicación en centros de emergencias. [Emergencias 2012;24:181-188]

Palabras clave: Emergencias sanitarias. Previsión. Tendencia. Organización y administración.

Introducción

Los centros de llamadas de emergencias sanitarias se han convertido en una tercera puerta de entrada a los sistemas sanitarios, que ejercen influencia sobre atención primaria y especializada. Las personas demandantes que se encuentran en una situación de urgencia o emergencia realizan una llamada y su episodio puede ser resuelto bien con consejos sanitarios, bien con movilización de algún recurso. La gestión de un centro de llamadas de emergencias sanitarias se basa en ofrecer un nivel de servicio con respuesta rápida y equilibrio de costes. La carga de trabajo se determina

atendiendo a los tiempos de asistencia y al volumen de demanda. Este trabajo se centra en el pronóstico de este último aspecto. Además, la mejora en la eficiencia en la gestión de centros de emergencias adquiere especial significado en los periodos de crisis económica profunda como el actual. Los instrumentos de pronóstico de las demanda de llamadas recibidas son un elemento clave para una estrategia sostenida de mejora y creación de valor.

Aunque tradicionalmente se ha utilizado el método de las medias móviles, en el ámbito académico se ha prestado atención a otros métodos más complejos, particularmente el análisis de se-

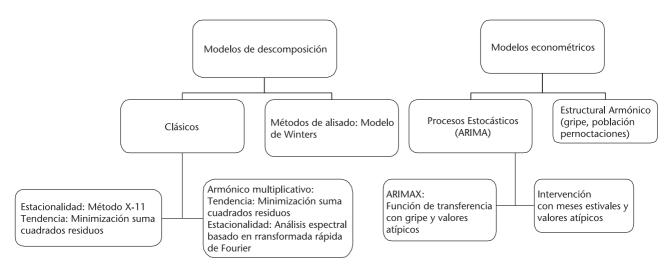


Figura 1. Modelos de series temporales. Fuente: Elaboración propia.

ries temporales¹⁻⁴, especialmente apropiados para las previsiones a corto plazo, al permitir detectar cambios de comportamiento en la serie y posibilitar una intervención rápida⁵. Existen dos aproximaciones relevantes: los métodos clásicos de análisis basados en la descomposición de la serie, y los modelos econométricos, que permiten incorporar variables exógenas que posibilitan el estudio de la causalidad^{2-4,6-12}. El análisis comparativo de distintos modelos, aunque más limitado¹³⁻¹⁵, sugiere que una mayor complejidad no va asociada necesariamente a mejoras significativas, y señala la utilidad de incorporar variables exógenas para ajustar las previsiones.

El objetivo del presente estudio es evaluar comparativamente los modelos que mejor pronostiquen las llamadas recibidas en un centro de emergencias de Málaga y valorar los potenciales efectos sinérgicos de su utilización conjunta. Es el primer estudio que combina 6 métodos de series temporales, que incluyen las variables exógenas, susceptibles de ser resueltos con software estándar, y analiza las ventajas comparativas de cada uno, así como el valor añadido de su utilización conjunta.

Método

Se ha realizado un estudio observacional descriptivo ecológico de las series temporales de las llamadas recibidas mensualmente desde enero de 2004 a diciembre de 2008 en el centro de emergencias de la Empresa Pública de Emergencias Sanitarias (EPES) en Málaga. Se utilizó como periodo de estimación 2004-2007 y como periodo de validación 2008 para valorar el poder predictivo de los modelos. El ámbito de estudio es la atención

urgente y emergente extrahospitalaria de la provincia de Málaga, con una población de 1.600.000 habitantes. Las fuentes de información empleadas han sido el sistema de información de EPES, las estimaciones de la población de Málaga¹⁶, el registro de pernoctaciones¹⁷ y el registro de enfermedades de declaración obligatorias¹⁸ del Instituto Nacional de Estadística.

La selección de los métodos se ha efectuado combinando dos criterios: la adecuación de la estructura de los datos a los modelos y la existencia de software estándar para su aplicación. Los 6 modelos seleccionados han sido: armónico multiplicativo, método X-11 de desestacionalización, alisado de Winters, autorregresivo integrado de medias móviles (ARIMA) mediante el análisis de intervención con meses estivales y los valores atípicos, ARIMA con función de transferencia de los casos declarados de gripe (ARIMAX), y un modelo estructural armónico, con población, casos de gripe y número de pernoctaciones como variables exógenas (Figura 1). Las técnicas y estadísticos utilizados para cada uno de los modelos se describen en la Tabla 119-23.

La comparación de modelos se ha realizado mediante la R² estacionaria, la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RMSE), el error absoluto porcentual medio (MAPE), que debe ser inferior al 5% para alinear los pronósticos con los objetivos presupuestarios, el MaxAPE (máximo del error absoluto porcentual medio)²⁴, y el criterio BIC (Bayesian Information Criteria) normalizado²⁵.

En los contrastes de hipótesis se ha considerado un nivel de significación de 0,05, e intervalos de confianza (IC) al 95%. El análisis se ha efectuado con los paquetes estadísticos SPSS v.18 y Eviews 5.1.

Tabla 1. Técnicas y test estadísticos aplicados

Modelos	Tendencia	Estacionalidad	Pruebas generales						Parsimonia	Bondad
			Test residuos			Significación parámetros		específicas		
			Normalidad	Heterocedasticidad	Independencia	Individual	Conjunta			
Análisis generales	Ajuste funciones lineal y cuadrático	Correlogramas (ACF y ACFP). Periodograma suavizado de ventana de Tuckey-Hamming. Función de densidad espectral								
Armónico multiplicativo	Ajuste mínimo cuadrático ordinario	Transformada rápida de Fourier con tres armónicos: 16 máximos y 1/4 y 1/8 de cada onda				Т	F			
Método X-11		Índices generales de variación estacional por método X-11				Т	F			
Alisado de Winters	Ajuste de nivel, estacionalidad:	tendencia y ecuaciones de Winters	/ilks		×					
Arima intervención	Método Box-Jenkins con análisis de intervención Método Box-Jenkins con análisis de intervención y función de transferencia mediante preblanqueo		Shapiro-Wilks	White	Ljung-Box	Т	F	Estacionalidad: Test de Dickey-Fuller aumentado Estacionalidad Test de Dickey-Fuller aumentado Causalidad: Test de Granger	Criterio BIC	R² estacionaria, RMSE, MAPE, MaxAPE
Arimax						T	F			
Estructural armónico	Regresión múltiple stepwise	Transformada rápida de Fourier con tres armónicos	Jarque- Bera	1 -	Ljun-Box Durbin- Watson, Breusch- Godfrey	T	F	Multicolinea- lidad: Factor de inflación de la varianza, Índice de condición y Test de Farrar-Glauber. Estabilidad Estructural: Test de Chow y Test CUSUM. Adecuación especificación funcional: Test RESET de Ramsey. Exogeneidad: Contraste de Hausman	Cri	R² estacionaria, R

La aplicación de la hipótesis aditiva o multiplicativa de componentes se realiza calculando el coeficiente de variación de Person aplicando de transformaciones habituales sobre las series. Fuente: elaboración propia. T: test de la t de Student; F: test Anova.

Resultados

Las llamadas recibidas entre el 2004 y el 2007 presentan un incremento continuo, desde un 4% hasta un 13% en 2007, con 572.674 llamadas. Se observa tanto una tendencia creciente como estacionalidad, que muestra picos en diciembre-enero, y julio-agosto de cada año.

Se ha identificado una estructura de dependencia para valores próximos que va decreciendo para valores lejanos y una estacionalidad semestral (1/0.16) que puede justificarse por un doble com-

ponente estacional: efecto gripe y efecto vacaciones. El mayor rango de explicación de la variabilidad se produce en el intervalo de frecuencias 0,1 a 0,2, estando 0,1 muy cerca de una componente estacional de periodo mensual. El Anexo I recoge las estimaciones de los 6 modelos y en la Figura 2 se pueden observar los modelos ajustados.

En el modelo armónico multiplicativo la línea de ajuste se mantiene cercana a los valores reales para el año 2008 con un número total de llamadas previstas un 2% inferior a las reales.

En el modelo X-11 de desestacionalización, la

Emergencias 2012; 24: 181-188 183

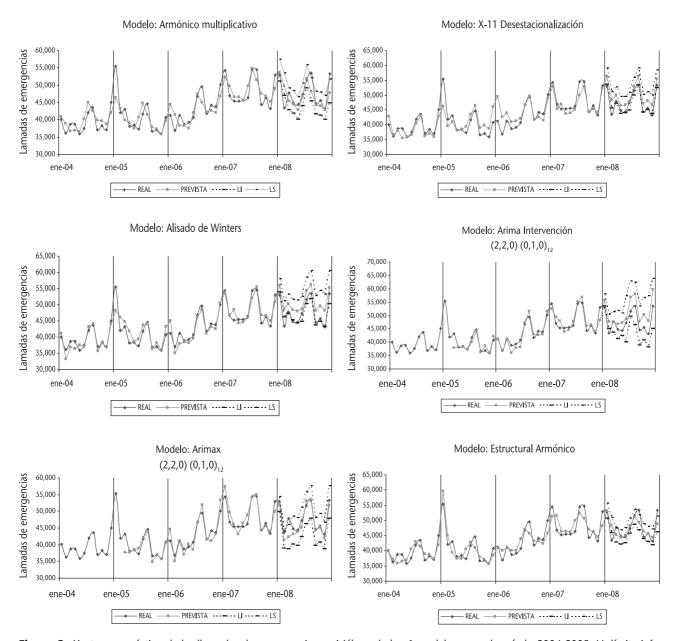


Figura 2. Ajuste y pronóstico de las llamadas de emergencias en Málaga de los 6 modelos para el período 2004-2008. Ll: límite inferior, LS: límite superior. Fuente: Elaboración propia a partir de información interna de la Empresa Pública de Emergencias Sanitarias.

tendencia es parecida, y la línea de valores observados está cercana al límite inferior del IC en 2008 (Figura 2), al mostrar unos índices de variación estacional mensual mayores que 1 en los meses de enero, marzo, julio, agosto y diciembre y un número total de llamadas previstas un 5% superior a las reales.

En el modelo de alisado de Winters, la línea de valores observados en el primer semestre se mantiene ligeramente por debajo del límite inferior del IC para el año 2008 con un número total de llamadas previstas un 7% superior a las reales.

En el modelo ARIMA con análisis de interven-

ción, el mes de mayo del año 2005 supone un incremento en el nivel de la serie que afecta a los valores posteriores cercanos y luego decae. El mes de enero del año 2006 muestra un valor inferior a la media del mismo periodo de años posteriores. A partir de marzo del año 2006 se produce un aumento sostenido en el nivel de la serie. En el periodo de estimación, los valores se ajustan adecuadamente, al presentar unos IC precisos. En el año 2008, la línea de los valores observados se mantiene dentro de los límites del IC, sin embargo los valores previstos superan un 7,21% a los valores reales.

Tabla 2. Comparación de la bondad del ajuste de los modelos de pronóstico de las llamadas de emergencias en Málaga en el periodo 2004-2007 y en la fase de validación 2008

Comparación de modelos							
Estadísticos	tadísticos Armónico X-11 Alisado de ARIMA ARIMAX multiplicativo Desestacionalización Winter intervención (2,2,0) (0,1,0) ₁₂						
R ² estacionaria	0,73	0,73	0,73	0,84	0,83	0,73	
RMSE	2.633,47	2.709,37	2.058,76	1.988,46	2.128,89	2.393,98	
MAPE	4,8%	4,6%	3,5%	3,1%	3,2%	4,4%	
MaxAPE	16,4%	20,2%	12,8%	12,2%	12,8%	9,9%	
BIC normalizado			15,5	15,7	15,9		
Ljung-Box	Independencia	Independencia	Independencia	Independencia	Independencia	Independencia	
		Valores en	periodo de validaci	ón (2008)			
Estadísticos	Armónico multiplicativo	X-11 desestacionalización	Alisado de Winter	ARIMA intervención	ARIMAX (2,2,0) (0,1,0) ₁₂	Estructural armónico	
R ² estacionaria	0,72	0,74	0,7	0,48	0,84	0,74	
RMSE	3.039,17	2.673,34	3.403,00	3.643,39	2.024,78	2.503,27	
MAPE	4,4%	5,2%	6,9%	6,9%	3,2%	3,8%	
MaxAPE	14,2%	11,1%	11,9%	11,9%	11,4%	11,3%	
BIC normalizado	•	,	16,2	16,9	15,5	,	
Error estimación anual	1,9%	-5,1%	-6,8%	-7,2%	2,6%	0,5%	

Fuente: Elaboración propia a partir de información interna de la Empresa Pública de Emergencias Sanitarias

En el modelo ARIMAX elegido, las llamadas recibidas se incrementan por los casos notificados de gripe en el mes anterior y el actual, así como por los casos notificados en el mismo mes del año anterior. Mayo de 2005 supone un incremento en el nivel de la serie que afecta a los valores posteriores cercanos y luego decae. Como muestra la Figura 2, la línea de los valores observados se mantiene entre los límites de los IC en 2008, que superan los valores reales a los previstos. El número total de llamadas previstas es un 2,62% menor que las reales.

El modelo estructural armónico de regresión múltiple obtiene una correlación entre las variables de 0,78. La bondad del ajuste muestra un R² corregido de 0,60. Como se observa en el gráfico 2, el valor de enero de 2005 (acmé de epidemia de gripe) se ha captado adecuadamente. En el año 2008 la línea de los valores observados se mantiene entre los límites de los IC, a excepción de febrero, marzo, agosto y diciembre. El número total de llamadas previstas es un 0,5% menor que las reales.

Comparación sintética de los modelos

La Tabla 2 compara la bondad del ajuste de los 6 métodos de pronóstico, y muestra en todos los casos un MAPE inferior al 5%. En la fase de estimación, el modelo de menor RMSE es el ARIMA con intervención, y el que presenta menor recorrido entre el MAPE y MaxAPE es el modelo estructural armónico.

En la fase de validación, el modelo ARIMA con intervención es el de peor ajuste, frente al modelo

ARIMAX que presenta los mejores resultados. Los modelos basados en la historia pasada (ARIMA, Winters, X-11) obtienen valores previstos mayores que los observados, hecho esperado por el crecimiento sistemático anual.

El modelo armónico multiplicativo parte de la misma tendencia que los modelos de series de tiempo. Sin embargo, la influencia de la componente estacional va decreciendo con el transcurso de los años, la estimación es menor a lo observado (1,95%).

Los modelos con variables exógenas, ARIMAX y estructural armónico, obtienen unos resultados en términos de RMSE intermedios, aunque mejoran en el periodo de validación. Sus errores en estimación anual se sitúan en el 2,62% y el 0,51% respectivamente, y obtienen los mejores resultados en RMSE.

El modelo ARIMAX presenta los mejores resultados. La influencia histórica de la serie junto con el descenso de los casos notificados por gripe han pronosticado un descenso de llamadas que ha resultado ser mayor que el observado para las recibidas.

Discusión

Este estudio ha evaluado la utilización conjunta de 6 métodos de series temporales, desarrollados con el software estándar, para mejorar el pronóstico de la demanda de emergencias sanitarias. Algunos de sus resultados coinciden con la evidencia empírica disponible; por un lado una mayor complejidad no va asociada necesariamente a me-

Emergencias 2012; 24: 181-188 185

joras del pronóstico, y por otro, confirma la importancia de incorporar variables exógenas para mejorar los resultados^{5,15}.

Existe variabilidad en los pronósticos de los modelos; el modelo X-11, el alisado de Winters y ARIMA con intervención, predicen mayor número de llamadas que las observadas, mientras que el armónico multiplicativo, el ARIMAX y el estructural armónico predicen menos. Los primeros son útiles como modelos de alerta ante comportamientos no habituales y los segundos proporcionan un mayor conocimiento explicativo de las variaciones de la demanda. Por ejemplo, el modelo ARIMAX establece una asociación significativa entre las llamadas y los casos notificados de gripe, pero sin embargo no encuentra relación con la población y las pernoctaciones, posiblemente debido al componente autorregresivo, que captura la evolución en el mismo sentido de estas dos variables. Los resultados obtenidos en el modelo estructural armónico ponen de manifiesto la mayor propensión a llamar a centros de emergencias de las personas afectadas por gripe y la menor de la población que pernocta.

El enfoque empleado permite la inclusión de otras variables exógenas (nivel de polución, tasas de accidentes de tráfico, tasa de incidencia de enfermedades cardiovasculares, temperatura ambiental, etc.) que podrían aumentar el poder explicativo del modelo estructural armónico y ARIMAX²⁶.

La visión conjunta de los modelos ofrece un rango de estimación anual de llamadas al servicio de emergencias para 2008, desde 557.672 hasta 613.960, cuando las reales han sido 572.674. Este hecho enriquece la información al contemplar escenarios con posibles descensos, hecho constatado en 2008, lo que permite planificar cursos de acción alternativos de los recursos y establecer pronósticos que incorporen el conocimiento de modelos cuantitativos alternativos.

Este estudio presenta la limitación de la incierta extrapolación de resultados a otras zonas geográficas que pudieran verse más afectadas por las variables exógenas mencionadas anteriormente. Sin embargo, la aplicación de los modelos presentados es adecuada y recomendable para cualquier centro de llamadas de emergencias sanitarias. En conclusión, la utilización conjunta de los distintos métodos de análisis genera sinergias en el conocimiento de los escenarios de demanda de emergencias sanitarias, que contribuyen a una mayor eficiencia en la planificación a corto plazo de los recursos humanos disponibles, reduce costes y mejora la calidad simultáneamente. Su desarrollo

mediante software estándar, disminuye los costes de aprendizaje y aplicación de forma estable y periódica en los centros de emergencias.

Bibliografía

- 1 Mandelbaum A. Call Centers. Research Bibliography with Abstracts. Version 7, May, 2006. [revista electrónica]. (Consultado 10 Diciembre 2011) Disponible en: http://ie.technion.ac.il/serveng/References/US7_CC_avi.pdf.
- 2 Baker JR, Fitzpatrick KE. Determination of an optimal forecast model for ambulance demand using goal programming. J Oper Res Soc. 1986;37:1047-59.
- 3 Mabert, V. Short interval forecasting of emergency phone call (911) work loads. J Oper Manag. 1985;5:259-71.
- 4 Channouf N, L'Ecuyer P, Ingolfsson A, Avramidis. A. The application of forecasting techniques to modeling emergency medical system calls in Calgary, Alberta. Health Care Manage Sci. 2007;10:25-45. 5 Peña D. Análisis de series temporales. Madrid: Alianza S.A., 2010.
- 6 Kamenetsky R, Shuman L, Wolfe H. Estimating need and demand for prehospital care. Oper Res. 1982;30:1148-67
- 7 McConnell CE, Wilson RW. The demand for prehospital emergency services in an aging society. Soc Sci Med. 1998;46:1027-31.
- 8 Matteson D, McLean M, Woodard D, Henderson SG. Forecasting Emergency Medical Service Call Arrival Rates. Ann Appl Stat. 2011;5:1379-406.
- 9 Zhu Z, McKnew MA, Lee J. Effects of time-varied arrival rates: an investigation in emergency ambulance service systems. In: Proceedings of the 1992 winter simulation conference. Piscataway: IEEE Press; 1992. pp. 1180.
- 10 Tych W, Pedregal DJ, Young PC, Davies J. An unobserved component model for multi-rate forecasting of telephone call demand: the design of a forecasting support system. Int J Forecast. 2002;18:673-95.
- 11 Weinberg J, Brown LD, Stroud R. Bayesian forecasting of an inhomonegeous poisson process with applications to call center data. J Am Stat Assoc. 2007;102:1185-99.
- 12 Shen H, Huang JZ. Interday forecasting and intraday updating of call centers arrivals. Manufacturing and service operations managements. 2008;10:391-410.
- 13 Millán-Ruiz D, Pacheco J, Hidalgo JI, Vélez JL. Forecasting in a Multiskill Call Centre. ICAISC'10 Proceedings of the 10th international conference on Artificial intelligence and soft computing: Part II. Heidelberg: Springer-Verlag Berlin; 2010.
- 14 Setzler H, Saydam C, Park S. EMS Call Volume Predictions: A Comparative Study. Comput Oper Res. 2009;36:1843-51.
- Taylor J. A comparison of univariate time series methods for forecasting intradia arrivals at a call center. Manage Sci. 2008;54:253-65.
- 16 Instituto Nacional de Estadística (2004 a 2008). Cifras oficiales de población: Revisión del Padrón Municipal. Madrid: Instituto Nacional de Estadística. (Consultado 11 Diciembre 2012). Disponible en: http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path= %2Ft20%2Fe260&file=inebase&L=0
- 17 Instituto Nacional de Estadística (2004 a 2008). Encuesta de ocupación hotelera. Madrid: Instituto Nacional de Estadística. (Consultado 11 Diciembre 2012). Disponible en: http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft11%2Fe162eoh&file=inebase&L=0
- 18 Instituto Nacional de Estadística (2004 a 2008). Enfermedades de Declaración Obligatoria. Madrid: Instituto Nacional de Estadística. (Consultado 11 Diciembre 2012). Disponible en: http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t15/p063&file=inebase&L=0
- 19 Casas Sánchez JM. Introducción a la estadística para economía. Madrid: Centro de Estudios Ramón Areces, S.A.; 1999.
- 20 Cáceres Hernández JJ, Martín Rodríguez G, Martín Álvarez FJ. Introducción al análisis univariante de series temporales económicas. Madrid: Delta Publicaciones Universitarias; 2008.
- 21 Jenkins G y Watts D. Spectral Analysis and Its Applications. Londres: Holden-Day; 1969.
- 22 Pérez López C. Econometría de las series temporales. Madrid: Pearson Educación S.A.; 2006.
- 23 Box G, Jenkins G. Time series analysis: Forecasting and control. San Francisco: Holden-Day; 1970.
- 24 Aguirre JA. Introducción al tratamiento de series temporales. Aplicación a las ciencias de la salud. Madrid: Ediciones Díaz de Santos, S.A.; 1994.
- 25 Hernández Alonso J. Análisis de series temporales económicas II. Madrid: ESIC Editorial; 2009.
- 26 Carracedo Martínez E, Sánchez C, Taracido M, Saenz M, Jato V, Figueiras A. Effect of short-term exposure to air pollution and pollen on medical emergency calls: a case-crossover study in Spain. Allergy. 2008;63:347-53.

Anexo I. Ecuaciones de los modelos de series temporales ajustados para el pronóstico de llamadas

1. Modelo Armónico multiplicativo: tendencia (Yt) y estacionalidad (Yt')

$$\begin{array}{l} Y_t = 37.312,19 + 232,32 * t + e_t & e_t = Y_t' \\ Y_t' = 0,99 - 0,015 * \cos \left(\frac{2\pi}{48} * 16 * t \right) + 0,029 * \sin \left(\frac{2\pi}{48} * 16 * t \right) + 0,023 * \cos \left(\frac{2\pi}{48} * 4 * t \right) + \\ + 0,081 * \sin \left(\frac{2\pi}{48} * 4 * t \right) - 0,019 * \cos \left(\frac{2\pi}{48} * 0,5 * t \right) + 0,066 * \sin \left(\frac{2\pi}{48} * 0,5 * t \right) \end{array}$$

2. Modelo X-11 Desestacionalización: tendencia (Y_t) y estacionalidad (Índices)

$$Y_t = 36.833,45 + 245,07 * t$$

ÍNDICES VARIACIÓN ESTACIONAL

ENE 1,15 1,05 JUL FEB 0,98 1,11 AGO MAR 1.01 SEP 0.93 ABR 0,94 OCT 0,94 MAY 0,94 NOV 0,91 JUN 0,96 DIC 1,08

3. Modelo Alisado de Winters:

Parámetros del modelo de suavizado exponencial

Modelo			Estimación	ET	t	Sig.
Llamadas-Modelo_1	Sin	Alpha (Nivel)	.707	.142	4.996	.000
	transformación	Gamma (Tendencia)	9.44E-006	.024	.000	1.000
		Delta (Estación)	.001	.329	.003	.998

4. Modelo ARIMA con análisis de intervención: (Llamadas = LL)

$$(1 + 1,021B + 0,611B^2)\nabla^2\nabla_{12}Ln(LL)_t = a_t + 0,203\nabla^2\nabla_{12}I_{2005.5} - 0,185\nabla^2\nabla^{12}I_{2006.1} + 0,122^2{}_{12}E_{2006.3}$$

5. Modelo ARIMA con función de transferencia (ARIMAX): (Llamadas = LL y Gripe = GR)

$$(1 + 1,015B+0,586B^2)\nabla^2\nabla_{12}Ln(LL)_t = a_t + (-0,66-0,66B-1,358B^{12}\nabla Ln(GR)_t) + 0,201\nabla^2\nabla_{12}I_{2005.5}$$

6. Modelo Estructural Armónico:

Llamadas = -59.869,6 + 0,67 * Población + 0,822 * Gripe + 0,099 * Pernoctaciones + e_t Estacionalidad residual: $e_t = Y_t$

$$Y_{t}' = 507,95 - 138,22 * \cos\left(\frac{2\pi}{48} * 16 * t\right) + 749,65 * \sin\left(\frac{2\pi}{48} * 16 * t\right) + 1.347,02 * \cos\left(\frac{2\pi}{48} * 4 * t\right) + 1.822,56 * \sin\left(\frac{2\pi}{48} * 4 * t\right) - 198,41 * \cos\left(\frac{2\pi}{48} * 0,5 * t\right) + 2.420,90 * \sin\left(\frac{2\pi}{48} * 0,5 * t\right)$$

Evaluation of time-series models for forecasting demand for emergency health care services

Díaz-Hierro J, Martín Martín JJ, Vilches Arenas A, López del Amo González MP, Patón Arévalo JM, Varo González C

Objective: To evaluate a combined set of 6 time-series models for improving the management of short-term calls for emergency health services.

Methods: The demand for emergency health services in the province of Malaga was analyzed between 2004 and 2008. Using standard software, we constructed and evaluated 3 decomposition models and 3 econometric models. The models considered summer months and atypical values, influenza cases, and number of overnight admissions as the exogenous inputs. We compared the models using the usual econometric tests, such as the root mean square error (RMSE), the mean absolute percentage error (MAPE), and the maximum absolute percentage error (MaxAPE) among others.

Results: The models had MAPEs under 5%. Autoregressive integrated moving average (ARIMA) modeling with intervention had the lowest RMSE. Harmonic analysis had the smallest difference between the MAPE and MaxAPE. In the validation phase, ARIMA with intervention had the poorest fit, and harmonic analysis and ARIMA with exogenous input had the best fits.

Conclusions: A forecast of the demand for emergency calls can be generated using 2 models simultaneously to improve short-term planning. Decomposition models and ARIMA with intervention warn of unexpected changes, whereas ARIMA or other models with exogenous inputs and harmony component analysis can introduce alternative planning scenarios, improve our understanding of demand, and facilitate decision-making. Implementing these models with standard software decreases the cost of this approach in emergency services. [Emergencias 2012;24:181-188]

Key words: Emergency care, prehospital. Forecasting. Trends. Organization and administration.