

ORIGINAL

Predicción de ingreso hospitalario en los pacientes con bajo nivel de prioridad de triaje atendidos en un servicio de urgencias

Connie Leey-Echavarría^{1,2}, José Zorrilla-Riveiro^{1,3}, Anna Arnau^{4,5}, Lorena Jaén-Martínez¹, Daniel Lladó-Ortiz¹, Emili Gené^{3,6}

Objetivos. Desarrollar un modelo predictivo de ingreso hospitalario desde triaje de los pacientes atendidos en el servicio de urgencias hospitalario (SUH) con el nivel poco urgente-no urgente de prioridad de visita.

Método. Estudio observacional de cohortes retrospectivo unicéntrico. Se incluyeron los episodios de pacientes > 15 años con niveles IV-V MAT-SET atendidos en un SUH durante 2015. Se evaluaron 14 variables demográficas, datos de proceso y constantes vitales. La variable dependiente fue el ingreso hospitalario. Se utilizaron modelos de regresión basados en ecuaciones de estimación generalizadas.

Resultados. Se incluyeron 53.860 episodios, 3.430 (6,4%) ingresaron. La mediana de edad fue de 44,5 años (RIC 31,1-63,9), 54,1% mujeres. Un 19,3% de los episodios tenían registrados las constantes vitales (CV). El modelo con mayor capacidad predictiva incluía las siguientes variables: edad \geq 85 años (ORa = 6,72; IC 95%: 5,26-8,60), sexo masculino (ORa = 1,46; IC 95% 1,28-1,66), procedencia de atención primaria (ORa = 1,94; IC 95% 1,64-2,29), de otro hospital de agudos (ORa = 11,22; IC 95% 4,42-28,51), llegada en ambulancia (ORa = 3,72; IC 95%:3,16-4,40), consulta previa a urgencias las 72 horas previas (ORa = 2,15; IC 95% 1,60-2,87), presión arterial sistólica \geq 150 mmHg (ORa = 0,83; IC 95%:0,71-0,97), presión arterial diastólica < 60 mmHg (ORa = 1,57; IC 95% 1,25-1,98), temperatura axilar > 37°C (ORa = 2,29; IC 95% 1,91-2,74), frecuencia cardiaca > 100 latidos/minuto (ORa 1,65; IC 95% 1,40-1,96) y saturación basal de oxígeno < 93% (ORa = 2,66; IC 95% 1,86-3,81) y 93-95% (ORa = 1,70; IC 95% 1,42-2,05). El área bajo la curva COR fue de 0,82 (IC 95% 0,80-0,83).

Conclusiones. Este modelo predictivo permitiría identificar desde el triaje a aquellos pacientes que, siendo poco urgentes o no urgentes, tienen mayor probabilidad de ingreso y darles una atención diferencial dentro del mismo nivel de prioridad.

Palabras clave: Urgencias. Triaje. Prioridad. Ingreso.

Predicting hospital admission of patients with emergencies considered low priority according to assigned triage level

Objective. To develop a model to predict hospital admission of patients in cases assessed as nonurgent or semi-urgent on emergency department triage.

Methods. Single-center observational study of a retrospective cohort. We included cases of patients older than 15 years whose emergency was classified as level IV-V according to the Andorran-Spanish triage model (MAT-SET, the Spanish acronym). Fourteen independent variables included demographic and care process items as well as vital signs. The dependent variable was hospital admission. The regression models were based on generalized estimating equations.

Results. A total of 53 860 episodes were included; 3430 patients (6.4%) were admitted. The median (interquartile range) age was 44.5 (31.1–63.9) years, and 54.1% were female. Vital signs were recorded in 19.3% of the episodes. The model that best predicted admission included the following variables: age > 84 years (adjusted odds ratio [aOR], 6.72; 95% CI, 5.26–8.60); male sex (aOR, 1.46; 95% CI, 1.28–1.66); referral from a primary care center (aOR, 1.94; 95% CI, 1.64–2.29); referral from another acute-care hospital (aOR, 11.22; 95% CI, 4.42–28.51); arrival by ambulance (aOR, 3.72; 95% CI, 3.16–4.40); revisit < 72 hours (aOR, 2.15; 95% CI, 1.60–2.87); systolic blood pressure \geq 150 mmHg (aOR, 0.83; 95% CI, 0.71–0.97); diastolic blood pressure < 60 mmHg (aOR, 1.57; 95% CI, 1.25–1.98); axillary temperature > 37°C (aOR, 2.29; 95% CI, 1.91–2.74); heart rate > 100 beats/min (aOR, 1.65; 95% CI, 1.40–1.96); baseline oxygen saturation in arterial blood (SaO₂) < 93% (aOR, 2.66; 95% CI, 1.86–3.81); and SaO₂ 93%–95% (aOR, 1.70; 95% CI, 1.42–2.05). The area under the receiver operating characteristic curve for the model was 0.82 (95% CI, 0.80–0.83).

Conclusion. The model predicts which patients are more likely to be admitted after their cases were initially considered nonurgent or semi-urgent on triage. Patients found to be at risk can then be given greater attention than others in the same triage level.

Keywords: Emergency department. Triage. Priority. Hospitalization.

Filiación de los autores:

¹Servicio de Urgencias y Emergencias, Althaia Xarxa Assistencial Universitària, Manresa, España.

²Programa de Doctorado en Ciencias de la Salud, Universidad Internacional de Catalunya, Barcelona, España.

³Departamento de Medicina, Universitat Internacional de Catalunya, Sant Cugat del Vallès, Barcelona, España.

⁴Grupo de Investigación en Cronicidad de la Cataluña Central (C3RG), Unitat de Recerca i Innovació, Althaia Xarxa Assistencial Universitària, Manresa, España.

⁵Centre d'Estudis Sanitaris i Socials (CESS), Universitat de Vic–Universitat Central de Catalunya (UVIC-UCC), Vic, España.

⁶Servicio de Urgencias, Hospital Universitari Parc Taulí, Institut d'Investigació i Innovació Parc Taulí I3PT, Sabadell, Universitat Autònoma de Barcelona, Barcelona, España.

Contribución de los autores:

Todos los autores han confirmado su autoría en el documento de responsabilidades del autor, acuerdo de publicación y cesión de derechos a EMERGENCIAS.

Autor para correspondencia:

José Zorrilla Riveiro
Servicio de Urgencias y Emergencias
Althaia Xarxa Assistencial Universitària de Manresa
Dr. Joan Soler, 1-3
08243 Manresa
Barcelona, España.

Correo electrónico:

zorrilla@althaia.cat

Información del artículo:

Recibido: 19-12-2019
Aceptado: 26-2-2020
Online: 17-7-2020

Editor responsable:

Francisco Javier Martín-Sánchez

Introducción

La Organización Mundial de la Salud (OMS) define el término “urgencia sanitaria” como “la aparición fortuita, imprevista o inesperada, en cualquier lugar o actividad, de un problema de salud de causa diversa y gravedad variable, que genera conciencia de una necesidad inminente de atención por parte del sujeto que lo sufre o de su familia”¹. Esta percepción de necesidad de atención urgente, por parte del usuario, junto con la accesibilidad de los servicios de urgencias hospitalarios (SUH), hace que estos den cobertura a un amplio espectro de pacientes de gravedad variable^{1,2}. Además, la demanda asistencial ha aumentado en las últimas décadas y esto es debido, principalmente, al envejecimiento de la población, al aumento de prevalencia de patologías crónicas³ y, en gran medida, a la utilización del SUH como fuente alternativa de cuidados ambulatorios para patología poco urgente o no urgente⁴⁻⁷. Finalmente, la demanda de asistencia en los SUH por personas con problemas de salud poco o nada urgentes puede superar un 70%⁶.

Los SUH han establecido diversas herramientas de gestión para afrontar estas situaciones, como las salas de visita rápida, las unidades de observación o los sistemas de triaje, entre otros⁸. En situaciones de exceso de demanda asistencial, se hace indispensable una clasificación precisa de los pacientes a la llegada al SUH⁹⁻¹¹. En la mayor parte de los hospitales públicos españoles⁶ se utiliza el Modelo Andorrano de Triage-Sistema Español de Triage (MAT-SET) o el Sistema Manchester de Triage (MTS) que clasifican a los pacientes en 5 niveles de prioridad¹².

En Cataluña, un 77,2% de los SUH dispone de un sistema estructurado de triaje, mayoritariamente el MAT-SET^{6,12}. El estudio SUHCAT² de la Sociedad Catalana de Urgencias y Emergencias (SoCMUE)¹³ concluyó que los 47 (59,5%) SUH catalanes que usan el MAT-SET atendieron a 2.851.209 urgencias en el año 2012, de las cuales un 65,7% se clasificaron como poco o nada urgentes (47,9% poco urgente o prioridad IV y 17,8% no urgente o prioridad V). Según los estándares de calidad, los porcentajes de ingreso esperados para el adulto con niveles de prioridad IV y V oscilan entre un 5-20% y un 0-5% respectivamente^{11,15}. El porcentaje de ingreso en función de la prioridad asignada desde el triaje es un indicador indirecto de la validez y utilidad del MAT-SET^{6,14}.

Estos sistemas de triaje parten de un concepto básico: “lo urgente no siempre es grave y lo grave no siempre es urgente”^{6,8,15}. En este sentido, el sistema MAT-SET mide la prioridad de una visita en el SUH, pero no la gravedad ni la complejidad. Por lo tanto, puede haber pacientes con una baja prioridad de visita, pero sin embargo con gravedad o alta complejidad^{11,15}.

Teniendo en cuenta lo anteriormente escrito, el triaje clasifica a los pacientes según el nivel de prioridad de la visita, pero también regula el flujo de entrada de los pacientes. La existencia de un modelo de riesgo de ingreso podría permitir identificar aquellos pacientes que requerirán hospitalización y esto, a su vez, podría ayu-

dar a gestionar mejor los recursos disponibles y ofrecer la posibilidad de realizar una derivación inversa a los pacientes de baja complejidad que no sea previsible su ingreso hospitalario. En la actualidad existe un único estudio publicado en España sobre la predicción de ingreso desde el SUH, pero se basa en un modelo predictivo de diseño posterior a la primera visita médica e incluye, entre otras variables, la solicitud de pruebas complementarias¹⁶. Por tanto, el presente estudio tuvo el objetivo de derivar un modelo predictivo de ingreso hospitalario, previo a la atención médica, de los pacientes con bajo nivel de prioridad de visita (MAT-SET IV y V) de triaje en el SUH.

Método

Estudio observacional de cohortes retrospectivo llevado a cabo en un SUH de un hospital público catalán entre el 1 de enero y el 31 de diciembre de 2015. El centro da cobertura sanitaria a 258.000 habitantes y el SUH tuvo 109.960 visitas urgentes en 2015¹⁷. El estudio fue aprobado por el comité ético de investigación clínica de referencia (CEI 17/48).

Para el presente estudio, se incluyeron todos los episodios de los pacientes mayores de 15 años clasificados como niveles IV y V de prioridad según el MAT-SET en el SUH durante el periodo de estudio. Se excluyeron aquellos episodios en los que no se realizó triaje. Se consultó el registro del Conjunto Mínimo Básico de Datos de Urgencias (CMBD-UR) del centro para la identificación de los episodios.

El programa utilizado para el triaje fue el Web Epat versión 4.2. El triaje se realizó por dos enfermeros de 7:30 a 23:30 (turno estándar: 7:30 a 14:30 y de 14:30 a 21:30; turno largo: de 9:30 a 16:30 y de 16:30 a 23:30) y por un enfermero de 23:30 a 7:30. Los enfermeros que realizaron el triaje tenían como mínimo 2 años de experiencia en urgencias y habían superado un curso específico formativo de 1 mes de duración.

Se recogieron variables demográficas (edad y sexo, país de origen) y del proceso (día y hora de la demanda de atención urgente, procedencia, medio de transporte de llegada, consulta 72 horas previa al SUH de nuestro centro estén o no relacionadas con el episodio índice y el destino del paciente al alta) del CMBD-UR. Además, se recogieron las constantes vitales del triaje (o antes de la consulta médica) a través de la historia clínica. Se categorizaron las constantes vitales: presión arterial sistólica (PAS) ≥ 150 mmHg y presión arterial diastólica (PAD) < 60 mmHg, temperatura axilar $> 37^{\circ}\text{C}$, frecuencia cardíaca (FC) > 100 latidos/minuto (lpm), frecuencia respiratoria (FR) > 24 respiraciones/minuto (rpm) y saturación basal arterial de oxígeno (SpO_2) $< 93\%$.

La variable dependiente principal fue el ingreso hospitalario. Se consideró hospitalización el realizado tanto en el propio centro como en hospitalización domiciliaria o traslado a otro hospital, centro socio-sanitario o centro de salud mental.

Las variables cuantitativas se resumen con la mediana y el rango intercuartil (RIC) y las variables cualitativas se muestran en valores absolutos y frecuencias relativas. Se analizó la normalidad de las variables continuas con la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Para el análisis univariable, se utilizó el test no paramétrico de la U de Mann-Whitney para la comparación de variables cuantitativas y el test de la χ^2 al cuadrado para las variables cualitativas. Para la identificación de los factores predictivos de ingreso hospitalario, se utilizó los modelos multivariantes basados en ecuaciones de estimación generalizadas (EEG) con una estructura de matriz de correlaciones intercambiable, con el fin de tener en cuenta todos los posibles episodios de urgencias de un mismo paciente. Todos los episodios de urgencias de un mismo paciente se consideraron diferentes independientemente que el motivo de consulta estuviera o no relacionado. Para el análisis multivariable, se introdujeron las variables demográficas, de proceso y las constantes vitales con un valor de $p \leq 0,20$ en el análisis univariante o con significado clínico. Se derivaron tres modelos. En el modelo 1, se incluyeron todos los episodios de urgencias con valores válidos en las variables demográficas y de proceso. En el modelo 2 y 3, se incluyeron los episodios de urgencias con valores válidos en las variables demográficas, de proceso y las constantes vitales (PAS, PAD, temperatura axilar, FC y SpO_2). Se excluyó la FR por el elevado número de valores perdidos. En el modelo 2, se incluyeron las variables demográficas y de proceso. En el modelo 3, se añadieron los valores de las constantes vitales al modelo 2. En cada modelo, se empleó el método de selección de variables hacia delante controlada por el investigador. Se consideraron como factores predictivos independientes los que lograron un valor de $p < 0,05$ en el análisis multivariante. Se calcularon las *odds ratio* cruzadas (OR) y ajustadas (ORa) con los intervalos de confianza del 95% (IC 95%). Para evaluar cada uno de los modelos predictivos y la escala propuesta para cada uno de ellos se utilizó el área bajo la curva (ABC) de la característica operativa del receptor (COR) junto a su IC 95%. Se comparó la capacidad predictiva de los modelos con el test de homogeneidad de áreas mediante el estadístico χ^2 cuadrado. Se evaluó la calibración con el test de Hosmer-Lemeshow. Se realizó una validación interna de cada uno de los modelos predictivos utilizando un procedimiento de validación cruzada de 10 submuestras. El tamaño de las 10 submuestras fue el mismo para cada uno de los modelos predictivos (5.043 episodios de urgencias para el modelo 1 y 1.041 para los modelos 2 y 3). La selección de episodios de cada submuestra se realizó de forma aleatoria. El modelo se reajustó en cada paso de la validación utilizando los datos de entrenamiento (9 submuestras) y evaluando su capacidad predictiva en la submuestra aislada. Este procedimiento se repitió 10 veces siendo la submuestra aislada en cada proceso. Como medida global de rendimiento del modelo se tomó la media de ABC obtenida de las 10 submuestras con su IC 95%¹⁸. Para cada uno de los modelos predictivos, utilizamos los coeficientes de regresión para calcular la puntuación de predicción de ingreso. Se estableció como punto de cor-

te para la probabilidad de ingreso, el punto en el que se maximizaba la especificidad con el fin de reducir al máximo el número de falsos positivos. Con este punto de corte, se estimaron los parámetros de validez diagnóstica (sensibilidad, especificidad, valor predictivo positivo y valor predictivo negativo) junto a los IC 95% para cada uno de los modelos. Se utilizó un nivel de significación estadística bilateral del 5% ($p < 0,05$). Para el análisis estadístico se utilizó el programa IBM SPSS Statistics v.22 (IBM Corporation, Armonk, Nueva York, Estados Unidos) y el programa STATA v.14 (StataCorp LP, College Station, Texas, Estados Unidos).

Resultados

Se incluyeron 53.860 episodios clasificados con un nivel de prioridad IV y V, correspondientes a 37.185 pacientes, de los cuales 51.137 (80,5%) casos fueron de prioridad IV y 2.723 (19,5%) casos fueron de prioridad V. Se obtuvo información de las constantes vitales en 10.412 (19,3%) episodios (Figura 1). La edad media fue de 47,8 años (DE 20,9) con un 54,1% de mujeres. Un 14,2% de los pacientes atendidos tenían 75 o más años. La mayor afluencia de visitas fue los días laborales con predominio de los lunes (16,2%) y en horario de tarde (45,4%). En cuanto a la procedencia, un 90,8% de los casos vinieron por iniciativa propia. En referencia al medio físico con el que llegaron al SUH, un 91,9% de los casos acudieron por sus propios medios. Un 3,9% de los episodios tenían una consulta previa a urgencias en las últimas 72 horas (Tablas 1 y 2).

Tres mil cuatrocientos treinta episodios (6,4%) requirieron ingreso hospitalario (6,4% y 4,9% de prioridad IV y V, respectivamente), lo que representó un 29,2% del total de ingresos desde urgencias. En aquellos episodios donde existía recogida de constantes vitales, el porcentaje de ingreso de los episodios de nivel IV fue de un 13,5% y para los episodios de nivel V fue de un 9,4%.

Los factores que se asociaron con el ingreso fueron el nivel IV de triaje, la edad, el sexo masculino, el país de origen España, las franjas horarias de 22:01-07:00 y 07:01-14:00 horas, el día y franja de la semana, la procedencia y la derivación de otro dispositivo de urgencias, la llegada con ambulancia y la consulta previa a urgencias las 72 horas previas (Tabla 1). Respecto a las constantes vitales, las variables que obtuvieron diferencias estadísticamente significativas fueron la $PAS \geq 150$ mmHg, la $PAD < 60$ mmHg, la temperatura axilar $> 37^\circ C$, la $FC > 100$ lpm, la SpO_2 basal entre 93-95% y $< 93\%$ (Tabla 2).

Tras el análisis multivariante, en el modelo 1 ($n = 53.860$), la edad (ORa 6,79; IC 95%: 5,93-7,77 para los pacientes ≥ 85 años), ser hombre (ORa 1,40; IC 95%: 1,30-1,52), las urgencias procedentes de atención primaria (ORa 1,99; IC95%: 1,80-2,20), de otro hospital general de agudos (ORa 10,82; IC 95% 7,64-15,32) o de un recurso de la red sociosanitaria (ORa 2,23; IC 95%: 1,34-3,69), la llegada en ambulancia (ORa 4,80; IC 95%: 4,38-5,26) y la reconsulta las 72

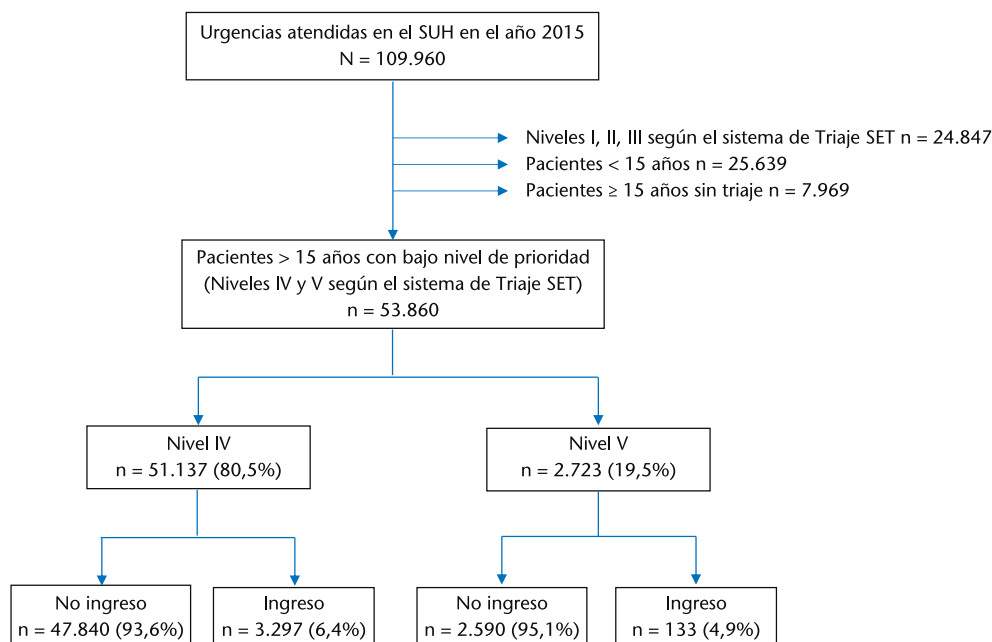


Figura 1. Diagrama de flujo de pacientes.
SUH: servicio de urgencias hospitalarias. SET: Sistema Español de Triaje.

horas previas (ORa 2,32; IC 95%: 1,99-2,71) se mantuvieron como factores predictivos independientes de ingreso hospitalario (Tabla 3).

En el modelo 2 ($n = 10.412$), se mantuvieron los mismos factores pronóstico independientes de ingreso hospitalario excepto las urgencias procedentes de un recurso de la red sociosanitaria. En el modelo 3, la PAS ≥ 150 mmHg (ORa 0,83; IC 95%: 0,71-0,97), la PAD < 60 mmHg (ORa 1,57; IC 95%: 1,25-1,98), la temperatura axilar $> 37^{\circ}\text{C}$ (ORa 2,29; IC 95%: 1,91-2,74), la FC > 100 lpm (ORa 1,65; IC 95%: 1,40-1,96) y el SpO2 basal entre 93-95% (ORa 1,70; IC 95%: 1,42-2,05) y $< 93\%$ (ORa 2,66; IC 95%: 1,86-3,81) se mantuvieron como factores predictivos independientes de ingreso hospitalario junto a las variables descritas en el modelo 2 (Tabla 3).

El ABC COR media que se obtuvo de la validación cruzada para los modelos 1 y 2, ambos sin introducir las constantes vitales, fue de 0,79 (IC 95%: 0,78-0,80) y 0,80 (IC 95%: 0,78-0,81), respectivamente (Figura 2). El modelo 3, mejoró la capacidad predictiva (ABC 0,82; IC 95%: 0,80-0,83), siendo la diferencia estadísticamente significativa respecto el modelo 2 ($p < 0,001$).

La Tabla 3 muestra el área bajo la curva COR, la calibración del modelo según el test de Hosmer-Lemeshow, la sensibilidad, la especificidad, el valor predictivo positivo y el valor predictivo negativo de cada uno de los modelos con un punto de corte que proporciona una especificidad del 95%.

Discusión

El presente estudio permite identificar una serie de variables demográficas y de proceso que podrían ser de utili-

dad a la hora predecir un ingreso hospitalario de los pacientes con bajo nivel de prioridad de visita atendidos en un SUH. A destacar que algunas de ellas no se contemplan en el actual modelo de triaje MAT-SET. Esto permitió derivar un modelo predictivo de ingreso hospitalario desde el triaje previo a la visita médica. Además, se halló que la capacidad de discriminación del modelo derivado mejoró al tener en cuenta las constantes vitales del triaje.

En cuanto a las variables demográficas predictivas de ingreso hospitalario se documentó que ser hombre comporta un riesgo mayor de ingreso que ser mujer. Esto sea probablemente debido a una mayor comorbilidad relacionada con el sexo masculino^{19,20}. Como es previsible, al aumentar la edad del paciente, se incrementó el riesgo de ingreso, lo que también pueda deberse a la relación entre el incremento de edad y de comorbilidad y complejidad del paciente. Los pacientes derivados al SUH desde otro nivel asistencial ingresaron más que los que vinieron por su propia iniciativa. Esto pudo ser debido a que ya vienen valorados desde la atención prehospitalaria y, por lo tanto, con una orientación diagnóstica y un criterio de derivación al SUH. Oterino *et al.*²¹, en su estudio sobre los factores asociados a la utilización inadecuada de un SUH, documentaron que las consultas de los pacientes remitidos por el médico de atención primaria tenían una mayor adecuación y una tasa de ingreso 1,60 veces superior al que viene de forma espontánea²¹. Por lo tanto, la valoración previa a la consulta en los SUH disminuye el riesgo de inadecuación de la demanda asistencial, además de ser una herramienta de educación sanitaria hacia la población. Este punto es concordante con la literatura, y refuerza la idea de que los pacientes antes de acudir a un SUH deberían ser valorados en un nivel asistencial de menor complejidad²⁰. Algo parecido ocurrió con el medio de transporte. Los episodios traslada-

Tabla 1. Características los episodios incluidos en el estudio y análisis univariable en función del ingreso hospitalario

	Total N = 53.860 n (%)	No ingreso N = 50.430 n (%)	Ingreso N = 3.430 n (%)	Valor de p	OR cruda (IC 95%)
Nivel de triaje				0,001 ^a	
V	2.723 (5,1)	2.590 (95,1)	133 (4,9)		1
IV	51.137 (94,9)	47.840 (93,6)	3.297 (6,4)		1,31 (1,10-1,56)
Edad (mediana [RIC])	44,5 [31,1-63,9]	43,2 [30,5-61,5]	71,5 [51,2-83,5]	< 0,001 ^b	
15 a 44	27.392 (50,9)	26.732 (97,6)	660 (2,4)	< 0,001 ^a	1
45 a 64	13.660 (25,4)	12.910 (94,5)	750 (5,5)		2,35 (2,11-2,63)
65 a 74	5.171(9,6)	4.702 (90,9)	469 (9,1)		4,06 (3,58-4,60)
75 a 84	5.062 (9,4)	4.205 (83,1)	857 (17)		8,26 (7,39-9,22)
> 84	2.575 (4,8)	1.881 (73,0)	694 (27)		15,00 (13,30-16,92)
Sexo				< 0,001 ^a	
Mujer	29.125 (54,1)	27.422 (94,2)	1.703 (5,8)		1
Hombre	24.735 (45,9)	23.008 (93,2)	1.727 (6,8)		1,20 (1,12-1,30)
País de origen				< 0,001 ^a	
Fuera de España	7.574 (17,7)	7.357 (97,1)	217 (2,9)		1
España	35.177 (82,3)	32.904 (93,5)	2.273 (6,5)		2,32 (1,99-2,70)
Franja Horaria				< 0,001 ^a	
14:01-22:00	24.451 (45,4)	23.052 (94,3)	1.399 (5,7)		1
22:01-07:00	7.191 (13,4)	6.733 (93,3)	458 (6,4)		1,15 (1,03-1,27)
07:01-14:00	22.218(41,3)	20.645 (92,2)	1.573 (7,1)		1,22 (1,13-1,31)
Día de la semana				0,005 ^a	
Domingo	7.588 (14,1)	7.146 (94,2)	442 (5,8)		1
Lunes	8.747 (16,2)	8.220 (94,0)	527 (6,0)		1,02 (0,89-1,16)
Martes	7.845 (14,6)	7.332 (93,5)	513 (6,5)		1,12 (0,99-1,28)
Miércoles	7.661 (14,2)	7.152 (93,4)	509 (6,6)		1,14 (1,00-1,30)
Jueves	7.425 (13,8)	6.903 (93,0)	522 (7,0)		1,20 (1,06-1,37)
Viernes	7.375 (13,7)	6.888 (93,4)	487 (6,6)		1,13 (0,99-1,29)
Sábado	7.219 (13,4)	6.789 (94,0)	430 (6,0)		1,02 (0,89-1,17)
Franja de la semana				0,005 ^a	
Laborables (lunes a viernes)	39.053 (72,5)	36.495 (93,4)	2.558 (6,6)		1
Fines de semana	14.807 (27,5)	13.935 (94,1)	872 (5,9)		0,90 (0,83-0,98)
Procedencia¹				< 0,001 ^a	
Domicilio	48.879 (90,8)	46.209 (94,4)	2.670 (5,6)		1
Recurso de atención primaria	4.731 (8,8)	4.115 (87,0)	616 (13,0)		2,44 (2,22-2,68)
Recurso de la red socio-sanitaria	66 (0,1)	33 (50,0)	33 (50,0)		12,55 (7,65-20,57)
Hospital general de agudos	184 (0,3)	73 (39,7)	111 (60,3)		23,50 (17,50-31,55)
Procedencia de otro dispositivo de urgencias				< 0,001 ^a	
No	49.059 (99,6)	46.334 (94,4)	2.725 (5,6)		1
SUH	183 (0,4)	72 (39,3)	111 (60,7)		23,52 (17,49-31,62)
SEM	22 (0,04)	15 (68,2)	7 (31,8)		7,89 (3,24-19,20)
Medio de llegada a urgencias				< 0,001 ^a	
Medios propios	49.524 (91,9)	47.419 (95,7)	2.105 (4,3)		1
Mediante ambulancia (TSC + SEM)	4.336 (8,1)	3.011 (69,4)	1.325 (30,6)		9,52 (8,79-10,31)
Consulta previa urgencias (72 horas)				< 0,001 ^a	
No	51.736 (96,1)	48.537 (93,8)	3.199 (6,2)		1
Sí	2.124 (3,9)	1.893 (89,1)	231 (10,9)		1,98 (1,73-2,27)

^aJi cuadrado de Pearson; ^bU de Mann-Whitney.

¹Procedencia: (1) Domicilio, residencia social, centro educativo, lugar de trabajo, vía pública; (2) Recurso de atención primaria (público o privado), consulta externa del mismo hospital; (3) Recurso de la red socio-sanitaria; (4) Hospital general de agudos o desde monográfico de psiquiátricos, hospitalización domiciliaria.

RIC: Rango intercuartil; SUH: servicio de urgencias hospitalario; SEM: Sistema de Emergencias Médicas (no incluye el paciente derivado de un dispositivo a otro en el cual el SEM interviene para hacer el traslado); TSC: Transporte Sanitario de Cataluña; OR: *odds ratio*.

dos mediante ambulancia a urgencias tuvieron una frecuencia de ingreso mayor. Esto pudo ser debido a que el paciente hubiese consultado antes a un nivel asistencial previo como atención primaria o llamada al 112/061. En nuestro estudio, la reconsulta dentro de las siguientes 72 horas tras un alta previa del SUH fue un factor predictivo de ingreso. Esto lo podría justificar el hecho que en la mayor parte de las ocasiones la reconsulta se asocia a una mala evolución clínica. La reconsulta por sí misma

ha sido definida como un indicador de calidad^{15,22}. La frecuencia de reconsulta en las 72 horas previas estuvo por debajo de los estándares de calidad recomendados (< 6%)¹⁵. En este sentido, consideramos que la variable reconsulta debería ser un factor añadido en el triaje²²⁻²⁵.

La predicción de ingreso hospitalario resultó más precisa cuando se tuvo en cuenta las constantes vitales. El modelo multivariante, en el cual se pudo testar la capacidad predictiva de cada una de las constantes vitales, se

Tabla 2. Características los episodios incluidos en el estudio y análisis univariable en función del ingreso hospitalario

	n válido	Total	No ingreso	Ingreso	Valor de p	OR cruda (IC95%)
PAS (mmHg)	21.699	130 [117-145]	130 [117-145]	132 [118-149]	< 0,001 ^b	
< 90		50 (0,2)	44 (88,0)	6 (12,0)	< 0,001 ^a	1,08 (0,45-2,56)
90-149		17.334 (79,9)	15.507 (89,5)	1.827 (10,5)		1
≥ 150		4.315 (19,9)	3.727 (86,3)	588 (13,6)		1,29 (1,17-1,43)
PAD (mmHg)	21.621	76 [69-84]	77 [69-84]	75 [67-84]	< 0,001 ^b	
≥ 60		20.085 (7,1)	17.904 (89,1)	2.181 (10,8)	< 0,00 ^a	1
< 60		1.536 (92,9)	1.302 (84,8)	234 (15,2)		1,42 (1,22-1,64)
T axilar (°C)	16.583	36,3 [36,0- 36,7]	36,3 [36-36,7]	36,4 [36-37]	< 0,001 ^b	
≤ 37		14.641 (88,3)	13.175 (90,0)	1.466 (10,0)	< 0,001 ^a	1
> 37		1.942 (11,7)	1.549 (79,8)	393 (20,2)		2,27 (2,01-2,57)
FC (latidos/min)	22.552	82 [72-93]	81 [72-93]	86 [74-98]	< 0,001 ^b	
≤ 100		19.567 (86,8)	17.601 (90,0)	1.966 (10,0)	< 0,001 ^a	1
> 100		2.985 (13,2)	2.512 (84,2)	473 (15,8)		1,67 (1,50-1,86)
FR (respiraciones/minuto)	2.181	16 [14-20]	16 [14-20]	19 [14-20]	< 0,001 ^b	
≤ 24		2.103 (96,4)	1.839 (87,4)	264 (12,6)	< 0,001 ^a	1
> 24		78 (3,6)	49 (62,8)	29 (37,2)		4,08 (2,54-6,55)
SpO₂ basal	16.605	99 [97-100]	99 [97-100]	97 [95-99]	< 0,001 ^b	
> 95%		15.024 (90,5)	13.666 (91,0)	1.358 (9,0)	< 0,001 ^a	1
93-95%		1.316 (7,9)	855 (65,0)	461 (35,0)		5,13 (4,52-5,83)
< 93%		265 (1,6)	116 (43,8)	149 (56,2)		12,06 (9,41-15,46)

^aJi cuadrado de Pearson; ^bU de Mann-Whitney.

RIC: rango intercuartil; PAS: presión arterial sistólica; PAD: presión arterial diastólica; T: temperatura; FC: frecuencia cardiaca; FR: frecuencia respiratoria; SpO₂: saturación arterial de O₂; IC 95%: intervalo de confianza del 95%; OR: odds ratio.

derivó a partir de una muestra de 10.412 episodios, siendo la frecuencia de ingreso mayor (13,5%) en esta cohorte. Maximizando la especificidad para minimizar los falsos positivos debido a la baja incidencia de ingreso en los pacientes con bajo nivel de prioridad, se obtuvo una sensibilidad del 30,9% y del 39,7% para los modelos sin o con constantes vitales, respectivamente. En lo que respecta a los falsos negativos, no serían especialmente problemáticos, ya que seguirían las recomendaciones establecidas en el sistema de triaje SET-MAT.

Se realizó un estudio similar en el Hospital Clínico San Carlos en 2013 que tuvo el objetivo derivar un modelo de predicción de ingreso hospitalario tras la visita del paciente en el SUH teniendo en cuenta variables como edad, sexo, gravedad, ubicación inicial, diagnóstico de entrada, solicitud de pruebas complementarias y prescripción de medicación¹⁶. Otro estudio reflejó que el uso sistemático de las constantes vitales en el sistema de ayuda al Triaje 3M-TAS tiene una mayor capacidad predictiva de ingreso hospitalario que el SET-MAT, pero menor capacidad en cuanto a la predicción de consumo recursos de urgencias. No obstante, este estudio tuvo en cuenta pruebas de laboratorio, radiológicas, consultas a especialistas, el tiempo de estancia en el SUH y el destino final del paciente²⁶.

Los resultados obtenidos abren una línea de investigación que podría permitir la validación prospectiva del modelo y evaluar su validez externa en un estudio multicéntrico. Creemos que este modelo podría complementar y mejorar el actual MAT-SET en pacientes de baja prioridad, mediante la creación de una aplicación integrada en el triaje para calcular la probabilidad de ingreso en las prioridades IV y V. La validación externa del modelo permitiría discriminar a aquellos pacientes de estos grupos de prioridad de visita que serían candidatos para ser atendidos en un recurso de atención ur-

gente de menos complejidad. Actualmente uno de los grandes problemas de los SUH, y del sistema sanitario en general, es el incremento acumulado año tras año de la actividad urgente a expensas de los usuarios poco graves y poco complejos²⁷. Cada vez más, la derivación inversa se muestra como una necesidad en la gestión de los SUH y del sistema sanitario.

La principal fortaleza es que se trata del primer estudio que busca crear un modelo predictivo de ingreso de paciente con patología poco o nada urgente. Como nos dice la bibliografía, este grupo de pacientes es el más numeroso y pueden llegar a tener un porcentaje de ingreso de hasta un 20%¹¹. La principal limitación del estudio fue que solo un 19,3% de las urgencias atendidas tenían todas las constantes vitales registradas en la historia clínica. Este infrarregistro de las constantes vitales podría explicarse por el hecho de que no se recogen de manera sistemática en los episodios de bajo nivel de prioridad, especialmente en las visitas por motivos osteoarticulares o de salud mental. A pesar de ello, y con el fin de paliar esta limitación, se derivaron tres modelos diferentes con inclusión o no de las constantes vitales. La no inclusión de la frecuencia respiratoria en el modelo predictivo, debido que solo se registró en 2.181 episodios de los 10.412 episodios incluidos en el modelo 3, pudo ser otra limitación. Por último, el diseño del estudio hace que los resultados pudieran no ser generalizables.

Como conclusión, este modelo predictor de ingreso de los niveles IV y V puede permitir identificar a los pacientes con mayor probabilidad de ingreso antes de la visita médica, para poderles dar una atención diferencial dentro del mismo nivel de prioridad. Además, el modelo es de fácil aplicación, e incluso podría facilitar la derivación inversa a otro recurso asistencial de menor complejidad de aquellos pacientes con baja o ninguna probabilidad de ingreso.

Tabla 3. Variantes incluidas en los modelos predictivos de ingreso hospitalario y parámetros de validez diagnóstica para cada uno de los modelos

	Modelo 1 (n = 53.860) OR ajustada (IC 95%)	Modelo 2 (n = 10.412) OR ajustada (IC 95%)	Modelo 3 (n = 10.412) OR ajustada (IC 95%)
Variabes			
Nivel de triaje			
V	1	1	1
IV	1,13 (0,93-1,38)	0,98 (0,53-1,85)	0,91 (0,48-1,72)
Sexo			
Mujer	1	1	1
Hombre	1,40 (1,30-1,52)	1,48 (1,30-1,69)	1,46 (1,28-1,66)
Edad			
15 a 44	1	1	1
45 a 64	2,13 (1,91-2,39)	2,25 (1,85-2,73)	2,48 (2,03-3,03)
65 a 74	3,24 (2,85-3,70)	3,19 (2,55-3,98)	3,53 (2,80-4,45)
75 a 84	5,17 (4,59-5,82)	5,00 (4,07-6,15)	5,29 (4,24-6,60)
> 84	6,79 (5,93-7,77)	6,78 (5,40-8,46)	6,72 (5,26-8,60)
Procedencia			
Domicilio	1	1	1
Recurso de atención primaria	1,99 (1,80-2,20)	1,92 (1,63-2,26)	1,94 (1,64-2,29)
Recurso de la red socio-sanitaria	2,23 (1,34-3,69)	2,17 (0,72-6,57)	2,32 (0,75-7,17)
Hospital general de agudos	10,82 (7,64-15,32)	9,39 (3,72-23,66)	11,22 (4,42-28,51)
Medio de llegada a urgencias			
Medios propios	1	1	1
Mediante ambulancia (TSC o SEM)	4,80 (4,38-5,26)	4,37 (3,74-5,11)	3,72 (3,16-4,40)
Consulta previa Urgencias (72 horas)			
No	1	1	1
Sí	2,32 (1,99-2,71)	2,13 (1,60-2,82)	2,15 (1,60-2,87)
PAS (mmHg)			
90-149	-	-	1
< 90	-	-	0,21 (0,37-1,16)
≥ 150	-	-	0,83 (0,71-0,97)
PAD (mmHg)			
≥ 60	-	-	1
< 60	-	-	1,57 (1,25-1,98)
T axilar (°C)			
≤ 37	-	-	1
> 37	-	-	2,29 (1,91-2,74)
FC (latidos/min)			
≤ 100	-	-	1
> 100	-	-	1,65 (1,40-1,96)
SpO₂ basal			
> 95%	-	-	1
93-95%	-	-	1,70 (1,42-2,05)
< 93%	-	-	2,66 (1,86-3,81)
Parámetros de validez diagnóstica			
Área bajo la curva ROC (IC 95%)	0,79 (0,78-0,80)	0,80 (0,78-0,81)	0,82 (0,80-0,83)
Test de Hosmer-Lemeshow (valor de p)	21,58 (< 0,001)	21,38 (< 0,001)	7,87 (0,446)
Puntuación de corte	2,8	3,1	3,1
Sensibilidad	36,5 (34,9-38,2)	30,9 (28,5-33,4)	39,7 (37,1-42,3)
Especificidad	95,4 (95,2-95,6)	95,6 (95,1-96,0)	95,1 (94,7-95,6)
Valor predictivo positivo	35,1 (33,6-36,7)	52,0 (48,6-55,5)	55,8 (52,6-58,9)
Valor predictivo negativo	95,7 (95,5-95,8)	89,9 (89,3-90,5)	91,1 (90,5-91,6)

Algoritmos empleados para el cálculo del score para cada uno de los modelos.

Puntuación modelo 1 = 0,122 x nivel de triaje IV + 0,339 x sexo (hombre) + 0,758 x edad (45 a 44 años) + 1,177 x edad (65 a 74) + 1,643 x edad (74 a 85 años) + 1,915 edad (> 84 años) + 0,689 x procedencia recurso de atención primaria + 0,800 x procedencia recurso de la red socio-sanitaria + 2,381 x procedencia hospital general de agudos + 1,568 x medio de llegada a SU mediante ambulancia (TSC o SEM) + 0,843 x consulta previa SU (72 horas). Puntuación modelo 2 = -0,015 x nivel de triaje IV + 0,394 x sexo (hombre) + 0,810 x edad (45 a 44 años) + 1,159 x edad (65 a 74) + 1,610 x edad (74 a 85 años) + 1,914 edad (> 84 años) + 0,652 x procedencia recurso de atención primaria + 0,776 x procedencia recurso de la red socio-sanitaria + 2,239 x procedencia hospital general de agudos + 1,475 x medio de llegada a SU mediante ambulancia (TSC o SEM) + 0,754 x consulta previa SU (72 horas). Puntuación modelo 3 = -0,093 x nivel de triaje IV + 0,378 x sexo (hombre) + 0,908 x edad (45 a 44 años) + 1,262 x edad (65 a 74) + 1,666 x edad (74 a 85 años) + 1,906 edad (> 84 años) + 0,663 x procedencia recurso de atención primaria + 0,843 x procedencia recurso de la red socio-sanitaria + 2,418 x procedencia hospital general de agudos + 1,316 x medio de llegada a SU mediante ambulancia (TSC o SEM) + 0,764 x consulta previa SU (72 horas) -1,577 x PAS < 90 mmHg -0,186 x PAS ≥ 150 mmHg + 0,451 x PAD < 60 mmHg + 0,829 x T axilar > 37°C + 0,503 x FC > 100 + 0,531 x SpO₂ 93-95% + 0,980 x SpO₂ > 95%. -: variable no introducida en el modelo.

TSC: Transporte Sanitario de Cataluña; SEM: Sistema de Emergencias Médicas; PAS: presión arterial sistólica; PAD: presión arterial diastólica; FC: frecuencia cardíaca; FR frecuencia respiratoria; SpO₂: saturación arterial de O₂. IC 95%: intervalo de confianza del 95%; S: sensibilidad; E: especificidad; VPP: valor predictivo positivo; VPN: valor predictivo negativo; OR: odds ratio.

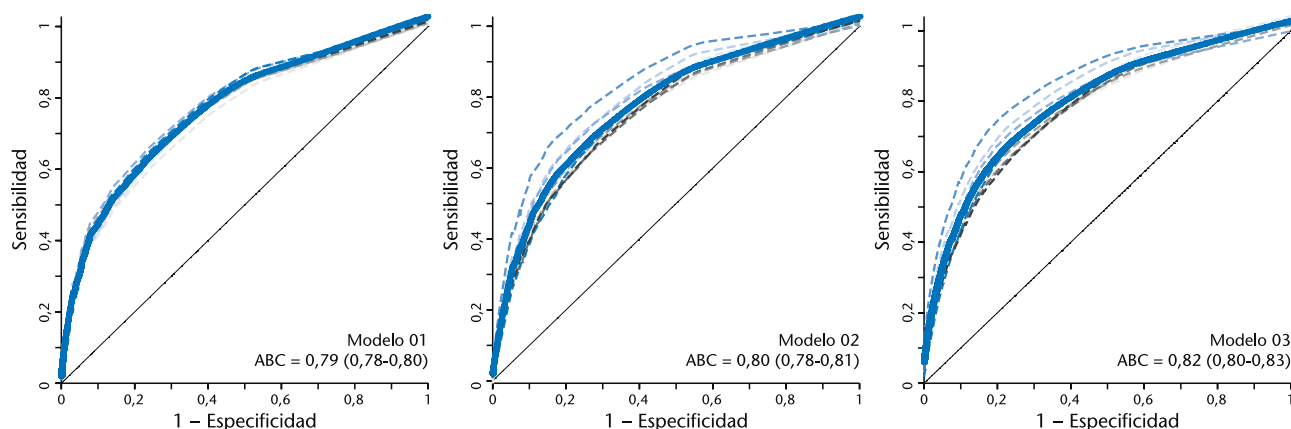


Figura 2. Área bajo la curva (ABC) de la característica operativa del receptor (COR) para cada uno de los modelos predictivos. Para cada uno de los modelos predictivos se estimaron 10 ABC mediante un procedimiento de validación cruzada. Como medida global de rendimiento de cada uno de los modelos se calculó la media de ABC (curva de color azul con trazo grueso) obtenida de las 10 submuestras junto a su intervalo de confianza del 95% (IC 95%).

Conflicto de intereses: Los autores declaran no tener conflictos de intereses en relación con el presente artículo.

Financiación: Los autores declaran la no existencia de financiación en relación al presente artículo.

Responsabilidades éticas: Todos los autores han confirmado el mantenimiento de la confidencialidad y respeto de los derechos de los pacientes en el documento de responsabilidades del autor, acuerdo de publicación y cesión de derechos a EMERGENCIAS. El estudio fue aprobado por el Comité Ético de Investigación Clínica de referencia (CEI 17/48).

Artículo no encargado por el Comité Editorial y con revisión externa por pares

Agradecimientos: Isaac Guerrero, Ramon Gubianas y Narcís Macià del Servei de Documentació i Informació Clínica de la Fundació Althaia Xarxa Assistencial Universitària de Manresa. Dra. Dolors Garcia Pérez, Jefa Clínica del Servicio de Urgencias Fundació Althaia Xarxa Assistencial Universitària de Manresa.

Bibliografía

- Ministerio de Sanidad y Política social. Unidad de Urgencias hospitalaria. Estándares y recomendaciones. Madrid: Informes, estudios e investigación;2010 [Internet]. (Consultado 18 Marzo 2019). Disponible en: <http://www.msssi.gob.es/organizacion/sns/planCalidadSNS/docs/UUH.pdf>
- Durand AC, Palazzolo S, Tanti-Hardouin N, Gerbeaux P, Sambuc R, Gentile S. Nonurgent patients in emergency departments: rational or irresponsible consumers? Perceptions of professionals and patients. *BMC Res Notes*. 2012;5:1-9.
- Defensor del pueblo[Internet]Informe anual y debate en las Cortes Generales 2015. (Consultado 20 Marzo 2018). Disponible en: www.defensorpueblo.es/informeannual/informe-anual-2015/
- Braun T, García L, Krafft T, Díaz-Regañón G. Frecuentación del servicio de urgencias y factores sociodemográficos. *Gac Sanit*. 2002;16:139-44.
- Aranaz Andrés JM, Martínez Nogueras R, Gea Velázquez de Castro MT, Rodrigo Bartual V, Antón García P, Pajares FG. ¿Por qué los pacientes utilizan los servicios de urgencias hospitalarios por iniciativa propia? *Gac Sanit*. 2006;20:311-5.
- Soler W, Gómez Muñoz M, Bragulat E, Álvarez A. El triaje herramienta fundamental en urgencias y emergencias. *An Sist Sanit Navar*. 2010;33:55-68.
- Hoot NR, Aronsky D. Systematic Review of Emergency Department Crowding: Causes, Effects, and Solutions. *Ann Emerg Med*. 2008;52:126-36.
- Tudela P, Mòdol JM. La saturación en los servicios de urgencias hospitalarios. *Emergencias*. 2015;27:113-20.
- Van de Linden MC, Meester BE, Van der Linden N. Emergency department crowding affects triage processes. *Int Emerg Nurs*. 2016;29:27-31.
- Cubero-Alpizar C. Los sistemas de triaje: respuesta de la saturación en las salas de urgencias. *Rev Enfermería Actual en Costa Rica* [Internet]. 2014. (Consultado 17 Febrero 2020); 27:1-12. Disponible en: <https://revistas.ucr.ac.cr/index.php/enfermeria/issue/view/1631>
- Gómez Jiménez J, Ramón-Pardo P, Rúa Moncada C. Manual para la implementación de un sistema de triaje para los cuartos de Urgencias. Washington, DC: Organización Panamericana de la Salud / Organización Mundial de la Salud; 2010. (Consultado 17 Febrero 2020). Disponible en: https://www.paho.org/hq/dmdocuments/2011/HSS_IS_Manual_Sistema_Tiraje_CuartosUrgencias2011.pdf.
- Sánchez Bermejo R, Cortés Fadrique C, Rincón Fraile B, Fernández Centeno E, Peña Cueva S, de Las Heras Castro EM. El triaje en urgencias en los hospitales españoles. *Emergencias*. 2013;25:66-70.
- Miró Ó, Escalada X, Boqué C, Gené E, Jiménez Fábrega FX, Netto C, et al. Estudio SUHCAT (2): Mapa funcional de los servicios de urgencias hospitalarios de Cataluña. *Emergencias*. 2014;26:35-46.
- SEMES-Insalud. Calidad en los servicios de urgencias. Indicadores de calidad. *Emergencias*. 2001;13:60-5.
- Gómez Jiménez J. Urgencia, gravedad y complejidad: un constructo teórico de la urgencia basado en el triaje estructurado. *Emergencias*. 2006;18:156-64.
- Elvira Martínez CM, Fernández C, González del Castillo J, González Armengol JJ, Villarreal P, Martín Sánchez FJ. Modelo predictor de ingreso Hospitalario a la llegada al servicio de Urgencias hospital Clínico San Carlos. *An Sist Sanit Navar*. 2012;35:207-17.
- Miró O, Escalada X, Gene E, Boque C, Jiménez Fábrega FX, Netto C, et al. Estudio SUHCAT (1): mapa físico de los servicios de urgencias hospitalarios de Cataluña. *Emergencias*. 2014;26:19-34.
- Luque-Fernández MA, Redondo-Sanchez D. Cross-validated Area Under the Curve. GitHub repository. 2019. (Consultado 17 Febrero 2020). Disponible en: <https://github.com/migariane/cvauroc>.
- Instituto Nacional de Estadística. Estadística de defunciones según la causa de muerte 2013. *Inst Nac Estadística* [Internet] 2015 (Consultado 20 Noviembre 2015). Disponible en: <http://www.ine.es/prensa/np896.pdf>.
- Un nuevo "aliado" para derivar más urgencias a Atención Primaria [Internet] redacción médica 2016 (Consultado 17 Diciembre 2018). Disponible en: <https://www.redaccionmedica.com/autonomias/madrid/un-nuevo-aliado-para-derivar-mas-urgencias-a-atencion-primaria-4986>
- Oterino D, Peiró S, Calvo R, Sutil P, Fernández O, Pérez G, et al. Utilización inadecuada de un servicio de urgencias hospitalario. Una evaluación con criterios explícitos. *Gac Sanit*. 1999;13:361-70.
- Jiménez-Puente A, Del Río-Mata J, Arjona-Huertas JL, Mora-Ordóñez B, Nieto-de Haro L, Lara-Blanquer A, et al. Causas de los retornos durante las 72 horas siguientes al alta de urgencias. *Emergencias*. 2015;27:287-93.
- Verelst S, Pierloot S, Desruelles D, Gillet JB, Bergs J. Short-term unscheduled return visits of adult patients to the emergency department. *J Emerg Med*. 2014;47:131-9.
- Chan AHS, Ho SF, Fook-Chong SMC, Lian SWQ, Liu N, Ong MEH. Characteristics of patients who made a return visit within 72 hours to the emergency department of a Singapore tertiary hospital. *Singapore Med J*. 2016;57:301-6.
- Peiró S, Librero J, Ridaio M, Bernal-Delgado E. Variabilidad en la utilización de los servicios de urgencias hospitalarios del Sistema Nacional de Salud. *Gac Sanit*. 2010;24:6-12.
- Sánchez Bermejo R, Ramos Miranda N, Sánchez Paniagua AB, Barrios Vicente E, Fernández Centeno E, Díaz-Chaves MÁ, et al. Comparación de la capacidad de predecir hospitalización y consumo de recursos del programa de ayuda al Triage 3M TAS y el sistema español de triaje - Model andorrà de triaje (SET-MAT). *Emergencias*. 2016;28:21-5.
- Gómez Moreno FX. ¿Estamos utilizando nuestros servicios de urgencias como si fueran Google? *Emergencias*. 2019;31:225-6