

## Validación del modelo de predicción del choque en pacientes que ingresan en cuidados intensivos

## Validation of the Shock Prediction Model in Patients Admitted to Intensive Care

Rafael Estévez Muguerza<sup>1\*</sup> <https://orcid.org/0000-0001-7473-2851>

Frank Daniel Martos Benítez<sup>2</sup> <https://orcid.org/0000-0001-7551-5373>

Rafael Estévez Matos<sup>3</sup> <https://orcid.org/0000-0003-1745-5151>

<sup>1</sup>Hospital Clínico Quirúrgico "Hermanos Ameijeiras". La Habana. Cuba.

<sup>2</sup>Instituto Nacional de Neurología y Neurocirugía. La Habana. Cuba.

<sup>3</sup>Hospital Docente Clínico Quirúrgico Freire Andrade. La Habana. Cuba.

\*Autor para la correspondencia: [restevezm@infomed.sld.cu](mailto:restevezm@infomed.sld.cu)

### RESUMEN

**Introducción:** el choque es una insuficiencia circulatoria aguda y progresiva, potencialmente reversible, que condiciona una hipoxia de los tejidos, lo que provoca un metabolismo anaerobio con producción de acidosis láctica, daño y muerte celular.

**Objetivo:** Validar el modelo de predicción del choque en pacientes que ingresan en cuidados intensivos.

**Métodos:** Se realizó una investigación explicativa con un diseño de cohorte retrospectivo, con un modelo predictivo del choque en 538 pacientes que ingresaron a Cuidados Intensivos del Hospital Clínico Quirúrgico Hermanos Ameijeiras en el período de enero de 2017 a diciembre de 2022.

**Resultados:** Predominaron los ancianos hombres, color de la piel blanco. Los factores de riesgo predictivo del choque fueron la cardiopatía isquémica, la diabetes *mellitus*, la albúmina, el SOFA y el índice de choque. La discriminación del indicador cuantitativo en la muestra de la validación fue buena. La discriminación de la estimación del modelo fue muy buena, pues el área bajo la curva ROC fue de 0,889. La discriminación del indicador cuantitativo en la muestra de la validación fue buena 0,894 (IC 95 %: 0,841 - 0,947;  $p < 0,001$ ).

**Conclusiones:** El modelo predictivo fue útil para pronosticar el choque en los pacientes que ingresaron en cuidados intensivos.



**Palabras clave:** choque; factores de riesgo; modelo predictivo; validación; cuidados intensivos.

## ABSTRACT

**Introduction:** Shock is an acute and progressive circulatory failure, potentially reversible, which causes tissue hypoxia, leading to anaerobic metabolism with the production of lactic acidosis, cell damage and death.

**Objetive:** This research was conducted with the aim of validating the CHOQUE prediction model in patients admitted to intensive care.

**Methods:** An explanatory research was conducted with a prospective cohort design, of a predictive model of CHOQUE, in 538 patients admitted to Intensive Care of the Hermanos Ameijeiras Clinical Surgical Hospital during the period from January 2017 to December 2022.

**Results:** In this research, elderly men with white skin color predominated. The predictive risk factors for CHOQUE were Ischemic Heart Disease, Diabetes Mellitus, albumin, SOFA and CHOQUE Index. The discrimination of the quantitative indicator in the validation sample was good. The discrimination of the model estimate was very good, as the area under the ROC curve was 0.889. The discrimination of the quantitative indicator in the validation sample was good 0.894 (95% CI: 0.841 – 0.947; p<0.001).

**Conclusions:** The predictive model was useful for predicting CHOQUE in patients admitted to intensive care.

**Keywords:** shock, risk factors; predictive model; validation; intensive care.

Recibido: 14/12/2024

Aceptado: 23/12/2024

## Introducción

El choque es una hipoperfusión tisular generalizada, con hipoxia celular por baja entrega de oxígeno, mayor consumo o utilización inadecuada de este; inicialmente es un estado reversible, siempre que se diagnostique y trate rápidamente para prevenir la progresión al estado de falla orgánica múltiple y muerte.<sup>(1,2)</sup>

Un estudio epidemiológico reciente mostró un aumento del 8,5 % en la incidencia anual de choque séptico en Estados Unidos de América. A pesar de la

incorporación de nuevos tratamientos, la mortalidad permanece alta, alrededor del 50 % - 80 %.<sup>(3)</sup>

El choque cardiogénico ocurre en aproximadamente 5 a 7,1 % de los pacientes que presentan un infarto agudo de miocardio (IAM) y es más común en pacientes con IM con elevación del segmento ST (IAMEST).<sup>(4)</sup>

En América Latina la incidencia el choque séptico varía de 16,6 a 29,3 %, la del choque cardiogénico ha aumentado en los últimos 30 años, el número anual de casos es de más de 900 000 (aproximadamente tres por 1 000 habitantes), así de 3049 ingresos en la unidad de cuidados intensivos coronarios (UCIC), 677 (22 %), cumplieron los criterios clínicos de choque: 66 % con choque cardiogénico, 7 % como distributivo, 3 % como hipovolémico, 20 % como mixto y 4 % como desconocido.<sup>(5)</sup>

En Cuba la mortalidad del choque séptico es alta, y oscila entre el 30 y el 70 % según los diferentes estudios.<sup>(3,6)</sup> En el paciente politraumatizado la incidencia del choque hipovolémico es de 20 a 30 %, y el 5 al 10 % de estos fallecen en estado crítico.<sup>(3)</sup> En Cuba, en el año 2022, las enfermedades del corazón ocuparon el primer lugar por defunciones, con una tasa de 180,5 por 100 000 habitantes, de estos por infarto agudo del miocardio se reportó una tasa de 72,1 por 100 000 habitantes, 10,5 al 15 % de los ingreso en UCI y 7,1 % se complica con choque cardiogénico y mortalidad elevada superior al 62,2 %.<sup>(7)</sup>

Por la necesidad de evaluar la eficacia de los cuidados médicos y de enfermería, para jerarquizar los pacientes y predecir su diagnóstico y evolución, se emplean modelos pronósticos.<sup>(8)</sup>

Los modelos predictivos valoran la gravedad de la enfermedad aguda y predicen la evolución del choque, los cuales se renuevan continuamente para mejorar la capacidad predictiva. El índice de choque (IC) se define como la frecuencia cardíaca (FC) dividida por la presión arterial sistólica y fue introducida por primera vez en 1967 por Allgöwer y Burri. Se ha estudiado en pacientes con y sin trauma y se usa en la práctica clínica para evaluar el choque hipovolémico o la gravedad del choque no hipovolémico y para ayudar al tratamiento agudo en este contexto. En la población normal no embarazada, el rango del IC normal es de 0,5 a 0,7.<sup>(9)</sup>

En el choque cardiogénico se aplican como predictor de gravedad con mayor frecuencia el *Cardio Choque risk score* y IABP-choque II (*intra-aortic balloon counterpulsation in acute myocardial infarction complicated by cardiogenic choque*).<sup>(10)</sup>

En el choque hipovolémico se utiliza la escala ATLS *Hypovolemic* junto a al *Hemorrhage-induced mortality index* como predictores de elevada efectividad.<sup>(11)</sup> Así como los índices de traumatismos, índice de probabilidad de supervivencia

basado en la gravedad de las lesiones anatómicas *A severity characterisation of trauma* (ASCOT), escala CRAMS, *Injury severity score* (ISS), *New injury severity score* (NISS), *Trauma score* (TS) y *Trauma and injury severity score* (TRISS).<sup>(12)</sup> En el choque séptico el *Sequential Organ Failure Assessment Score* (SOFA) y el *Quick Sequential Organ Failure Assessment* (qSOFA) como índices predictivo de gravedad es muy útil en la predicción de la evolución de la sepsis.<sup>(13)</sup>

El choque es un trastorno que constituye un problema de salud pública a nivel mundial, con una incidencia y prevalencia en aumento.<sup>(14)</sup> La mortalidad permanece elevada en algunos de los tipos más frecuentes, como el séptico.<sup>(15)</sup> Aproximadamente un 5 % de los casos que se admiten en las UCI tienen choque, por ello es imprescindible la lucha por incrementar la supervivencia de estos enfermos.<sup>(16)</sup> Cuba no está exenta de esta problemática, ya que la primera causa de muerte son las enfermedades cardiovasculares y un alto por ciento de estos pacientes fallecen en choque cardiogénico.<sup>(14)</sup>

La evaluación pronóstica en los pacientes con choque es un elemento esencial identificar los factores de riesgo asociados con la evolución clínica desfavorable y la aplicación de un modelo predictivo del choque que permita un diagnóstico precoz y disminuir la mortalidad.

Los modelos predictivos existentes para estimar con precisión el riesgo de presentar choque tienen limitaciones al ser diseñados para tipos específicos de estado choque. No existe un modelo predictivo general que permita estimar el riesgo del choque en pacientes que ingresan en cuidados intensivos hasta donde revisó las literaturas el autor. Por todo lo anterior sería de interés investigar qué factores de riesgo clínico, epidemiológicos, biomarcadores y terapéuticos tendrían riesgo para inicio del choque en el contexto cubano de cuidados intensivos, en consecuencia, diseñar un modelo predictivo del choque.

El objetivo de este trabajo es validar el modelo predictivo del choque en pacientes que ingresan en cuidados intensivos.

## Métodos

Se realizó una investigación explicativa con un diseño de cohorte retrospectivo, de un modelo predictivo del choque, en la Unidad de Cuidados Intensivos del Hospital Docente Clínico Quirúrgico Hermanos Ameijeiras durante el período entre enero de 2017 a diciembre de 2022.

Se incluyeron en el estudio los pacientes mayores a 18 años de edad admitidos en la UCI durante el tiempo de investigación; aquellos con una estadía mayor de 24 h

en la Unidad de Cuidados Intensivos; y los que no fueron trasladados a otra institución hospitalaria. Se excluyeron los casos que negaron su autorización a participar en el estudio; los gestantes y los pacientes admitidos en la UCI para cuidados al final de la vida.

En la UCI se admitieron 563 pacientes durante el tiempo que duró la investigación, se excluyeron 25 pacientes. Despues de considerar los criterios de inclusión y de exclusión, la muestra definitiva quedó conformada por 538 pacientes que cumplieron los criterios antes expuestos en el período de estudio, la cual se dividió al azar con el programa *Statistical Package Social Science* (SPSS) versión 23. El 50 % para cada grupo: 259 para el grupo estimación y 259 para la validación.

El tamaño de la muestra se determinó según criterios de factibilidad pues se trataba de la revisión de muchos aspectos de la historia clínica del paciente y que fuera adecuado para la llevar a cabo la regresión logística, garantizando que existieran al menos 10 pacientes por cada variable incluida en dicha función.

Con el fin de optimizar la validez de los datos, la revisión de las historias se realizó por dos evaluadores independientes que discutieron discrepancias hasta arribar a consenso; ambos revisores, debieron consultar en varias ocasiones con especialistas del servicio sus dudas acerca de datos en la historia clínica. Se determinaron los datos para registro como la edad, sexo, color de la piel, procedencia, según el área hospitalaria, estadía previa, según el tiempo de hospitalización del paciente estimado en días, estadía en UCI, reingreso, mortalidad, sepsis, tipo de choque, ventilación artificial mecánica, escala de Glasgow, *Sequential Organ Failure Assessment* (SOFA), *Simplified Acute Physiology Score* (SAPS3), enfermedades asociadas, estado nutricional, diagnóstico principal al egreso, tipos de paciente, localización de la cirugía.

Variables sobre los complementarios recibidos del laboratorio clínico: leucocitos, albúmina, creatinina, urea y bilirrubina.

Algunas variables cardiovasculares: hipertensión arterial, cardiopatía isquémica (CI), insuficiencia cardíaca congestiva (ICC), frecuencia cardíaca, tensión arterial media (TAM), presión venosa central (PVC), índice de choque y tipos de choque.

Variables de la gasometría: pH, según medición hemogasométrica, trastornos simples < 7,35 o >7,45, trastornos mixtos pH entre 7,35 y 7,45, presión parcial de dióxido de carbono ( $\text{PaCO}_2$ ), bicarbonato de sodio ( $\text{HCO}_3^-$ ), según medición hemogasométrica en mmol/L, relación de la presión parcial de oxígeno entre fracción inspiratoria de oxígeno ( $\text{PaO}_2/\text{FiO}_2$ ).

El análisis estadístico consistió en el cálculo de las frecuencias relativas y las absolutas; para construir el indicador se utilizó la estrategia de validación.

## Desarrollo de la primera estrategia (índice diagnóstico)

Con el primer grupo de historias, se estimó la función de regresión logística que modela la relación entre la probabilidad de tener choque (variable dependiente) y las variables independientes: la edad, el sexo, índice de masa corporal (con sus categorías), la cardiopatía isquémica, la presencia de enfermedad tumoral, la diabetes *mellitus*, el estado nutricional evaluado con el índice de masa corporal, la frecuencia cardíaca, la presión venosa central, la albúmina, el tipo de paciente, la escala SOFA y la gasometría.

Con el propósito de evaluar la existencia de una correlación excesiva entre las variables independientes (colinealidad) que introdujera imprecisiones en las estimaciones se evaluó la asociación entre estas. Para las variables cualitativas se aplicó la prueba de homogeneidad ji al cuadrado ( $\chi^2$ ), acompañada de un coeficiente de correlación (*Phi* o V de Cramer, según se tratara de tablas de un grado de libertad o más de un grado de libertad respectivamente); en el caso de las variables cuantitativas, se aplicó el coeficiente de correlación de Pearson ( $\rho$ ). No existió ningún valor de los coeficientes calculados superior a 0,8, cifra que se consideró para afirmar que existía correlación importante entre las variables.

El modelo de regresión logística establece que si se tiene una variable dicotómica "Y" (que en este caso es choque sí o no), la probabilidad de que un paciente presente choque en la UCI puede expresarse en función de las variables  $X_1, X_2, X_n$  de la siguiente manera:

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + \exp - (b_0 + b_1 X_1 + \dots + b_n X_n)}$$

Donde:

$b_0$ : es el término independiente

$b_1, \dots, b_n$ : son los coeficientes respectivos de las variables independientes

Para la búsqueda de las variables asociadas a la presencia de choque a partir de un modelo inicial, se ajustó un modelo de regresión logística multivariado con respuesta dicotómica, por el método paso a paso (adelante Wald). El modelo debe ser aquél más reducido que explique los datos (principio de parsimonia), y que además sea técnicamente congruente e interpretable.

Posteriormente, mediante el estadígrafo de Wald se identificaron aquellas variables cuyos coeficientes fueron significativamente diferentes de 0 ( $p < 0,05$ ). Además, se

estimaron los *odds ratio* (OR) puntuales y por intervalos para cada variable ( $\exp(b_i)$ ) seleccionada, los que fueron interpretados. La función obtenida permitió determinar la probabilidad de tener choque en función de estas y paralelamente estimar la influencia independiente de cada variable sobre el choque.

La bondad de ajuste del modelo se verificó mediante su calibración (medida de que la probabilidad predicha de tener choque concuerde con la observada) por medio del estadístico de Hosmer y Lemeshow.

La discriminación (capacidad del modelo para distinguir entre pacientes con y sin choque) del modelo se evaluó mediante el ploteo de una curva ROC (curva de operaciones características del receptor por sus siglas en inglés) a partir de la sensibilidad y 1-especificidad calculadas según las probabilidades de tener esa condición morbosa calculadas a partir del modelo obtenido. La discriminación será buena en la medida que esa área se acerque al valor uno.

La distribución empírica de las probabilidades estimadas en esta primera estrategia se dividió en tres partes iguales a partir de los percentiles 33,3 (0,01927) y 66,7 (0,35850), de manera que se pudieran obtener tres estratos de riesgo bajo (< 0,01927), medio (entre 0,01927 y 0,35850) y alto (> 0,35850). Se evaluó entonces la existencia de relación de estos grupos y la presencia de choque.

### Validación del índice

En la muestra de la validación, se estimó la probabilidad de tener choque para cada paciente a partir de la función de regresión estimada con la muestra correspondiente y para evaluar la capacidad del modelo para pronosticar el choque se construyó una curva ROC. La evaluación de la discriminación (capacidad de distinguir los pacientes con y sin choque), se realizó por el examen visual de la curva (en tanto más alejada del eje de las abscisas, sobre pasando la bisectriz del primer cuadrante, en el cual quedarían aquellos puntos de una prueba positiva o negativa por casualidad, más eficaz resultará la función para la predicción) y por el cálculo del área bajo la curva con su intervalo de confianza de 95 por ciento.

La calibración (medida de que la probabilidad de choque predicha refleje correctamente el verdadero riesgo de tener choque) se estimó mediante la prueba de Hosmer-Lemeshow.

En la muestra de la validación la distribución empírica de las probabilidades estimadas en esta primera estrategia se dividió en tres partes iguales a partir de los percentiles 33,3 (0,01927) y 66,7 (0,35850), de manera que se pudieran obtener tres estratos de riesgo bajo (< 0,01927), medio (entre 0,01927 y 0,35850) y alto (> 0,35850). Se evaluó entonces la existencia de relación entre estos grupos y la presencia de choque.

## Desarrollo de la escala de medición

Con las mismas variables que las empleadas en la estrategia descrita antes, se procedió a aplicar el procedimiento básico para construir escalas de medición.

Dado que posiblemente, cada variable no tuviera la misma importancia en la ocurrencia del choque se otorgaron ponderaciones a cada uno de ellas. Esta tarea se alcanzó con ayuda de la función de regresión logística multivariada obtenida con la muestra de estimación. Los *odds ratio* de cada variable se utilizaron para las ponderaciones ya que el valor del mismo indica la importancia de cada variable en la estimación de la probabilidad de tener choque. La escala definitiva que se propone resultó ser una combinación lineal de la siguiente forma:

$$I = w_1x_1 + w_2x_2 + \dots + w_kx_k$$

Donde las X's representan a las diferentes variables y las W a las ponderaciones otorgadas a cada una de ellos a partir de los OR de la función de regresión redondeados a un valor después de la coma.

La distribución empírica de los valores de la escala calculados a cada paciente se dividió en tres partes iguales con los percentiles 33,3 (162,190) y 66,7 (424,635) para obtener también tres estratos de riesgo bajo (< 162,90), medio (entre 162,90 y 424,635) y alto (> 424,635). Se procedió a evaluar la relación de esta variable con la presencia de choque.

## Validación de la escala

La circunstancia de que en este caso se cuenta con un criterio de verdad permitió que, para la validación de la escala, se haya seguido el procedimiento que se emplea en la validación de índices predictivos o diagnósticos. Para cada paciente se calculó el valor de la escala y se construyó una curva ROC para evaluar la discriminación (capacidad de distinguir entre personas con y sin choque). La validación de la escala se realizó con la muestra de validación ya que la estimación de los OR de la regresión logística que servirían para otorgar ponderaciones a cada variable, se obtuvo de la muestra de estimación.

En la muestra de la validación, la distribución empírica del valor de la escala calculados a cada paciente se dividió en tres partes iguales con los percentiles 33,3 (133,2) y 66,7 (165,0) para obtener también tres estratos de riesgo bajo (< 133,2),

medio (entre 133,2 y 165,0) y alto (> 165,0). Se procedió a evaluar la relación de esta variable con la presencia de choque.

### Consideraciones éticas

Este estudio clínico aplicó todo lo establecido en la Declaración de Helsinki.<sup>(17)</sup> Se informó a los pacientes involucrados sobre las características del mismo y se pidió el consentimiento de participación.

## Resultados

Se estudió una muestra de 269 pacientes para la validación. En promedio la edad fue de  $60,4 \pm 14,5$  años. En cuanto a la procedencia en los dos grupos de estudio predominaron los de ingreso en sala con un 85,6 % y 86,8 % (tabla 1).

**Tabla 1-** Caracterización de los pacientes analizados según grupos de estudio, variables demográficas y procedencia

Variables	Choque				Total (n = 269)		<i>p</i>	
	No (n = 201)		Sí (n = 68)					
	No.	%	No.	%	No.	%		
Edad (media ± DE, años)	$60,7 \pm 14,4$		$59,4 \pm 15,1$		$60,4 \pm 14,5$		0,535 <sup>a</sup>	
< 60	86	42,8	32	47,1	118	43,9	0,637 <sup>b</sup>	
≥ 60	115	57,2	36	52,9 %	151	56,1		
Sexo								
Masculino	104	51,7	38	55,9	142	52,8	0,652 <sup>b</sup>	
Femenino	97	48,3	30	44,1	127	47,2		
Color de la piel								
Blanca	160	79,6	53	77,9	213	79,2	0,747 <sup>c</sup>	
Negra	12	6,2	3	4,4	15	5,6		
Mestiza	29	14,4	12	17,6	41	15,2		
Procedencia								
Urgencia	10	8,5	8	11,8	25	9,2	d	
Sala	172	85,6	59	86,8	231	85,9		
Otra UCI	1	0,5	0	0,0	1	0,4		
Otro hospital sala	2	1,0	0	0,0	2	1,0		
Otro hospital UCI	9	4,5	1	1,5	10	3,7		

DE: desviación estándar, a. prueba t de *Student*, b: prueba ji al cuadrado ( $\chi^2$ ) con corrección, c. prueba ji al cuadrado ( $\chi^2$ ), d: prueba ji al cuadrado ( $\chi^2$ ) no válida por existir 50,0 % de frecuencias esperadas menores que 5

Fuente: Historia clínica.

### Diseño de la estimación del modelo predictivo del choque



Esta obra está bajo una licencia [https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.es\\_ES](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.es_ES)

Se estimó un modelo de regresión logística multivariado con respuesta dicotómica, por el método paso a paso (adelante Wald). La bondad de ajuste medida por la calibración del modelo fue buena ya que el resultado del estadístico de Hosmer y Lemeshow tiene una probabilidad asociada de 0,073.

El modelo obtenido fue el siguiente:

$$P(Y=1) = 1/(1 + \text{EXP}(3,171 - 1,198 \times \text{CI} + 1,300 \times \text{DM} - 0,096 \times \text{albúmina} - 4,204 \times \text{SOFA} - 1,125 \times \text{índice de choque}))$$

Las variables asociadas de manera independiente a la probabilidad de tener choque fueron la cardiopatía isquémica, la diabetes *mellitus*, la albúmina, el SOFA y el índice de choque. El *odds ratio* (OR) la diabetes *mellitus* fue de 0,273 (IC de 95 %: 0,105 – 0,704;  $p = 0,007$ ). El OR para la albúmina fue de 0,908 (IC de 95 %: 0,858 – 0,962;  $p = 0,00$ ) y el OR para el SOFA  $\geq 3$  fue de 66,924 (IC de 95 %: 9,081 – 493,223;  $p < 0,001$ ). A partir de los valores de los *odds ratio* de cada variable se construyó un indicador cuantitativo para el riesgo de presentar choque (tabla 2).

**Tabla 2- Índice cuantitativo**

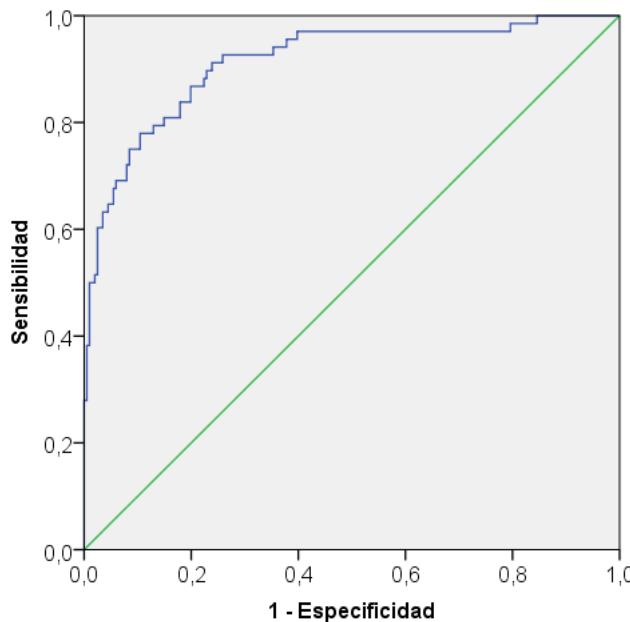
Variable	OR	Ponderación	$p$
CI	3,312	3,3	0,013
DM	0,273	0,3	0,007
Albúmina	0,908	0,9	0,001
SOFA $\geq 3$	66,924	66,9	< 0,001
Índice de choque	3,080	3,1	0,015

Fuente: Historia clínica.

El indicador obtenido fue el siguiente:

$$\text{Índice de choque} = 3,3 \times \text{CI} + 0,3 \times \text{DM} + 0,9 \times \text{albúmina} + 66,9 \times \text{SOFA} + 3,1 \times \text{índice de choque}.$$

La discriminación del índice cuantitativo fue buena el área bajo la curva ROC fue de 0,914 (IC de 95 %: 0,872 – 0,955;  $p < 0,001$ ) (fig. 1).

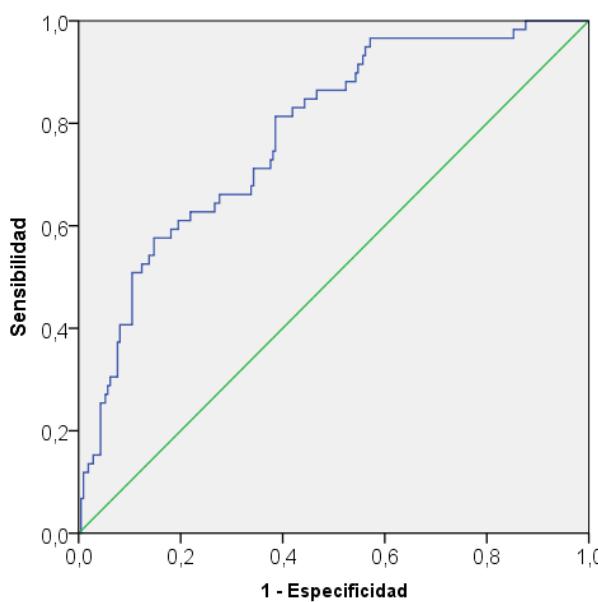


**Fig. 1-** Curva ROC para la discriminación basado en el índice cuantitativo en la muestra de la estimación.

#### Validación del modelo de regresión logística

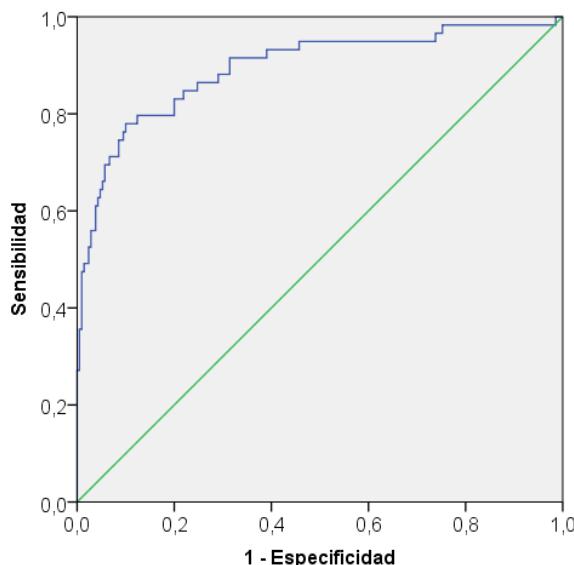
La calibración fue buena pues la probabilidad asociada al estadígrafo de Hosmer y Lemeshow fue de 0,745.

La discriminación fue buena el área bajo la curva ROC fue de 0,780 (IC de 95 %: 0,716 – 0,844;  $p < 0,001$ (fig. 2).



**Fig.2-** Curva ROC para las probabilidades obtenidas por el modelo de regresión logística en la muestra de la validación.

La discriminación del indicador cuantitativo en la muestra de la validación fue buena 0,894 (IC de 95 %: 0,841 – 0,947;  $p < 0,001$ ) (fig. 3).



**Fig. 3-** Curva ROC para el indicador cuantitativo en la muestra de la validación.

## Discusión

Los pacientes incluidos en esta investigación tuvieron como características distintivas la edad avanzada, lo que coincide con Pencina y otros.<sup>(18)</sup> la edad promedio reportada en esa investigación es de 65 y más años). En otra investigación en los pacientes críticos la edad media es de alrededor de 60 años, lo cual coincide con los hallazgos de la presente serie.<sup>(19)</sup> En un reciente estudio con 27 404 pacientes, Monares y otros<sup>(20)</sup> apreciaron que el riesgo de muerte aumenta proporcionalmente con la edad. Estos resultados coinciden con lo señalado con los relatados en este estudio por el autor.

Bahloul y otros<sup>(21)</sup> analizaron 145 pacientes que correspondieron a un porcentaje de 59,3 % para el género masculino (86 pacientes). La edad tuvo una distribución normal con una media de  $50,7 \pm 21,04$  de desviación estándar; la mediana de los días de estancia fue 7 días; la mortalidad global de la unidad fue de un 26,9 %; la patología que presentó mayor mortalidad fue la sepsis de origen abdominal, con un 44,4 %.

Estos argumentos indican que los pacientes con edad avanzada en UCI, no solo presentan el agravante de la enfermedad, sino también el agotamiento de los

mecanismos fisiológicos de respuesta al estrés propio del envejecimiento, todo lo que presupone un mayor riesgo de complicaciones y muerte.

En estudio descriptivo y transversal de 550 pacientes en estado crítico predominaron hombre anciano.<sup>(22)</sup>

El estudio realizado, teniendo en cuenta la base de datos pública Medical Information Mart for Intensive Care (MIMIC) IV, en el que se realiza un pronóstico en pacientes ancianos con choque basado en el aprendizaje automático, determinó como factores pronósticos de muerte la ventilación mecánica, el volumen minuto urinario, algunos tipos de comorbilidades y la distribución de los hematíes.<sup>(23,24)</sup>

En el análisis univariado se identificaron el color de la piel blanco y la procedencia de la sala de ingreso se asociaron con una mayor frecuencia al choque. Estos resultados discrepan de los relatados por otros autores que señalan el color de la piel mestiza y la procedencia de los servicios de urgencias prevalente en su investigación.<sup>(25,26,27)</sup>

### **Resultados de la regresión logística multivariada paso a paso para la estimación de la probabilidad de presentar choque**

Se estimó un modelo de regresión logística multivariado con respuesta dicotómica, por el método paso a paso (adelante Wald). La bondad de ajuste medida por la calibración del modelo fue buena ya que el resultado del estadístico de Hosmer y Lemeshow tiene una probabilidad asociada de 0,073.

El modelo obtenido fue el siguiente:

$$P(Y=1) = 1 / (1 + \text{EXP} (3,171 - 1,198 \times \text{CI} + 1,300 \times \text{DM} - 0,096 \times \text{Albúmina} - 4,204 \times \text{SOFA} - 1,125 \times \text{índice de choque}))$$

Las variables asociadas de manera independiente a la probabilidad de tener choque fueron la cardiopatía isquémica, la diabetes *mellitus*, la albúmina, el SOFA y el índice de choque.

La discriminación del modelo fue muy buena pues el área bajo la curva ROC fue de 0,889. Los puntos de corte mostraron alto valores de sensibilidad que oscilaron, así como elevada especificidad.

Elevados porcentajes de pacientes con choque encontraban en el estrato de alto de riesgo, además existieron diferencias muy significativas ( $p < 0,001$ ) entre los dos grupos de estudio. Los resultados hallados al analizar el área bajo la curva ROC,

muestran que tienen buen poder para discriminar y predecir choque mostrando un buen poder de predicción.

### Construcción del índice cuantitativo

A partir de los valores de los *odds ratio* de cada variable se construyó un indicador cuantitativo para el riesgo de presentar choque. La discriminación del índice cuantitativo fue buena el área bajo la curva ROC fue de 0,914 (IC de 95 %: 0,872 – 0,955;  $p < 0,001$ ). Los puntos de corte 364, 366, 368, y 369 mostraron valores de sensibilidad de 83,3 % y de especificidad entre 80,1 % y 82,1 %.

### Riesgo cuantitativo y presencia de choque en la muestra de estimación

La mayoría de los pacientes con choque se clasificaron en los estratos de alto riesgo con el 82,4 % y existieron diferencias muy significativas ( $p < 0,001$ ) entre los dos grupos de estudio. La calibración fue buena pues la probabilidad asociada al estadígrafo de Hosmer y Lemeshow fue de 0,073. La discriminación fue buena el área bajo la curva ROC fue de 0,780 (IC de 95 %: 0,716 – 0,844;  $p < 0,001$ ).

La validación de la ecuación pronóstico, creada en la presente investigación con base en el área bajo la curva, fue buena. Los estudios consultados han presentado valores inferiores de áreas bajo la curva ROC entre 0,65-0,81, con muestras mucho más grandes y más variables en los modelos pronóstico.<sup>(28)</sup>

La calibración de los modelos pronóstico refleja el grado de acuerdo entre las predicciones estimadas por el modelo y los resultados observados. Esta prueba estadística es el *test* de Hosmer-Lomeshow.<sup>(29,30)</sup> El *test* consiste en establecer los deciles de riesgo o probabilidad predicha por el modelo de presentación del evento, y en cada una de estas diez categorías se comparan los valores observados y los predichos, tanto los que tienen el resultado explorado como los que no lo tienen. Si hay una elevada coincidencia entre observados y esperados, el *test* Ji al cuadrado que contrasta ambas distribuciones no mostrará significación estadística.<sup>(31,32)</sup> El resultado de calibración de la ecuación pronóstico creada en la presente investigación se consideró adecuado en el *test* de Hosmer-Lemeshow.

Monares y otros<sup>(19)</sup> lograron revisar siete estudios y en total 17 modelos de los cuales seis fueron desarrollados para la población adulta en general en la UCI y once específicamente para ancianos. Sus cohortes oscilaron de 148 a 12,993 pacientes y los de menor capacidad se obtuvieron de forma prospectiva. Ellos concluyen que a pesar de que los modelos tienen relativamente un buen diseño metodológico, ninguno de ellos puede ser actualmente considerado suficientemente creíble o válido para poder aplicarse en la práctica clínica para los pacientes de edad avanzada no coincidiendo con los resultados de este estudio.

La puntuación simplificada de fisiología aguda (SAPS) es un modelo comúnmente utilizado, originalmente diseñados para predecirla mortalidad y gravedad en una población general de adultos en la UCI.<sup>(23)</sup>

Márquez y otros<sup>(25)</sup> publicaron una tesis donde los resultados comprobaron una edad promedio de 51,25 años, con un 44,2 de pacientes masculinos y 55,8 % de femeninos, en el cual su mayoría procedían a la UCI del Servicio de Emergencia (55,6 %), la estadía promedio en UCI fue de 142,4 h. La tasa de mortalidad fue de 28,9 %. Los factores de riesgo para el choque relacionados con la mortalidad antes de las 24 h con significación estadística fueron: trastorno de la conducción cardiaca, fiebre, HTA, anemia, choque, insuficiencia respiratoria, coma, Glasgow < 8, se hallaron siete factores de riesgo relacionados con la mortalidad antes de las 24 h con significación estadística.<sup>(32)</sup> Estos factores no coinciden con lo de esta investigación (HTA, choque, insuficiencia respiratoria aguda).

El presente estudio permite mejorar el pronóstico respecto a los pacientes con riesgo de choque que ingresen en cuidados intensivos. Objetivamente permite clasificar a los pacientes en estratos de riesgo según la puntuación de la escala, lo que podría jerarquizarlos para incrementar los esfuerzos diagnósticos precoz y terapéuticos en el paciente crítico.

Le Gall y otros<sup>(22)</sup> refirieron que el Servicio Extendido de Cuidados Intensivos (SECI) pretende mejorar la morbitmortalidad mediante la detección precoz del paciente choque fuera del ámbito de la UCI y poner en práctica acciones precoces de diagnósticos y tratamientos.

Estos hallazgos sugieren que hay una buena discriminación, que no difiere de los otros estudios. Comparados los resultados de esta investigación con otras variables mencionadas en la literatura también demuestra su utilidad: RTS (0,652), pulso (0,576), tensión arterial (0,57), frecuencia respiratoria (0,56).<sup>(32,33)</sup>

El presente estudio permite afinar el pronóstico respecto a los pacientes que ingresen con choque en cuidados intensivos. Objetivamente permite clasificar a los pacientes en estratos de riesgo según la puntuación de la escala, lo que podría jerarquizarlos para incrementar los esfuerzos terapéuticos y su monitoreo con parámetros cuantitativos.

Se concluye que se validó el modelo predictivo propuesto, el cual fue útil para pronosticar el choque en los pacientes que ingresaron en cuidados intensivos.

## Referencias bibliográficas

1. Garnica CCE, Rivero SE, Domínguez CD. Choque cardiogénico: de la definición al abordaje. *Med Crit.* 2019 [acceso 04/04/2022];33(5):251-8. Disponible en: <https://www.medigraphic.com/pdfs/medcri/ti-2019/ti195f.pdf>
2. Gazmuri RJ, de Gómez CA. From a pressure-guided to a perfusion centered resuscitation strategy in septic CHOQUE: Critical literature review and illustrative case. *J Crit Care.* 2019 [acceso 20/11/2022];6(4):47-56. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0883944118317210>
3. Hernández OM, Merlan AI, Álvarez R. Factores pronósticos de pacientes con sepsis en cuidados intensivos. *Revista Cubana de Medicina Intensiva y Emergencias.* 2018 [acceso 24/04/2022];17(1):1-9. Disponible en: [http://www.revmie.sld.cu/index.php/mie/article/view/278/html\\_135](http://www.revmie.sld.cu/index.php/mie/article/view/278/html_135)
4. Martínez-Selles M, Fernández FA. Predictores de la mortalidad intrahospitalaria en pacientes con choque cardiogénico: implicaciones pronósticas y terapéuticas. [TESIS Doctoral]. Madrid. 2019. [acceso 24/04/2022]:120-17. Disponible en: <https://eprints.ucm.es/51330/1/T40910.pdf>
5. López MDC, Henao PM, Arenas AJ, Hinestrosa MED, Jaimes BFA. Epidemiología del choque séptico en un servicio de atención médica prehospitalaria en cinco ciudades colombianas. *Rev Bras Ter Intensiva.* 2020 [acceso 24/04/2022];32(1):28-36. Disponible en: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0103-507X2020000100028&lng=en](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-507X2020000100028&lng=en)
6. Falcón HA, Navarro MVR. Guía de práctica clínica para el choque cardiogénico. Medisur. 2009 [acceso 24/04/2022];7(1):4-15. Disponible en: <http://medisur.sld.cu/index.php/medisur/article/view/686>
7. Carrillo RSC, Elguea EPA. Choque circulatorio. Estableciendo metas en la reanimación con líquidos. *Acta Med. Grupo Ángeles.* 2017 [acceso 24/04/2022];15(1):11-19. Disponible en: [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1870-72032017000100078&lng=es](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-72032017000100078&lng=es)
8. Azkárate I, Choperena G, Salas E, Sebastián R, Lara G, Elósegui I, et al. Epidemiología y factores pronósticos de la sepsis grave/choque séptico. Seis años de evolución. *Med Intensiva.* 2016 [acceso 24/04/2022];40(1): Disponible en: <http://www.medintensiva.org/es/epidemiologia-factores-pronosticos-sepsis-grave-choque/articulo/S0210569115000248/>
9. González JC. Sepsis y choque séptico en las pacientes obstétricas extremadamente graves. *Rev cubana Med Inten Emergen.* 2017 [acceso

- 24/04/2022];16(1):8. Disponible en:  
<http://www.revmie.sld.cu/index.php/mie/article/view/239/369>
10. Sánchez D, Lara B, Clausdorff H, Guzmán A. Generalidades y manejo inicial del choque. ARS Med. 2019 [acceso 24/04/2022];44(1):66-7. Disponible en: <https://arsmedica.cl/index.php/MED/article/view/1375>
11. Berg D, Bohula E, van Diepen S, Katz J, Alviar CL, Barnett CF, *et al.* Epidemiology of Choque in Contemporary Cardiac Intensive Care Units. Circulation. 2019 [acceso 24/04/2022];12(3):1-5. Disponible en: <https://www.ahajournals.org/doi/epub/10.1161/CIRCOUTCOMES.119.005618>
12. Eréndira CM, Aurea CDA, Montelongo FJ. Índice de choque como marcador inicial de choque hipovolémico en hemorragia obstétrica de primer trimestre. Med Crit. 2019 [acceso 24/04/2022];33(2):73-8. Disponible en: <https://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/resumen.cgi?IDARTICULO=87292>
13. Rivas LM, Sans RJ, Collado LIE, González FV, Noriega FJ, Hernández PFJ, *et al.* External validation and comparison of the CardChoque and IABP-CHOQUE II risk scores in real-world cardiogenic choque patients. Eur Heart J Acute Cardiovasc Care. 2020 [acceso 24/04/2022];10(1):11-77. Disponible en: <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/32004078/>
14. Harjola VP, Lassus J, Sionis A, Køber L, Tarvasmäki T, Spinar J, *et al.* Clinical picture and risk prediction of short-term mortality in cardiogenic choque CardChoque. Eur J Heart Fail. 2015;17(1):501-9. DOI: <http://dx.doi.org/10.1002/ejhf.260>
15. Grace AR, Chowlek SD. Compendio de las escalas de evaluación de riesgo en el paciente politraumatizado. Cirugía Española. 2015 [acceso 24/04/2022];93(4):213-21. Disponible en: <https://www.elsevier.es/es-revista-cirugia-espanola-36-articulo-compendio-escalas-evaluacion-riesgo-el-S0009739X14000797>
16. Singer M, Deutschman CS, Seymour CW, Shankar HM, Annane D, Michael BM, *et al.* The Third International Consensus Definitions for Sepsis and Septic Choque. JAMA. 2016;315(8):801-10. [acceso 24/04/2022]. Disponible en: <https://jamanetwork.com/journals/jama/fullarticle/2492881>
17. Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial. Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos. Fortaleza, Brazil. 2013 [acceso 18/01/2024]. Disponible en: <http://www.wma.net/es/30publications/10policies/b3/index.html>
18. Pencina MJ, D'Agostino RB, Vasan RS. Statistical methods for assessment of added usefulness of new biomarkers. Clin Chem Lab Med. 2010 [acceso

- 24/04/2022];48:1703-11. Disponible en:  
<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/20716010/>
19. Monares EZ, Heriberto JR. Validación de la «escala evaluación de fallo orgánico secuencial. Mex. Med. Crít. 2016 [acceso 18/04/2024];30(5):319-23. Disponible en: [https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2448-89092016000500319](https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2448-89092016000500319)
20. Harrison. Principios de medicina interna. 18º ed. Madrid: Editorial Mc Graw-Hill Interamericana; 2015 [acceso 18/04/2024]. P. 1773-86. Disponible en: <https://accessmedicina.mhmedical.com/book.aspx?bookID=3118>
21. Bahloul AM, Chaari I, Chabchoub F, Medhyoub H, Dammak H, Kalle I, *et al.* Outcome analysis and outcome predictors of traumatic head injury in childhood: Analysis of 454 observations. J Emerg Trauma Choque. 2011 [acceso 18/04/2022];9(4):198-206. DOI: <http://dx.doi.org/10.4103/0974-2700.82206>
22. Le Gall JM. The use of severity scores in the intensive care unit. Intensive Care Med. 2005;11(6):1618-23. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s00134-005-2825-8>
23. Organización Panamericana de Salud. Décima Revisión de la Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud. (CIE-10). 2018 [acceso 18/04/2022];(2). Disponible en: <https://www.google.com.cu/url?esrc=s&q=&rct=j&sa=U&url=https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/6282/Volume1.pdf&ved=2ahUKEwj-mfnE-5iDAxW0nGoFHX4fc3MQFnoECAEQAg&usg=A0vVaw1gCEeeGkE3oSBS3kLgkPws>
24. Hernández LGD, Amezcua GMA, Gorordo DLA, Cruz MS, Zamora GSE, Lima LIM, *et al.* Sepsis en el paciente anciano críticamente enfermo. Rev Hosp Jua Mex. 2018 [acceso 09/04/2024];85(4):222-7. Disponible en: <https://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/resumen.cgi?IDARTICULO=84033>
25. Márquez RE, Sánchez DJS, Peniche MKB, Martínez REA, Villegas DJE, Calyeca SMV. Origen de la acidosis metabólica según los determinantes del déficit de base en pacientes con CHOQUE séptico como factor de riesgo para mortalidad. Med Crit. 2019 [acceso 19/04/2022];33(4):8. Disponible en: <https://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/resumen.cgi?IDARTICULO=89126>
26. Bureau US, Census. Cheeseman Day J (1993) Population projections of the United States, by age, sex, race, and hispanic origin: 1993 to 2050. 25–1104. [acceso 18/04/2022]. Disponible en: <https://www.census.gov/content/dam/Census/library/publications/1996/demo/p2-5-1130.pdf>
27. Moman RN, Ostby SA, Akhouri A, Kashyap R, Kashani K. Impact of individualized target mean arterial pressure for septic CHOQUE resuscitation on the incidence of acute kidney injury: a retrospective cohort study. Ann Intensive Care.

- 2018 [acceso 02/05/2022];8(1):10. Disponible en:  
<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6288098/>
28. Birkhahn R, Bove JJ. CHOQUE Index in the First Trimester Of Pregnancy And Its Relationship To Ruptured Ectopic Pregnancy Acad Emerg Med. 2021 [acceso 02/05/2022];9(2):115-11. Disponible en:  
<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/11825835/>
29. Kim Y, Yun D, Kwon S, Jin K, Han S, Ki Kim D, *et al.* Novel biomarkers for sepsis: A narrative review. Eur J Intern Med. 2017 [acceso 15/05/2024];45:46-50. Disponible en:  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0953620517303795?via%3Dhub>
30. Guerracino F, Bertini P, Pinsky MR. Cardiovascular determinants of resuscitation from sepsis and septic CHOQUE. Crit Care. 2019 [acceso 02/05/2024];23(1):13. Disponible en: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6466803/>
31. Puga M. Factores que influyen en la mortalidad del paciente ventilado en una unidad de cuidados intensivos. Rev Cub Med Inten Emerg. 2009 [acceso 02/05/2024];8(2):1-8. Disponible en:  
[http://bvs.sld.cu/revistas/mie/vol8\\_4\\_09/miesu409.htm](http://bvs.sld.cu/revistas/mie/vol8_4_09/miesu409.htm)
32. Hernández JA, Hernández OM, Díaz GJ, Padrón MM. Factores pronósticos de mortalidad en pacientes con ventilación artificial mecánica. Revista Electrónica Medimay. 2020 [acceso 02/05/2022];27(2):187-98. Disponible en:  
[http://www.medimay.sld.cu/index.php/rcmh/article/view/1650/pdf\\_256](http://www.medimay.sld.cu/index.php/rcmh/article/view/1650/pdf_256)
33. Ramírez AC, Palma RO. Mortalidad de los pacientes sometidos a ventilación mecánica no invasiva. Acta Méd Costarric. 2019 [acceso 02/05/2022];61(2):56-61. Disponible en: [https://www.scielo.sa.cr/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0001-60022019000200055](https://www.scielo.sa.cr/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0001-60022019000200055)

### Conflictos de intereses

Los autores declaran que no existe conflicto de intereses.

### Contribuciones de los autores

*Conceptualización:* Rafael Estévez Muguerza.

*Curación de datos:* Daniel Martos Benítez.

*Análisis formal:* Rafael Estévez Muguerza.

*Investigación:* Rafael Estévez Muguerza.

*Metodología:* Rafael Estévez Mato.

*Administración del proyecto:* Rafael Estévez Muguerzia

*Recursos:* Daniel Martos Benítez.

*Software:* Rafael Estévez Mato, Rafael Estévez Muguerzia, Daniel Martos.

*Supervisión:* Daniel Martos Benítez.

*Validación:* Rafael Estévez Muguerzia, Daniel Martos Benítez, Rafael Estévez Muguerzia.

*Visualización:* Rafael Estévez Mato

*Redacción del borrador original:* Rafael Estévez Muguerzia, Daniel Martos Benítez, Rafael Estévez Muguerzia.

*Redacción, revisión y edición:* Rafael Estévez Muguerzia, Daniel Martos Benítez, Rafael Estévez Muguerzia.

