

Índices pronósticos de mortalidad. Evaluación en una unidad de medicina intensiva pediátrica

J.M. LÓPEZ ÁLVAREZ, J.M. LIMÍÑANA CAÑAL*, G. ALAMÁN Y LAGUARDA, A. MORÓN SAEN DE CASAS, C. PÉREZ ROCHA, J.M. SÁNCHEZ LÓPEZ Y R. GONZÁLEZ JORGE

Unidad de Medicina Intensiva del Hospital Universitario Materno-Infantil.

*Departamento de Bioestadística de la Facultad de Medicina. Las Palmas de Gran Canaria.

Objetivo: Evaluar en términos de calibración y discriminación el comportamiento del índice de riesgo de mortalidad pediátrica (PRISM) y del índice de mortalidad pediátrica (PIM), en la población ingresada en una unidad de medicina intensiva pediátrica (UMIP).

Métodos: Se estudian prospectivamente a 235 pacientes ingresados consecutivamente en una UMIP durante un período de tiempo de un año. Se calculó la mortalidad esperada basada en la puntuación PRISM y PIM en todos los pacientes, comparándola con la mortalidad observada. Se realizó un análisis de calibración y discriminación mediante las pruebas de bondad de ajuste y medida del estadístico χ^2 de Lemeshow-Hosmer. Se determinó la sensibilidad y especificidad de cada modelo, así como el área bajo la curva ROC (AUC) y el cociente de clasificación correcta total (CCT). Se utilizaron los programas SPSS 9.0 y Medcalc.

Resultados: El 56,2% de la población analizada fueron varones. La edad media fue de 48,2 (51,2) meses. La mortalidad de la población fue de 13 pacientes (5,5%). El PRISM medio fue de 6,61 (6,22). La sensibilidad de ambos índices fue del 84,6%, mientras que la especificidad del PRISM fue del 91,4% y la del PIM del 93,2%. Las predicciones de mortalidad del PRISM presentaron un valor de χ^2 de 3,05 y un valor de p de 0,93. Las predicciones de mortalidad del PIM presentaron un valor χ^2 de 5,5 y un valor de p de 0,69. El AUC y el error estándar fueron de 0,93 (0,04) (in-

tervalo de confianza del 95%: 0,89-0,96) para el PRISM y de 0,92 (0,05) (intervalo de confianza del 95%: 0,88-0,95) para el PIM.

Conclusiones: **a)** Los dos índices utilizados, PRISM y PIM, presentaron gran exactitud en la predicción de la mortalidad en la población estudiada; **b)** la capacidad de los dos modelos para discriminar entre pacientes que sobreviven y pacientes que fallecen fue igualmente muy elevada, y **c)** la principal ventaja objetivada fue la facilidad en la aplicación del PIM.

PALABRAS CLAVE: mortalidad pediátrica, pronóstico, bondad del ajuste, PRISM, PIM.

DEATH RATE PREDICTIONS. EVALUATION CARRIED OUT AT A PAEDIATRIC INTENSIVE CARE UNIT

Aim. To evaluate in terms of calibration and discrimination the behaviour of the pediatric risk of mortality (PRISM) score and the pediatric index of mortality (PIM) in patients admitted to the pediatric intensive care unit.

Methods. We prospectively studied 235 consecutively admitted patients to the pediatric intensive care unit during a 12-month period. Expected mortality based on PRISM and PIM scores were calculated for all patients and compared with observed mortality. A calibration and discrimination analysis was performed using goodness-of-fit tests and Lemeshow-Hosmer χ^2 statistics. The sensitivity and specificity of each model was determined as well as the area below the receiver operating characteristics curve (AUC) and the total correct classification rate. The SPSS 9.0 and Medcalc programs were used.

Results. Males accounted for 56.2% of the population studied. Mean age was 48.2 \pm (51.2)

Correspondencia: J.M. López Álvarez.
Unidad de Medicina Intensiva. Hospital Universitario Materno-Infantil.
Avda. Marítima del sur, s/n. 35016 Las Palmas de Gran Canaria.

Manuscrito aceptado el 26-VI-2000.

months. Thirteen (5.5%) patients died. Mean PRISM score was $6.61 \pm (6.22)$. The sensitivity of both indexes was 84.6%. The specificity of PRISM was 91.4% and that of PIM was 93.2%. Predicted mortality using PRISM presented a chi-square of 3.05 and a probability value of 0.93. Predicted mortality using PIM presented a chi-square of 5.5 and a probability value of 0.69. AUC and standard error were $0.93 \pm (0.04)$ (95% CI: 0.89-0.96) for PRISM and $0.92 \pm (0.05)$ (95% CI: 0.88-0.95) for PIM.

Conclusions. **a)** The indexes used, PRISM and PIM, showed a high degree of accuracy in predicting mortality in the population studied; **b)** the ability of the two models to discriminate between survivors and non-survivors was also very high, and **c)** the main advantage found was the ease of application of PIM.

KEY WORDS: *pediatric mortality, prognosis, goodness-of-fit test, PRISM, PIM.*

(Med Intensiva 2001; 25: 47-52)

INTRODUCCIÓN

Los modelos predictivos de mortalidad son un instrumento utilizado en la estimación de la evolución clínica y pronóstico de los pacientes ingresados en los servicios y áreas que atienden al paciente crítico. Secundariamente, se han aplicado en la evaluación de la efectividad y eficiencia de los servicios de medicina intensiva. La gran mayoría de estos sistemas (APACHE^{1,2}, SAPS^{3,4}, MPM^{5,6}, etc.), establecen el riesgo de mortalidad del paciente crítico basándose en los valores obtenidos tras asignar una determinada puntuación a distintas variables demográficas, fisiopatológicas y clínicas.

En los pacientes pediátricos se diseñó a partir de 1980 una serie de índices pronósticos de mortalidad derivados del índice de estabilidad fisiológica (PSI)⁷, en un intento de simplificar su aplicación. El más utilizado es el índice de riesgo de mortalidad pediátrica (PRISM) desarrollado por Pollack et al⁸. Los principales inconvenientes de este sistema predictivo son: *a)* inclusión de 14 variables y 32 rangos, lo que obliga a recoger gran cantidad de información y puede llegar a ser laborioso, y *b)* utiliza el peor valor de cada variable en las primeras 24 h de estancia en cuidados intensivos.

En un intento de modificar la filosofía de estos índices, Shann et al⁹ diseñan un índice de mortalidad pediátrica (PIM), consistente en evaluar 8 variables justo al ingreso del paciente en la unidad de medicina intensiva (UMI). La crítica que se puede hacer a este modelo es que no tiene en cuenta el tratamiento realizado previo al ingreso en UMI (al igual que otros modelos predictivos de mortalidad), y tampoco el tiempo de ingreso hospitalario antes de su ingreso en UMI. Asimismo, la experiencia con este índice es limitada.

Proponemos, por tanto, un estudio cuyo objetivo es evaluar en términos de calibración y discrimina-

ción la capacidad del PRISM y del PIM de predecir adecuadamente la mortalidad de la población ingresada en la UMI pediátrica (UMIP).

MATERIAL Y MÉTODOS

Población

Se estudiaron a los pacientes ingresados de forma consecutiva en la UMIP de un hospital de tercer nivel y que sobrevivieron al menos 24 h a partir del ingreso. El período de inclusión de pacientes alcanzó desde el 1 de enero de 1998 al 1 de enero de 1999.

Criterios de inclusión/exclusión

Se excluyen a todos los pacientes con edad menor a un mes de vida y los de edad mayor a 14 años, debido a que la frecuencia de ingreso de estos pacientes es excepcional en la UMIP.

Tipo de estudio

Se trata de un estudio de carácter prospectivo, sin intervención y observacional.

Cálculo de mortalidad esperada

Estudiamos a 274 pacientes. Se excluyeron del análisis a 39 pacientes por distintos motivos: *a)* 6 por edad menor de 30 días; *b)* 4 por edad mayor de 14 años; *c)* 6 por traslado a otro centro hospitalario; *d)* 14 por tratarse de reingresos; *e)* 2 por su prolongada estancia, y *f)* 7 por carecer de los datos clínico-epidemiológicos completos. La muestra quedó constituida, por tanto, por 235 pacientes.

Al ingreso de los pacientes se les aplicó el PIM y a las 24 h de estancia se calculó el PRISM. En caso de que alguna variable no se hubiese recogido, se consideró ésta como normal. Las variables y rangos de ambos índices se presentan en las tablas 1 y 2.

Se calculó la mortalidad esperada por ambos índices aplicando las ecuaciones descritas por Pollack et al⁸ y por Shann et al⁹, expresadas a continuación:

1. PRISM:

$$r = 0,207 * \text{PRISM} - 0,005 * \text{edad (meses)} - 0,433 * \text{paciente quirúrgico} - 4,782$$

$$\text{Probabilidad de mortalidad esperada} = e^r / (1 + e^r) = 2,7183^r / (1 + 2,7183^r)$$

2. PIM:

$$r = (2,357 * \text{reactividad pupilar}) + (1,826 * \text{diagnóstico específico}) + (-1,552 * \text{ingreso electivo}) + (1,342 * \text{ventilación mecánica}) + (0,021 * \text{valor absoluto [PAS-120]}) + (0,071 * [\text{valor absoluto exceso de bases}]) + (0,415 * 100 * \text{FiO}_2/\text{PaO}_2) - 4,873$$

$$\text{Probabilidad de mortalidad esperada} = e^r / (1 + e^r) = 2,7183^r / (1 + 2,7183^r)$$

TABLA 1. Puntuación PRISM

Variables	Rangos Todas las edades	Puntuación	Variables	Rangos Todas las edades	Puntuación
PaO ₂ /FiO ₂ (mmHg)	200-300	2	Calcio (mg/dl)	7-8	2
	< 200	3		12-15	
PaCO ₂ (mmHg)	51-61	1	Glucosa (mg/dl)	< 7 o > 15	6
	> 65	5		40-60	4
GCS	< 8	6	Bicarbonato sódico (mEq/l)	250-400	
PAD (mmHg)	> 110	6		< 40 o > 400	8
PAS (mmHg)	Lactantes	Niños	TP/TTPa (s)	< 16 o > 32	3
	55-160		150-200	1,5 × control	2
	55-65	65-75	Reacción pupilar	Anisocoria o midriasis	4
	> 160	> 200		Midriasis arreactiva	10
	40-54	50-64			
FR (respiraciones/min)	< 40	> 50	Potasio (mEq/l)	3-3,5	1
	61-90	51-70		6,5-7,5	
FC (sístoles/min)	> 90	> 70	Bilirrubina (mg/dl)	< 3 o > 7,5	5
	Apnea	Apnea		Mayores de 1 mes	
	> 160	> 150		> 3,5	6
	< 90	> 80			

PAS: presión arterial sistólica; PAD: presión arterial diastólica; FC: frecuencia cardíaca; FR: frecuencia respiratoria; TP: tiempo de protrombina; TTPa: tiempo de tromboplastina parcial activado; CGS: puntuación del coma en la escala de Glasgow.

TABLA 2. Puntuación PIM

1. Admisión en UMI después de cirugía electiva, o ingreso electivo para procedimientos como inserción de vía central o revisión o monitorización de ventilación domiciliaria (No = 0, Sí = 1).
2. Diagnóstico conocido de alguna de las siguientes patologías (No = 0; Sí = 1): PCR fuera del hospital Inmunodeficiencia grave combinada Linfoma/leucemia tras la primera inducción Hemorragia cerebral Enfermedad neurodegenerativa Miocardiopatía o miocarditis Síndrome de corazón izquierdo hipoplásico Infección por el VIH Retraso mental (CI < 35)
3. Respuesta pupilar a la luz: mayor de 3 mm y ambas fijas = 1; otra respuesta = 0; desconocida = 0
4. Exceso de bases en sangre arterial o capilar en mmol/l (desconocido = 0)
5. PaO ₂ , mmHg (desconocido = 0)
6. FIO ₂ (desconocida = 0)
7. Presión arterial sistólica, mmHg (desconocida = 120)
8. Ventilación mecánica en algún momento durante la primera hora de ingreso en UMI (No = 0; Sí = 1)

Valoración de bondad del ajuste

La calibración (exactitud de las predicciones de riesgo realizadas por los modelos) fue comparada usando el estadístico χ^2 de Lemeshow-Hosmer¹⁰ y la discriminación (capacidad de los modelos para discriminar entre pacientes que sobreviven y pacientes que fallecen) fue comparada usando tablas de clasificación en el punto de corte del 50% y también comparando el área bajo la curva ROC (*relative operating characteristic*) (AUC) de cada modelo.

Las probabilidades individuales de mortalidad obtenidas por los dos modelos fueron ordenadas según valores crecientes y agrupadas en estratos de riesgo de mortalidad predicha con un número similar de pacientes para cada uno de ellos (tabla 3). El número de fallecimientos esperados en cada estrato o “decil” corresponde a la suma de probabilidades individuales de muerte de los pacientes en dicho estrato. El estadístico χ^2 de Lemeshow-Hosmer¹⁰ se

obtiene sumando en cada estrato los cocientes de los valores (observados – esperados)²/esperados.

La prueba de bondad del ajuste de Lemeshow-Hosmer que resulte con valor menor de χ^2 indicará una mejor calibración para ese índice¹⁰. Asimismo, un valor de p superior a 0,05 validará el modelo, al indicar que no existen diferencias estadísticas entre lo observado y lo esperado¹⁰.

Valoración de capacidad de discriminación

El análisis de la capacidad de discriminación compara los valores calculados para el AUC de cada modelo. El mayor valor del AUC se corresponde con la mejor capacidad de discriminación. Fueron comparadas, asimismo, la sensibilidad, la especificidad y el cociente de clasificación correcta total (CCT), tomando un criterio de decisión del 50% de los índices analizados.

TABLA 3. Prueba de la bondad del ajuste de Lemeshow-Hosmer para las predicciones de mortalidad de 235 pacientes ingresados en la UMIP, según el índice PRISM

Modelo predictivo	Grupo	Supervivientes		Fallecidos		Total
		Observados	Esperados	Observados	Esperados	
PRISM	1	24	23,951	0	0,049	24
	2	24	23,905	0	0,095	24
	3	24	23,848	0	0,152	24
	4	24	23,793	0	0,207	24
	5	24	23,704	0	0,296	24
	6	23	23,590	1	0,410	24
	7	23	23,454	1	0,546	24
	8	24	23,106	0	0,894	24
	9	22	22,183	2	1,817	24
	10	10	10,466	9	8,534	19
Test de Lemeshow-Hosmer		χ^2	p	Grados de libertad		Total
		3,0508	0,9311	8		235

El nivel de significación de nuestro análisis es de $\alpha = 0,05$. Todas las pruebas fueron bilaterales. El análisis estadístico se realizó en los programas Statistical Package for Social Science (SPSS 9.0) y en el Medcalc.

RESULTADOS

De los 235 pacientes estudiados, 132 (56%) fueron varones y 103 (44%) fueron mujeres. La edad media de la población fue de 48,17 (51,29) meses y su estancia media en la UMIP de 5,19 (8,99) días (mediana 2 días).

La puntuación PRISM media fue de 6,61 (6,22) y la mortalidad de la población estudiada fue de 13 pacientes, es decir, un 5,53%.

La procedencia de los pacientes ingresados en la UMIP se distribuyó de la siguiente manera: *a*) planta de hospitalización 122 (51,9%); *b*) área de urgencias 96 (40,9%), y *c*) otro hospital 17 (7,2%).

La patología responsable del ingreso en UMIP fue principalmente médica (65,1%), respecto a los pacientes quirúrgicos (34,9%). En el primer grupo predominaron los pacientes con patología respiratoria (58,1%), y en el segundo, los pacientes politraumatizados (39,5%).

Cuarenta y tres pacientes (18,3%) precisaron intubación y conexión a ventilación mecánica en la primera hora de ingreso. La duración media de la ventilación mecánica fue de 27,11 h (131,21) (mediana 0 h).

En las tablas 3 y 4 se indican las predicciones de mortalidad de los 235 pacientes según los índices PRISM y PIM, respectivamente, destacándose en la tabla 5 la ausencia de diferencias entre la mortalidad observada y la predicha por ambos índices: PRISM ($\chi^2 = 3,05$; $p = 0,93$) y PIM ($\chi^2 = 5,58$; $p = 0,69$).

En la tabla 5 se presentan también la sensibilidad y especificidad de los dos índices aplicados: la sensibilidad de ambos fue de un 84,6%, mientras que la especificidad del PRISM y PIM fue de un 91,4 y un 93,2%, respectivamente. En dicha tabla se exponen el cociente de clasificación correctal total (CCT) tomando un criterio de decisión del 50% y el AUC de ambos índices con un intervalo de confianza del 95%. La diferencia entre el AUC de ambos modelos fue de 0,005 con un error estándar de 0,058. Estas diferencias no fueron significativas ($p = 0,93$; IC del 95%: -0,108 a -0,119).

La validación y estimación de los modelos PRISM y PIM se representan gráficamente en las

TABLA 4. Prueba de la bondad del ajuste de Lemeshow-Hosmer para las predicciones de mortalidad de 235 pacientes ingresados en la UMIP, según el índice PIM

Modelo predictivo	Grupo	Supervivientes		Fallecidos		Total
		Observados	Esperados	Observados	Esperados	
PIM	1	24	24,000	0	0,000	24
	2	24	23,981	0	0,019	24
	3	27	26,955	0	0,045	27
	4	24	23,942	0	0,058	24
	5	24	23,912	0	0,088	24
	6	24	23,864	0	0,136	24
	7	23	23,822	1	0,178	24
	8	24	23,703	0	0,297	24
	9	24	23,080	0	0,920	24
	10	4	4,741	12	11,252	19
Test de Lemeshow-Hosmer		χ^2	p	Grados de libertad		Total
		5,5854	0,6936	8		235

TABLA 5. Evaluación de la calibración y discriminación de los índices PRISM y PIM

Índice	Calibración		Discriminación			AUC (EE) [IC del 95%]
	χ^2	p	Sensibilidad (%)	Especificidad (%)	CCT (%)	
PRISM	3,05	0,93	84,6	91,4	96,2	0,93 (0,04) [0,89-0,96]
PIM	5,58	0,69	84,6	93,2	97,9	0,92 (0,05) [0,88-0,95]

χ^2 : estadístico de Lemeshow-Hosmer; p: significación estadística; CCT: cociente de correcta clasificación total fijando el punto de corte en un 50%; AUC: área bajo la curva ROC; EE: error estándar; IC del 95%: intervalo de confianza del 95%.

curvas ROC presentadas en las figuras 1 y 2, respectivamente.

DISCUSIÓN

Los modelos predictivos de mortalidad se construyen realizando análisis multivariados sobre fac-

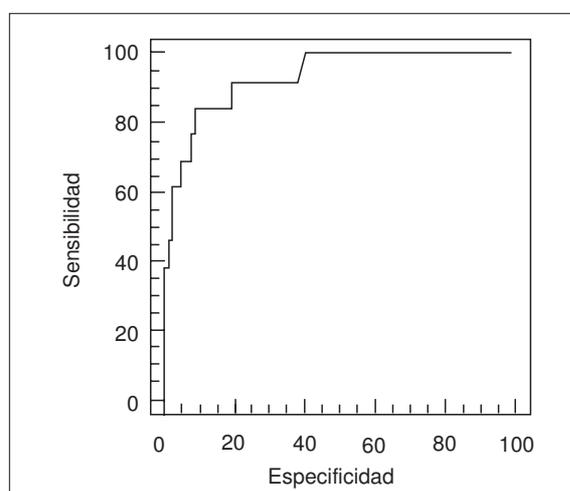


Fig. 1. Curva ROC para la validación y estimación de la mortalidad según el modelo PRISM (índice de riesgo de mortalidad pediátrica).

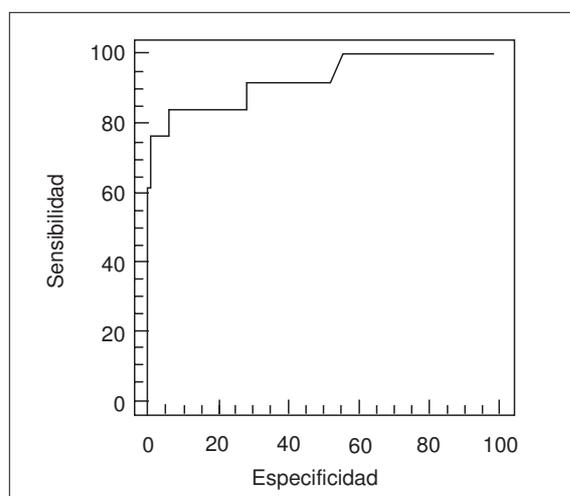


Fig. 2. Curva ROC para la validación y estimación de la mortalidad según el modelo PIM (índice de mortalidad pediátrica).

tores predictivos de mortalidad, mediante técnicas de regresión logística.

Sin embargo, las predicciones sobre la evolución final de un paciente se asocian siempre a cierto grado de incertidumbre debido a: a) la variación natural, por parte del paciente, en la respuesta a una agresión fisiopatológica o intervención terapéutica, y b) la distinta interpretación que se puede realizar ante una misma situación clínica del paciente.

Asimismo, estos índices presentan una serie de inconvenientes, a saber: a) laboriosidad en su aplicación; b) heterogeneidad en la comparación de poblaciones, y c) disparidad en los recursos humanos y técnicos aplicados a los pacientes.

En los pacientes pediátricos el índice predictivo de mortalidad más utilizado es el PRISM. Sin embargo, este índice no está exento de los inconvenientes anteriormente expresados; por ello, se desarrolla una nueva versión, el PRISM III¹¹ y, posteriormente, incluso se crean otros índices, destacándose el PIM por su original diseño, en tanto que sólo evalúa 8 variables que se recogen justo al ingreso del paciente en la UMIP.

Existen antecedentes en cuanto a la comparación y validación de distintos sistemas de predicción de la mortalidad (APS, APACHE, SAPS, MPM)¹²⁻¹⁴; sin embargo, éstos siempre se han realizado en pacientes críticos adultos.

El presente estudio intenta: a) aplicar a los pacientes pediátricos la misma metodología utilizada en los pacientes adultos respecto a la predicción de mortalidad. Esto permitiría la estratificación del riesgo de las distintas patologías y de los pacientes ingresados en la UMIP y, además, la posibilidad de comparación con otras poblaciones en función de las puntuaciones de estos índices, y b) la validación de la mortalidad predicha por estos índices con la observada en la población estudiada.

Si bien la mortalidad en las UMIP es relativamente baja, el número de pacientes de nuestro trabajo es aceptable, si tenemos en cuenta que se trata de un muestra pediátrica y, por tanto, comparable con el tamaño de muestra de otros estudios de validación multicéntricos¹⁴⁻¹⁷. En cuanto a la población ingresada en nuestra UMIP, globalmente, es similar a la de otras UMIP, con la excepción de los pacientes en postoperatorio de cirugía cardíaca y grandes quemados.

Las predicciones de mortalidad de los índices PRISM y PIM se realizaron de acuerdo con los mo-

delos matemáticos diseñados por sus autores^{5,6}. Como dato a destacar, cabe resaltar la similitud en los resultados en relación a su poder de calibración y discriminación, sobre todo si tenemos en cuenta que el PRISM se realiza al final de las primeras 24 h y consta de 14 variables y 32 rangos, respecto al PIM que se lleva a cabo al ingreso del paciente en la UMIP y que consta solamente de 8 variables (tablas 1 y 2). Sin embargo, ambos modelos han sido validados de forma multicéntrica, objetivándose: *a*) para el PRISM⁵ un valor del estadístico χ^2 de Lemeshow-Hosmer global de 0,80 con un valor de *p* de 0,95 y un AUC del 0,92, y *b*) para el PIM⁶ un valor del estadístico χ^2 de Lemeshow-Hosmer de 8,73 con un valor de *p* de 0,40 y un AUC de 0,90. Los valores obtenidos en nuestra población fueron muy similares a los descritos anteriormente. Este hecho permite constatar la aplicabilidad de ambos índices en nuestra población en relación con dos objetivos, como son: *a*) la exactitud de las predicciones de riesgo realizadas por ambos índices, y *b*) la capacidad de éstos para discriminar entre los pacientes que sobreviven y los pacientes que fallecen.

Como crítica al PIM se puede argumentar que el tratamiento realizado previamente al ingreso del paciente en la UMIP puede alterar el PIM más que el PRISM, ya que éste se obtiene al final de las primeras 24 h. Este hecho ha sido constatado por Dragsted et al¹⁸; sin embargo, en el modelo final del PIM, aunque este factor se tuvo en cuenta, no presentó relevancia estadística⁶.

Por otro lado, existe una versión del PRISM más actual, el PRISM III¹¹, que intenta simplificar la aplicación del PRISM, con 17 variables y 14 rangos, que puede ser aplicada a las 12 y 24 h del ingreso. Su objetivo en cuanto a la simplificación no ha sido conseguido y es necesaria para su utilización una licencia renovable anualmente. El AUC obtenido tras su aplicación es del 0,94, que no difiere del obtenido por el PRISM ni por el PIM^{5,6}.

En cuanto al CCT, fijando el punto de corte en el 50%, obtenemos unos valores del 96,17% para el PRISM y del 97,87% para el PIM. Estos valores representan una capacidad de discriminación muy alta si tenemos en cuenta que en la mayoría de sistemas predictivos el valor de CCT suele oscilar entre un 85 y un 90%¹².

Como conclusión, y en función de los resultados de nuestro trabajo, podemos destacar la buena capacidad predictiva de los dos índices utilizados en nuestra población, resaltando que el PIM, por su simplicidad, fácil aplicación y exactitud, puede ser utilizado como índice predictivo de mortalidad.

BIBLIOGRAFÍA

1. Knaus WA, Zimmerman JE, Wagner DP, Draper EA, Lawrence, DE. APACHE-acute physiology and chronic health evaluation: a physiologically based classification system. *Crit Care Med* 1981; 9: 591-597.
2. Knaus WA, Draper EA, Wagner DP, Zimmerman JE, APACHE II: a severity of disease classification system. *Crit Care Med* 1985; 13: 818-829.
3. Le Gall JR, Loirat P, Alperovitch A, Glaser P, Granthil C, Mathieu D et al. A simplified acute physiology score for ICU patients. *Crit Care Med* 1984; 12: 975-977.
4. Le Gall JR, Lemeshow S, Saulnier F. A new simplified acute physiology score (SAPS II) based on a European/North American multicenter study. *JAMA* 1993; 270: 2957-2963.
5. Lemeshow S, Teres D, Pastides H, Avrunin JS, Steingrub JS. A method for predicting survival and mortality of ICU patients using objectively derived weights. *Crit Care Med* 1985; 13: 519-525.
6. Lemeshow S, Teres D, Klar J, Avrunin JS, Gehlbach SH, Rapoport J. Mortality probability models (MPM II) based on an international cohort of intensive care units patients. *JAMA* 1993; 270: 2478-2486.
7. Yeh TS, Pollack MM, Ruttimann UE. Validation of a physiologic stability index for use in critically ill infants and children. *Pediatr Res* 1984; 18: 445.
8. Pollack MM, Ruttimann UE, Getson PR. Pediatrics risk of mortality (PRISM) score. *Crit Care Med* 1988; 16: 1110-1116.
9. Shann F, Pearson G, Slater A, Wilkinson K. Pediatrics index of mortality (PIM): a mortality prediction model for children in intensive care. *Intensive Care Med* 1997; 23: 201-207.
10. Lemeshow S, Hosmer DWJ. A review of goodness of fit statistics for use in the development of logistics regression models. *Am J Epidemiol* 1982; 115: 92-106.
11. Pollack MM, Patel KM, Rutiimann UE. PRISM III: and update pediatric risk of mortality. *Crit Care Med* 1996; 24: 743-752.
12. Lemeshow S, Teres D, Avruin JS, Pastides H. A comparison of methods to predict mortality of intensive care units patients. *Crit Care Med* 1987; 15: 715-722.
13. Schafer JH, Maurer A, Jochimsen F, Emde C, Wegscheider K, Arntz HR et al. Outcome prediction models on admission to a medical intensive care unit: do they predict individual outcome? *Crit Care Med* 1990; 18: 1111-1118.
14. Serrano Hernández N, García de Lorenzo y Mateos A, Mora Quintero ML, Fedriani Gorria J. Validación de los Mortality Probability Models II al ingreso (MPM II-0), a las 24 horas (MPM-24), y a las 48 horas (MPM-48) comparados con las predicciones de mortalidad hospitalaria de APACHE II y SAPS II realizadas en los días 1 y 2 de estancia en UCI. *Med Intensiva* 2000; 24: 49-60.
15. Chang RW, Jacobs S, Lee B. Predicting outcome among intensive care patients using computerised trends analysis of daily APACHE II scores corrected for organ system failure. *Intensive Care Med* 1988; 14: 558-566.
16. Chang RW, Jacobs S, Lee B. Use of APACHE II severity of disease classification to identify intensive care unit patients who not benefit from total parenteral nutrition. *Lancet* 1986; 1: 1483-1487.
17. Chang RW, Jacobs S, Lee B. Predicting deaths among intensive care units patients. *Crit Care Med* 1988; 16: 34-42.
18. Dragsted L, Jorgensen J, Jensen N, Bonsing E, Jacobsen E, Knaus WA et al. Interhospital comparison of patients outcome from intensive care: importance of lead time bias. *Crit Care Med* 1989; 17: 418-422.