



ORIGINAL

Evaluación de eficiencia asistencial en UCI

X. Sarmiento^{a,*}, J.J. Guardiola^b, J. Roca^a, M. Soler^a, J.M. Toboso^a, J. Klamburg^a,
A. Artigas^c y Grup d'Estudi de Gravetat de la Societat Catalana de Medicina
Intensiva i Coronàries[◇]

^a Servicio Medicina Intensiva, Hospital Universitario Germans Trias i Pujol, Badalona, Barcelona, España

^b Veterans Administration Hospital of Louisville, Kentucky, EE. UU

^c Servicio Medicina Intensiva, Hospital Parc Tauli de Sabadell, Sabadell, Barcelona, España

Recibido el 21 de abril de 2011; aceptado el 2 de marzo de 2012

Disponible en Internet el 11 de mayo de 2012

PALABRAS CLAVE

Mortalidad;
Costes;
Organización;
UCI;
Cuidados intensivos;
Tiempo de estancia;
Eficiencia;
Valoración de calidad

Resumen

Objetivo: Evaluación de la eficiencia asistencial en UCI basado en un modelo predictivo.

Diseño: Estudio observacional prospectivo de cohortes.

Ámbito: 17 UCI españolas polivalentes

Pacientes: Se valoró una cohorte A de 1.956 pacientes. Posteriormente y a intervalos de 6 años se recogieron las cohortes B (453), C (2.567) y D (711) en una de las UCI estudiadas.

Método: Se evaluaron 5 índices de gravedad y mortalidad y con ellos los cocientes estandarizados (observada/calculada) de mortalidad en todas las cohortes. Se utilizó el análisis de regresión múltiple para el desarrollo del modelo de predicción de estancia. Mediante este modelo se analizaron los cocientes estandarizados de estancia en cada cohorte. Durante estos periodos se analizaron los cambios organizativos realizados en la UCI estudiada.

Resultados: La probabilidad calculada de muerte intrahospitalaria fue del 15,4% y a las 24 h del ingreso fue del 14,7% en la cohorte A, en tanto que la mortalidad observada fue del 20,3%. Se elaboró un modelo de regresión lineal múltiple que fue utilizado para calcular la mortalidad y estancia estandarizadas para las cohortes B, C y D, que fueron de 1,8 y 1,2 (cohorte B), 0,7 y 1,07 (cohorte C), y 0,63 y 1,07 (cohorte D), respectivamente. La progresiva mejoría de resultados se intenta vincular con cambios organizativos y estructurales.

Conclusiones: El modelo desarrollado fue un buen predictor de la estancia en UCI, lo que, junto al análisis de mortalidad puede constituir una buena alternativa en la evaluación de calidad asistencial.

© 2011 Elsevier España, S.L. y SEMICYUC. Todos los derechos reservados.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: 16155jsm@comb.cat (X. Sarmiento).

◇ El "Grup d' estudi de gravetat de la societat catalana de medicina intensiva i coronàries" está integrado por los miembros que se incluyen en el anexo 1.

KEYWORDS

Mortality;
 Costs;
 Organization;
 ICU;
 Intensive care;
 Critical care;
 Length of stay;
 Efficiency;
 Quality assessment

Evaluation of the efficiency of care in the ICU**Abstract**

Objective: To evaluate the efficiency of care in the ICU using a predictive model.

Design: A prospective, observational cohort study

Settings: Seventeen Spanish polyvalent ICUs.

Patients: A total of 1956 patients were initially considered (cohort A). Posteriorly, and at 6-year intervals, we documented cohorts B (n=453), C (n=2567) and D (n=711) in one of the studied ICUs.

Method: Five standard severity indices were calculated for all cohorts, and with these the standardized mortality ratios (observed/calculated) for each cohort were compared. Multiple regression analysis was used to develop a predictive model of length of stay in the ICU (ICU-LOS). This model was used for calculation of the standardized LOS ratios for each cohort. We analyzed the organizational changes in the studied ICU during these periods in relation to the results obtained.

Results: The calculated probability of in-hospital death was 15.4%, versus 14.7% as calculated 24 hours after admission. Actual in-hospital mortality was 20.3%. A final multiple regression model was constructed. Standardized LOS and mortality ratios were 1.8 and 1.2 (cohort B), 0.97 and 1.07 (cohort C), and 0.63 and 1.07 (cohort D), respectively. The progressive improvement in the results observed was related to the introduced organizational and structural changes.

Conclusions: The model developed in this study was a good predictor of actual ICU-LOS, and both LOS and mortality analysis could be a good tool for ICU care evaluation.

© 2011 Elsevier España, S.L. and SEMICYUC. All rights reserved.

Introducción

Aunque la efectividad asistencial en las unidades de cuidados intensivos (UCI) es evaluada habitualmente utilizando la mortalidad hospitalaria ajustada a la gravedad clínica¹⁻⁴, debería ser también expresada en términos de eficiencia, lo que resulta mucho más difícil de analizar. Algunos autores han intentado analizar simultáneamente costes en la UCI^{5,6}, pero no existe un consenso general sobre la metodología óptima para la evaluación de la calidad asistencial en las UCI⁷⁻¹¹.

Por este motivo nuestro principal objetivo era desarrollar una estrategia y sistemática de valoración de eficiencia asistencial en las UCI.

Utilizamos el tiempo de estancia en días como expresión del equivalente interhospitalario de eficiencia asistencial en las UCI. La importancia de la estancia como parámetro de estimación de eficiencia en las UCI es comprensible dada la directa vinculación de la estancia con el índice de complicaciones (infecciones de catéter, neumonía asociada a ventilación, yatrogenia en UCI, etc). Por lo tanto, intentamos desarrollar un modelo de cálculo de estancia esperada o calculada (EC) y definimos el cociente de estancia estandarizado (EE) como la razón o cociente entre la estancia observada (EO) y la EC. En la actualidad, la mayoría de modelos de predicción de estancia en UCI se basan en la dicotomización de la misma¹², aunque dicha dicotomización no permite cuantificar cual puede ser la estancia esperada y compararla con la observada. Otra consideración a realizar era la posible relación de la estancia con la gravedad o con la mortalidad, existiendo 2 posibles escenarios: los pacientes más graves fallecen más temprano, con estancias más cortas, pero si no lo hacen, y sobre viven tienen estancias más prolongadas, o simplemente, los pacientes más graves están más tiempo y por tanto los índices de mortalidad (o algunos

de ellos) tienen una relación directa con la estancia. Dado que los índices de mortalidad utilizados hasta el momento no reflejan la estancia esperada (el mayor coeficiente de correlación publicado entre gravedad-mortalidad y estancia es el aportado por el APACHE III¹³, de 0,235), nuestro propósito era desarrollar un nuevo índice más específico de predicción de estancia intra-UCI a partir de una cohorte multicéntrica y validar tanto las ratios estandarizadas de mortalidad y de estancia en una de las UCI participantes (n.º 15). Esta validación, es efectuada en nuevas cohortes en 4 intervalos de tiempo separados en la UCI n.º 15 (1992, 1995, 1999-2001, 2007-2009). Los resultados de validación obtenidos en estas cohortes recogidas a estos intervalos se intentarán vincular a los cambios organizativos producidos durante estos periodos en nuestra unidad y en el hospital correspondiente a la UCI n.º 15.

Método**Selección de pacientes**

En el estudio se incluyeron 4 cohortes de pacientes: la cohorte A, o muestra de aprendizaje (o de estudio), en la que se recogieron de forma prospectiva por un mínimo de 2 investigadores en cada centro, desde el 30 de septiembre de 1991 hasta el 28 de febrero de 1992, 1.956 pacientes de edad superior a 18 años ingresados de forma consecutiva y simultáneamente en 17 UCI de Cataluña (14 pertenecían a hospitales públicos, 8 de ellos universitarios y 3 pertenecían a clínicas privadas). Esta cohorte A fue utilizada para el diseño de los modelos de evaluación de eficiencia y efectividad en la asistencia de UCI. En los 4 casos la recogida de datos fue prospectiva. La cohorte A corresponde, pues, un grupo heterogéneo de hospitales privados y públicos

universitarios y no universitarios con diferentes grados de complejidad, tecnología, especialidades y «case mix», reflejo de la realidad sanitaria de nuestra sociedad actual), por lo que se precisa una adaptación («customización») del modelo para cada centro donde se desee aplicar, lo que justifica la necesidad del uso de otras cohortes.

La cohorte B (453 pacientes de más de 18 años) fue recogida prospectivamente desde el 1 de enero hasta el 31 de diciembre de 1995 en la UCI n.º 15 (Hospital Germans Trias i Pujol de Badalona). Las cohortes C y D también corresponden a esta misma UCI n.º 15 y son registros pertenecientes a 2.567 y 711 pacientes ingresados entre 1999-2001 y 2007-2008, respectivamente, empleando los mismos valores aplicados en la cohorte B. En las cohortes B, C y D no se incluyeron pacientes postoperados de cirugía cardíaca. La cohorte B fue empleada para la validación y adaptación del modelo desarrollado en la cohorte A (en dicha cohorte la UCI n.º 15 contribuyó con solo 75 pacientes del total de 1.956 pacientes, y en la cohorte B se incluyeron 453 pacientes ingresados consecutivamente años más tarde, tras incrementar la unidad el número de camas de 12 a 22. La adaptación era necesaria dado que la cohorte original de aprendizaje (A) incluía pacientes coronarios, y postoperados de cirugía cardíaca lo que podía llevar consigo un sesgo en el «case mix». Las cohortes C y D pertenecen a la misma unidad n.º 15, con lo que ya no era necesario proceder a una nueva adaptación.

Este estudio fue revisado y aprobado por los respectivos comités de ética e investigación de cada institución y fue realizado de acuerdo con los estándares éticos de la Declaración de Helsinki de 1964.

Registro de los datos

En todas las cohortes se recogieron prospectivamente 126 variables de las que solo se incluyeron en el análisis las que se pueden recoger al ingreso del paciente (considerado como tal las primeras 24 h desde el momento del ingreso), incluyendo las necesarias para calcular los índices de gravedad y mortalidad más importantes (APACHE II¹⁴, MPM II₀¹⁵, MPM II₂₄¹⁶, SAPSII¹⁷, FMO¹⁸). Se analizó separadamente la correlación entre estos 5 índices y el tiempo de estancia en días. Adicionalmente, se recogieron también en la cohorte A, la estancia observada en días, estado vital al alta hospitalaria, categoría diagnóstica principal (CDP), asociada a los GRD, pudiendo un mismo paciente registrar varias CDP que condujo al ingreso en la UCI (incluyendo hasta 50 posibles diagnósticos principales utilizados en las 4 cohortes), número de órganos o sistemas disfuncionantes (FMO) el primer día del ingreso en UCI, edad, sexo, estado de salud crónico (evaluado por la presencia de enfermedad pulmonar obstructiva crónica, diabetes mellitus insulino dependiente, insuficiencia cardíaca crónica, la puntuación de estado de salud crónico de McCabe, y estado de inmunosupresión). Se revisó una muestra aleatoria de un 5% de la información recogida como criterio de control de calidad de dicha información por un médico externo.

Estadística

Se realizó una primera aproximación de estadística descriptiva de la muestra, incluyendo valores medios, desviaciones

estándar y porcentajes. Se consideraron 2 aspectos principales de la calidad asistencial en la UCI, la mortalidad y la estancia en días en la UCI. Los casos con datos incompletos («missings») y los datos fuera del rango clínicamente posible («outliers») fueron excluidos en el análisis. Se realizó una selección inicial de variables mediante un estudio univariante entre cada variable y la estancia. Este análisis univariante se basó en el caso de variables dicotómicas en la comparación de medias de estancia mediante el test de la t de Student para muestras independientes, considerando significativo un valor de $p < 0,05$, y en caso de variables cuantitativas, en el análisis de regresión, considerando una $r^2 > 0,10$ y un $p < 0,05$. Las variables que cumplieron estas condiciones fueron incluidas en el análisis multivariante basado en un análisis de correlación múltiple considerando que el modelo era significativo si el coeficiente de correlación cuadrado r^2 fue superior o igual a 0,5 y el valor p inferior a 0,05.

La relación entre cada índice pronóstico y la estancia observada fue considerada significativa si el coeficiente de correlación cuadrado r^2 fue superior o igual a 0,5 y el valor p inferior a 0,05. Si este valor no era significativo, se desarrolló un nuevo modelo para la estancia esperada o calculada. Para la identificación de factores predictivos independientes vinculados a la estancia, se utilizó el método de regresión lineal múltiple (empleando el paquete estadístico SAS). La variable dependiente fue el logaritmo de la estancia en días. Las variables fueron incluidas en el desarrollo del modelo para el cálculo de la estancia en forma de variables codificadas «Dummy» (codificando «1» si el paciente presentaba la característica, o «0» si no era así, con la excepción de los índices de gravedad o pronóstico MPM II₀, MPMII₂₄, SAPSII, APACHE II, o FMO (los criterios para el cálculo de estos índices fueron los mismos que los utilizados en el trabajo publicado por Lemeshow et al.¹⁷), que se introdujeron como variables continuas. Finalmente, se consideraron en el modelo todas las variables con una significancia superior a 0,10. Las variables que no alcanzaron este nivel fueron eliminadas del modelo. El poder predictivo de cada modelo predictivo fue evaluado utilizando el criterio de máxima verosimilitud, el valor «p» y el coeficiente r^2 .

Las variables introducidas en la construcción de los índices de gravedad y pronóstico fueron también introducidas en el análisis de forma individual.

Las variables que mostraron una correlación lineal con otras covariables fueron eliminadas.

Entre las diferentes combinaciones de variables, se seleccionó el modelo que obtuvo un mayor valor de r^2 . Este modelo final fue aplicado para el cálculo de la estancia esperada en cada una de las UCI participantes. La razón o cociente estandarizado de estancia (EE) de cada UCI participante fue definido como el cociente entre la estancia media real (observada) de cada UCI participante y la estancia media calculada (EC) en cada UCI. Toda UCI con una efectividad óptima debería tener un cociente EO/EC inferior a 1.

El índice APACHE II, que ha sido extensamente validado en numerosas enfermedades fue empleado para determinar el riesgo inicial de fallecimiento en la cohorte A. Por este motivo, utilizamos la probabilidad calculada de muerte basado en el APACHE II ajustado para el diagnóstico principal, tal como propusieron en su trabajo original Knaus

et al.⁴. Asimismo, además de este índice, en las cohortes A, B, C y D, para el cálculo del riesgo de mortalidad también se utilizaron los índices MPMII₀, MPMII₂₄, SAPSII. Dado que era previsible que sus resultados fueran dispares, a pesar de calcularlos todos se decidió seleccionar entre ellos con fines comparativos el que mejor hubiese reflejado la mortalidad real en la cohorte A. El valor probabilidad de muerte fue calculado para cada unidad, desarrollando la razón o cociente estandarizado de mortalidad para cada una de las 17 UCI participantes en la cohorte A como el cociente entre mortalidad real observada y la probabilidad calculada de muerte. Cabe considerar que una UCI con un cociente estandarizado de mortalidad < 1 tenía un funcionamiento óptimo (alto nivel de efectividad).

Organización y medidas de mejora

La unidad n.º 15 (la UCI correspondiente al Hospital Universitario Germans Trias i Pujol, de Badalona) fue la objeto de estudio específico. Desde el año 1990 la unidad desarrolló los siguientes cambios estructurales, organizativos y funcionales (la mayoría de ellos internos y desarrollados por iniciativa y a petición del propio servicio de medicina intensiva pero algunos establecidos directamente desde dirección-gerencia siguiendo directrices de la «conselleria» de salud):

- En 1990 se sumó al programa de formación MIR de residentes en la especialidad con la incorporación del primer residente (un residente por año) en su rotación por la unidad en 1992 y la rotación de residentes de otras especialidades por la unidad por periodos de entre 2 y 3 meses.
- En 1995 aumentó el número de camas de 12 a 20; en dicho año se solicitó la convocatoria de un nuevo residente de Medicina Intensiva (2 por año), que se incorporaría en 1999 a la unidad.
- En 1999 se amplió con la creación de 8 nuevas camas destinadas a pacientes postoperados de cirugía cardíaca (total 28 camas). En 2005 se solicitó la formación de un nuevo residente, que se incorporaría en 2007 (3 residentes por año).
- La plantilla médica aumentó progresivamente el número de especialistas de 7 en 1990 a 15 en 1999.
- No existieron cambios organizativos ni funcionales de enfermería significativos, ni en las ratios de enfermeras/pacientes, existiendo siempre 2 enfermeras y una auxiliar por cada 4 camas.
- En 1998 se desarrollaron nuevos protocolos asistenciales. En 1992 ya se realizaban sesiones diarias matinales asistenciales con comentario de los pacientes ingresados, con sesiones temáticas y científicas semanales. En 2005 se añadieron una sesión diaria con presentación de casos difíciles o especiales, sesiones clínicas y científicas y una sesión semanal para residentes.
- En 2005 el servicio de medicina intensiva la coordinación, organización y cobertura de servicio del Servei d'Emergències Mèdiques (SEM) primario del área de influencia del hospital, lo que supuso un gran esfuerzo personal y humano por parte de los integrantes del servicio tanto desde el punto de vista de enfermería como médico; sin embargo, desde un punto de vista asistencial, ello supuso una mejora indudable de la coordinación y

de la atención al paciente crítico agudo en los primeros instantes, incluida la asistencia en el propio domicilio y durante el traslado del paciente al hospital llevado a cabo por enfermeras y médicos del servicio de medicina intensiva de la UCI n.º 15.

- Con la incorporación de nuevas especialidades, áreas y unidades en el hospital (neurocirugía y oncología en 1990, enfermedades infecciosas especializadas en la investigación del SIDA en 1992, cirugía cardíaca en 2002 y área de neurociencias, incluyendo una unidad de ictus en 2007), la población hospitalaria de pacientes y entidades patológicas ha ido modificándose y complicándose progresivamente, lo cual con toda probabilidad debería tener un cierto impacto sobre los criterios de ingreso, case mix y también sobre la mortalidad y la estancia en la UCI (previsiblemente con carácter negativo, empeorando los resultados, al tratarse de pacientes más complejos, deteriorados y seleccionados dentro de cada unidad, como son las de cirugía cardíaca, unidad de ictus, etc).

Resultados

La **tabla 1** muestra las características generales de cada UCI que participó en la cohorte A del estudio. De los 1.956 pacientes evaluados, 1.864 fueron incluidos en el análisis de dicha cohorte A. 92 pacientes fueron excluidos del análisis debido a la existencia de datos incompletos («missings»). Los motivos de ingreso principales de los pacientes de la cohorte A se muestran en la **tabla 2**. La causa más frecuente de ingreso en UCI fue la enfermedad coronaria aguda, seguido de neumonía, complicaciones cardiovasculares tras cirugía y craneotomía por neoplasia. De los 1.864 pacientes incluidos en el análisis final de la cohorte A, 1.164 fueron de causa médica, 449 eran de causa quirúrgica urgente y 251 eran de cirugía programada. 266 pacientes tenían una infección confirmada tras el ingreso en la UCI. 792 pacientes precisaron intubación endotraqueal y

Tabla 1 Características generales de cada UCI de la cohorte A que participó en el estudio

UCI	N.º de camas (generales/coronarias)	Total de camas hospitalarias
1	20(12/8)	977
2	8(4/4)	270
3	20(12/8)	435
4	50(30/20)	1.060
5	14(8/6)	326
6	5	160
7	10(6/4)	265
8	46(35/11)	1.000
9	14	356
10	12(6/6)	285
11	14	434
12	23(10/13)	608
13	16	908
14	14	486
15	20	546
16	10	460
17	10	220

Tabla 2 Causas de ingreso en la cohorte A (muestra de aprendizaje)

Diagnóstico principal	Frecuencia	Porcentaje
Asma/alergia	17	0,9
EPOC	52	2,8
Edema pulmonar (no cardiogénico)	4	0,2
Paro respiratorio	22	1,2
Aspiración/intoxicación	8	0,4
Embolia pulmonar	22	1,2
Infección	84	4,5
Neoplasia	1	0,1
Hipertensión	5	0,3
Arritmia cardíaca	54	2,9
Insuficiencia cardíaca congestiva	54	2,9
Shock hemorrágico/hipovolemia	24	1,3
Coronariopatía	395	21,4
Sepsis	39	2,1
Paro cardíaco	40	2,2
Shock cardiogénico	10	0,5
Aneurisma disecante	9	0,5
Politraumatismo (no quirúrgico)	61	3,3
Trauma craneal (no quirúrgico)	42	2,3
Epilepsia	8	0,4
Hemorragia intracranial/hematoma	54	2,9
Sobredosis	31	1,7
Cetoacidosis diabética	9	0,5
Hemorragia gastrointestinal (no quirúrgico)	24	1,3
Causa metabólica o renal	21	1,1
Otra causa médica de insuficiencia respiratoria	25	1,4
Otras causas médicas neurológicas	46	2,5
Otras causas médicas cardiovasculares	27	1,5
Otras causas médicas gastrointestinales	24	1,3
Politraumatismo (quirúrgico)	42	2,3
Enfermedad crónica cardiovascular	39	2,1
Cirugía vascular periférica	42	2,3
Cirugía cardíaca valvular	45	2,4
Craneotomía por neoplasia	61	3,3
Cirugía renal por neoplasia	9	0,5
Trasplante renal	1	0,1
Trauma craneal (quirúrgico)	11	0,6
Cirugía torácica por neoplasia	11	0,6
Craneotomía por hemorragia/hematoma intracraneal	27	1,5
Laminectomía y otro tipo de cirugía espinal	19	1,0
Hemorragia gastointestinal (quirúrgica)	14	0,8
Cirugía gastrointestinal por neoplasia	59	3,2
Insuficiencia respiratoria tras cirugía	36	1,9
Perforación/obstrucción gastrointestinal	49	2,7
Otras causas de disfunción neurológica postoperatoria	14	0,8
Otras causas de insuficiencia cardiovascular postoperatoria	81	4,4
Otras causas de insuficiencia respiratoria postoperatoria	28	1,5
Otras causas de disfunción gastrointestinal postoperatoria	32	1,7
Otras causas de disfunción metabólica/renal postoperatoria	17	0,9

ventilación mecánica al ingreso, de los que solo 748 permanecían en ventilación mecánica a las 24 h del ingreso. Cuatrocientos ochenta y seis pacientes precisaron administración continua de fármacos vasoactivos debido a inestabilidad hemodinámica. Los valores medios de APACHE II y SAPS de la cohorte A fueron 13,65 y 10,42 respectivamente. La

probabilidad calculada de muerte intrahospitalaria basada en el MPM al ingreso fue de 15,3% y a las 24 h de 14,7%. En la cohorte A, se registraron 379 fallecimientos (20,3%). De los 5 scores pronósticos incluidos en el análisis, solo el índice de disfunción multiorgánica mostró una correlación significativa con la estancia. Este índice tenía un rango de 0 a 6

Tabla 3 Modelo para el cálculo de la estancia probable en días de los pacientes ingresados en UCI obtenido a partir de la cohorte A

Variable	Valores	Coefficientes	p
RCP	0/1	-1,656973	0,0001
MALIG	0/1	-0,512217	0,0035
PROB INF	0/1	0,514419	0,0001
PROTROMBINA	0/1	-0,805185	0,0001
PO ₂	0/1	-0,483521	0,0020
CAR DISR	0/1	0,384129	0,0010
INSULIN	0/1	0,474530	0,0012
SIDA	0/1	1,189661	0,0003
FMO	0 a 6	0,176448	0,0057
DIAGNÓSTICO PAL	β		
Embolia pulmonar	0/1	0,914916	0,0044
Arritmia cardíaca	0/1	-0,716805	0,0027
Insuficiencia cardíaca	0/1	-0,886903	0,0836
Paro cardíaco	0/1	1,785849	0,0001
Shock cardiogénico	0/1	-1,911861	0,0001
Hemorragia intracraneal (no quirúrgica)	0/1	-0,415428	0,0684
Intoxicación	0/1	-0,541433	0,0231
Cetoacidosis diabética	0/1	-0,866231	0,0061
Causas Neurológicas	0/1	0,995990	0,0002
Cardiovascular (postoperatorio)	0/1	-0,659733	0,0031
Politraumatismo	0/1	0,429833	0,0133
Insuficiencia Respiratoria postoperatoria	0/1	1,094594	0,0001

CAR DISR: presencia de arritmia cardíaca al ingreso; DIAGNÓSTICO PAL: Diagnóstico principal al ingreso; FMO: disfunción multiórgano según las definiciones estándar (0-6 sistemas); INSULIN: diabetes insulino-dependiente al ingreso; MALIG: neoplasia maligna al ingreso; PO₂: PaO₂ < 60 mmHg en las primeras 24 h del ingreso; PROB INF: probable infección al ingreso; PROTROMBINA: tiempo de protrombina > 3 seg superior al estándar o < 25%; RCP: resucitación cardiopulmonar.

La estancia en días (Length of stay = LOS) se calculó mediante la fórmula:

$$\text{LOS} = \text{EXP} (1,580050 + (-1,656973 \cdot \text{RCP} - 0,512217 \cdot \text{MALIG} + 0,515519 \cdot \text{PROBINF} - 0,805185 \cdot \text{PROTROMBINA} - 0,483521 \cdot \text{PO}_2 + 0,384129 \cdot \text{CARDISR} + 0,474530 \cdot \text{INSULIN} + 1,189661 \cdot \text{SIDA} + 0,176448 \cdot \text{FMO} + \beta \cdot \text{DIAGNÓSTICO PAL}).$$

Tras la aplicación de este modelo en la cohorte A el coeficiente de correlación cuadrático entre la estancia calculada y la observada fue significativo ($r^2 = 0,61$; valor $p < 0,05$).

y fue introducido como variable continua en el modelo de correlación múltiple ilustrado en la [tabla 3](#). El modelo final incluía la disfunción multiorgánica, la necesidad de reanimación cardiopulmonar, la presencia de neoplasia el ingreso, la presencia de infección probable al ingreso, el tiempo de protrombina prolongado, la existencia de una arritmia cardíaca, el antecedente de diabetes mellitus insulino-dependiente, la presencia de un síndrome de inmunodeficiencia adquirida (SIDA) y 12 diagnósticos principales posibles como causa de ingreso. Este modelo mostró una correlación significativa con la estancia real ($r^2 = 0,61$; es decir que en aproximadamente un 61% de los pacientes la estancia calculada y la estancia observada coincidieron). La estancia estandarizada

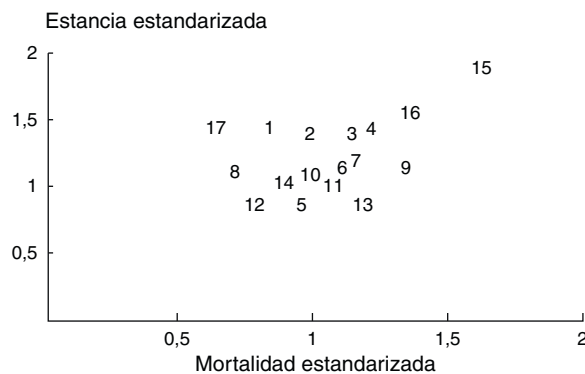


Figura 1 Representación de valores cruzados de mortalidad estandarizada (mortalidad observada/esperada) y estancia estandarizada para cada una de las 17 UCI participantes en la cohorte A. La UCI n.º 15 será objeto de estudio en las cohortes B, C y D.

y la mortalidad estandarizada de la UCI número 15 en la cohorte A (la misma UCI objeto de estudio en las cohortes B, C y D) fueron de 1,9 y 1,7, respectivamente. En la [tabla 4](#) se presentan los resultados de razones de mortalidad estandarizada y de tiempo de estancia observado de las 17 UCI (cohorte A) clasificados por grupos patológicos principales. El índice que explicaba mejor la mortalidad fue el MPM II₂₄ (Mortality Prediction Model II a las 24 h).

Los motivos de ingreso de la cohorte B se muestran en la [tabla 5](#). En esta tabla se incluyeron 453 pacientes para la validación y adaptación de los modelos desarrollados en la cohorte A. La edad media de los pacientes de la cohorte A fue 57 ± 17 años (rango 18-90 años). La estancia media de la muestra fue de $4,4 \pm 7,2$ días (rango 0,5-45 d.). 95 pacientes fueron ingresados tras una resucitación cardiopulmonar (RCP) aunque solo 40 de ellos tenían una parada cardiorrespiratoria como causa de ingreso.

La estancia media observada de la cohorte B fue 7,5 días, mientras que su mortalidad media fue de 22,5%. El índice de mortalidad que permitía predecir con mayor precisión la mortalidad observada en las cohortes B, C y D fue el MPM II₂₄ y fue este el que finalmente se utilizó para la valoración de mortalidad estandarizada en estas cohortes. Los cocientes de estancia observada estandarizada y mortalidad estandarizada en la cohorte B fueron de 1,8 y 1,2, respectivamente. La única diferencia clínica entre 1992 y 1995 (cohortes A y B) en relación a la UCI n.º 15 fue que se produjo una ampliación de la UCI de 12 a 20 camas, sin que el «case mix» sufriera ninguna variación significativa. En las [tablas 6 y 7](#) se muestran, respectivamente los motivos principales de ingreso de las cohortes C y D. Se observan cambios en los porcentajes de contingentes correspondientes a las incorporaciones progresivas de especialidades, áreas y unidades en estos periodos, tal como se ha comentado.

Una posible forma de evaluar la calidad asistencial, y fue la que se utilizó en nuestro trabajo, era la valoración cruzada de los cocientes de mortalidad y estancia estandarizados de las 17 UCI participantes en la cohorte A y que se ilustra en la [figura 1](#). En esta figura se observa que las UCI de mayor tamaño (3, 4, 9, 15 y 16; correspondientes a los hospitales de Bellvitge, Vall d'Hebro, GTiP de Badalona y de la Santa Creu i Sant Pau), pertenecientes a hospitales

Tabla 4 Resultados de la estancia estandarizada (EE) = tiempo de estancia observado/tiempo estancia calculado y la mortalidad estandarizada (ME) = mortalidad observada/mortalidad calculada, en las 17 UCI (cohorte A)

N.º UCI	Global	Pacientes respiratorios	Pacientes cardio-vasculares	Pacientes traumáticos	Pacientes neurológicos	Causas miscelaneas
	n EE ME	n EE ME	n EE ME	n EE ME	n EE ME	n EE ME
1	212	16	128	27	23	18
	1,91	0,80	1,07	1,86	1,48	1,19
	1,13	0,67	0,91	2,00	1,67	1,60
2	50	15	19	1	4	11
	1,20	1,31	1,40	0,60	0,28	1,51
	1,11	0,80	1,33	0,00	1,00	1,00
3	85	22	13	27	16	7
	1,33	0,82	1,59	1,59	1,04	2,14
	1,18	0,60	1,50	1,00	1,67	1,50
4	237	69	51	0	54	63
	1,14	1,00	0,57	0,00	1,19	2,17
	1,21	1,07	1,23	0,00	1,50	1,00
5	169	17	102	3	24	23
	0,80	0,51	0,82	0,44	1,00	0,85
	0,75	0,67	0,67	0,00	1,33	0,67
6	55	13	22	0	1	19
	1,08	0,46	0,86	0,00	1,13	0,96
	0,88	0,00	1,50	0,00	0,00	0,75
7	77	14	51	2	2	8
	0,98	1,09	1,02	0,67	0,19	0,88
	0,94	0,60	0,78	0,00	0,00	2,00
8	114	26	25	25	18	20
	1,49	1,13	1,54	1,62	1,36	2,09
	1,52	1,50	0,67	2,33	2,00	0,75
9	134	4	94	15	6	15
	0,93	0,90	0,93	1,02	0,38	1,19
	0,69	0,00	0,70	2,00	1,00	0,00
10	86	12	28	10	4	32
	0,95	1,11	0,88	0,60	0,67	1,16
	1,21	1,33	0,67	2,00	1,50	1,67
11	92	7	70	5	4	6
	1,10	1,32	1,03	0,78	0,84	2,43
	0,92	1,00	0,67	0,00	1,00	3,00
12	121	15	59	15	21	11
	0,91	0,44	1,05	0,81	0,96	1,34
	1,00	0,67	0,67	2,00	1,75	0,67
13	122	27	65	10	8	12
	1,38	1,08	1,67	1,65	1,07	1,26
	0,95	0,20	1,44	1,00	1,50	0,00
14	98	8	57	0	18	15
	1,18	0,80	1,23	0,00	0,86	2,12
	1,40	0,50	1,14	0,00	1,67	2,33
15	73	20	10	12	12	21
	2,13	1,47	1,30	3,18	2,54	2,62
	1,65	1,57	1,33	3,00	1,25	2,00
16	96	24	47	3	11	11
	0,95	0,72	1,27	0,75	0,61	1,12
	1,17	1,14	1,14	0,00	1,00	1,00
17	43	3	26	4	6	4
	1,04	0,64	1,09	1,04	1,09	1,10
	1,00	1,00	0,67	2,00	1,00	1,00

EE: estancia estandarizada (tiempo de estancia observado/tiempo estancia calculado); ME: mortalidad estandarizada (mortalidad observada/mortalidad calculada).

Tabla 5 Causas de ingreso de los pacientes de la cohorte B (muestra de validación)

Diagnóstico principal	Frecuencia	Porcentaje
Isquemia cardíaca/IAM	27	6
Insuficiencia respiratoria aguda	73	16
Insuficiencia cardíaca aguda	18	4
Causas neurológicas	36	8
Insuficiencia renal	9	2
Causas digestivas no quirúrgicas	14	3
Causas médicas/sistémicas	5	1
Infección/sepsis	27	6
Causas endocrinas	5	1
Causas hematológicas	14	3
Ginecológicas/obstétricas	5	1
Intoxicaciones	14	3
Oncología	5	1
Politrauma	27	6
Causas digestivas quirúrgicas	73	16
Cirugía vascular	5	1
Cirugía torácica	5	1
Neurocirugía	50	11
Neurotraumatología	41	9

universitarios presentan cocientes estandarizados de mortalidad y estancia claramente superiores.

En la [tabla 8](#) se ilustran los resultados de estancias y mortalidad esperadas (calculadas) y observadas correspondientes a la UCI n.º 15 en las cohortes A, B, C, y D (en las que dicha UCI contribuyó con 75, 453, 2.567 y 711 pacientes,

Tabla 6 Motivos de ingreso de los pacientes pertenecientes a la cohorte C (muestra de validación de 2.567 pacientes)

Motivos de ingreso	Frecuencia	Porcentaje
Isquemia cardíaca/IAM	54	2,1
Insuficiencia respiratoria aguda	75	2,9
Insuficiencia cardíaca aguda	35	1,4
Causas neurológicas	654	25,5
Insuficiencia renal	122	4,7
Causas digestivas no quirúrgicas	68	2,6
Medicina interna/causas sistémicas	4	0,2
Infección/Sepsis	618	24
Causas endocrinológicas	4	0,2
Causas hematológicas	29	1,1
Causas ginecológicas/Obstétricas	5	0,2
Intoxicaciones	4	0,2
Pacientes oncológicos	203	7,9
Politraumatismo	10	0,4
Causas digestivas quirúrgicas	256	10
Cirugía vascular	28	1,1
Cirugía torácica	5	0,2
Neurocirugía	283	11
Neurotraumatología	110	4,3

Tabla 7 Motivos de ingreso de los pacientes pertenecientes a la cohorte D (muestra de validación de 711 pacientes)

Motivos de ingreso	Frecuencia	Porcentaje
Isquemia cardíaca/IAM	2	0,3
Insuficiencia respiratoria aguda	67	9,4
Insuficiencia cardíaca aguda	12	1,7
Causas neurológicas	96	14
Insuficiencia renal	17	2,4
Causas digestivas no quirúrgicas	55	7,7
Medicina interna/causas sistémicas	10	1,4
Infección/Sepsis	104	15
Causas endocrinológicas	7	1
Causas hematológicas	11	1,5
Causas ginecológicas/Obstétricas	1	0,1
Intoxicaciones	22	3,1
Pacientes oncológicas	66	9,3
Politraumatismo	47	6,6
Causas digestivas quirúrgicas	55	7,7
Cirugía cardíaca/vascular	27	3,8
Cirugía torácica	11	1,5
Neurocirugía	77	11
Neurotraumatología	24	3,4

respectivamente) y que sirvieron para calcular las razones (cocientes) estandarizadas de estancia y mortalidad. Se aprecia que una vez adaptado el modelo, el cálculo de estancia esperada ajustaba mejor a la observada, fruto de la mayor complejidad del case mix en los centros como el correspondiente a la UCI n.º 15.

En las cohortes B, C y D se calcularon de nuevo estos cocientes estandarizados de mortalidad y estancia para la UCI n.º 15, y fueron, respectivamente: 1,8 y 1,2 (Cohorte B), 0,97 y 1,07 (Cohorte C), y 0,63 y 1,07 (Cohorte D). La valoración cruzada de las mismas se ilustra en la [figura 2](#).

Discusión

En este estudio sobre factores predictivos de estancia en UCI y mortalidad, se seleccionaron 17 UCI diferentes con diversos tipos de organización y patologías (médicas, quirúrgicas, coronarias, respiratorias o combinadas) y diferentes patrones de financiación (públicas y privadas). Los tiempos de estancia variaron ampliamente entre las diferentes UCI participantes, en donde se observa en general que las UCI de mayor tamaño, pertenecientes a hospitales universitarios son significativamente superiores (mortalidad y estancia observadas superiores a las calculadas) a los de UCI más reducidas, pertenecientes a centros privados, hospitales comarcales, o UCI que en general ingresan pacientes de menor estancia con una alta proporción de pacientes coronarios (UCI mixtas UCI/Coronarias). Sin embargo, ello debería ser corregido por el propio modelo al haber sido adaptado por patologías y nuestros resultados muestran que el modelo general para el cálculo de la estancia es fiable y reproducible

Tabla 8 Resultados comparativos correspondientes a la UCI n.º 15 en las cohortes A, B, C y D de días de estancia y de porcentajes de mortalidad, esperados y observados respectivamente

Cohortes	Estancia esperada días	Estancia observada días	Mortalidad esperada %	Mortalidad observada %
A	6,5	12,5	13,50	23,00
B	4,1	7,5	18,75	22,50
C	12,3	12,0	25,50	27,50
D	10,0	9,7	33,10	20,90

en centros específicos. Por lo tanto, la estancia y mortalidad estandarizadas pueden constituir un instrumento útil en la auditoria de la calidad asistencial y evaluar posibles cambios estructurales, organizativos y funcionales introducidos a lo largo del tiempo en cada UCI¹⁹.

Una forma de aproximación al problema global del análisis de efectividad-eficiencia sería el producto de la estancia media (en días), el número de ingresos anuales en una determinada UCI y el coste de cada cama y día^{20,21}. Por este motivo, consideramos que el desarrollo de un instrumento que calcule la estancia esperada, basado en factores que reflejen de forma principal la gravedad de la enfermedad y el diagnóstico principal, nos permite un acceso más preciso a la eficiencia de la asistencia en medicina intensiva. Este modelo puede constituir también un instrumento útil para la identificación de grupos de pacientes en riesgo de largos períodos de estancia en UCI, con el consiguiente mayor riesgo de complicaciones, en particular infecciosas, y en especial las producidas por microorganismos resistentes.

En el caso de la UCI n.º 15 se comprueba que a lo largo de los periodos analizados se han producido correcciones significativas de las ratios estandarizadas de mortalidad y estancia, de modo que existe una mejoría asistencial progresiva, entre otras razones (organizativas, de disponibilidad de

camas, de incorporación de residentes, etc.) a nuestro juicio especialmente desde la absorción del SEM primario por parte del servicio de urgencias del hospital y posteriormente por la propia UCI, con lo que la asistencia actualmente en los casos atendidos por este servicio de emergencias extrahospitalarias es realizado por los propios médicos del servicio de medicina intensiva. Ello redundará sin duda en una mejoría de resultados en la propia UCI.

Hay que resaltar que una organización subóptima de la UCI podría conllevar a períodos de estancia más prolongados producidos por un retraso de alta del paciente, debido a falta de camas de hospitalización convencional, o mayor incidencia de pacientes pertenecientes a subgrupos diagnósticos que no hayan sido representados adecuadamente en nuestras muestras (como p. ej. hemorragia intracraneal, traumatismo craneoencefálico, etc.). Las unidades que se ocupan especialmente de este tipo de pacientes podrían tener estancias más prolongadas y tasas de mortalidad superiores. A la inversa, si determinados subgrupos diagnósticos como los pacientes coronarios o postoperados estables constituyen la principal fuente de ingresos en UCI, ello explicaría resultados más favorables.

En comparación con el sistema APACHE, que no permite explicar las estancias en mucho más de un 50%, el modelo que presentamos permite predecir más del 60% de las mismas, lo que consigue sin incrementar excesivamente la información a recoger al ingreso del enfermo²².

Finalmente, una limitación del modelo presentado en este trabajo es probablemente que se ha desarrollado en un entorno particular como es Cataluña, o incluso en determinadas UCI extranjeras en las que predominen diagnósticos equiparables o que funcionan de forma similar. Los criterios de ingreso sin duda pueden definir patrones particulares de mortalidad y estancia como se ha demostrado recientemente en el estudio ELDICUS²³, aunque en nuestro país existe cierta homogeneidad que probablemente corrige estas desviaciones. Es posible que cada UCI debiera desarrollar su propio modelo para el cálculo de la mortalidad y estancia esperadas. La aplicación potencial de este modelo es para facilitar el análisis de efectividad-eficiencia-efectividad en el futuro.

Aunque la metodología debe perfeccionarse, debiendo incluir un mayor número de pacientes, para desarrollar modelos más precisos, el que presentamos podría ser utilizado en cada UCI como punto de partida a fin de calcular las estancias esperadas, y, en una evaluación anual ayudar a los gerentes para disponer de mayor información y realizar las correcciones pertinentes.

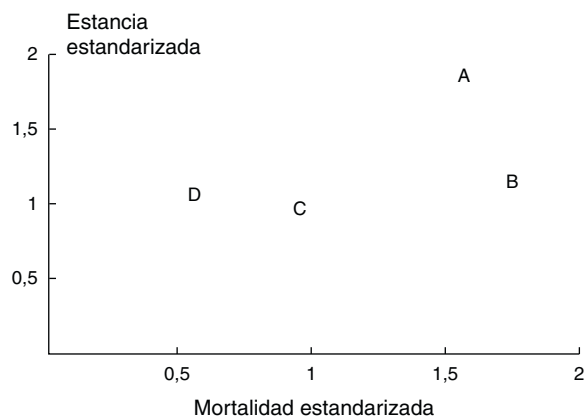


Figura 2 Representación de valores cruzados de mortalidad estandarizada (mortalidad observada/esperada) y estancia estandarizada para la UCI n.º 15 en las cohortes A (1992), B (1995), C (1999-2001) y D (2007-2008), coincidiendo con cambios estructurales y organizativos realizados en el servicio durante estos períodos.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Anexo 1.

España: Coordinador: A. Artigas; Hospital —Son Dureta Palma Mallorca: R. Abizanda, B. Balerdí, Ll. Sodas; Hospital de Sabadell, Sabadell: A. Artigas, J. Mestre, X. Castellà; Hospital Josep Trueta, Girona: A. Bonet, A. Álvarez; Hospital de la Vall d'Hebró, Barcelona: J.L. Bóveda, L. Manzanares, L. Salgado, S. Gutiérrez; Hospital de Barcelona, Barcelona: L. Cabré, G. Carrasco, R. Molina; Hospital Comarcal d'Igualada, Igualada: M. Casanovas, E. Faraidun, J. M. Bausfli; Hospital de la Creu Roja d'Hospitalet, Hospitalet de Llobregat: M. Cerda, M. Ibars, C. Gimeno; Ciutat Sanitaria de Bellvitge, Hospitalet de Llobregat: A. Díaz Prieto, H. Torrado; Hospital Joan XXIII, Tarragona: S. Alonso, M. Bodí. EE. UU.: Veterans Univ. Hospital, Louisville: J. Guardiola.

Bibliografía

- Jencks SF, Dobson A. Redefining case-mix adjustment. The research evidence. *N Engl J Med.* 1987;317:679–86.
- Jencks SF, Daley J, Draper D, Thomas N, Lenhart G, Walker J. Interpreting hospital mortality data. The role of clinical risk adjustment. *JAMA.* 1988;260:3611–6.
- Dubois RW, Rogers WH, Moxley 3d JH, Draper D, Brook RH. Hospital inpatient mortality. Is it a predictor of quality? *N Engl J Med.* 1987;317:1674–80.
- Knaus WA, Draper EA, Wagner DP, Zimmerman JE. An evaluation of outcome from intensive care in major medical centers. *Ann Intern Med.* 1986;104:410–8.
- Knaus WA, Wagner DP, Zimmerman JE, Draper EA. Variations in mortality and length of stay in intensive care units. *Ann Int Med.* 1993;118:753–61.
- Rapoport J, Teres D, Lemeshow S, Gehlbach S. A method for assessing the clinical performance and cost effectiveness of intensive care units: a multicenter inception cohort study. *Crit Care Med.* 1994;22:1385–91.
- Najjar-Pellet J, Jonquet O, Jambou P, Fabry J. Quality assessment in intensive care units: proposal for a scoring system in terms of structure and process. *Intensive Care Med.* 2008;34:278–85.
- Bone RC. Economic analysis of the intensive care unit: A dilemma. *Crit Care Med.* 1995;23:805.
- Heyland DK, Kernerman P, Gafni A, Cook DJ. Economic evaluations in the critical care literature: Do they help us improve the efficiency of our unit? *Crit Care Med.* 1996;24:1591–8.
- Chafin DB, Cohen IL, Lambrinos J. The economics and cost-effectiveness of critical care medicine. *Intensive Care Med.* 1995;21:952–61.
- Gylmark M. A review of cost studies of intensive care units: problems with the cost concept. *Crit Care Med.* 1995;23:964–72.
- Verduijn M, Peek N, Voorbraak, de Jonge E, Mol B. Dichotomization of ICU length of stay based on model calibration. En: S. Miksch et al (Eds): AIME: 2005, LNAI 3581, pp. 67-76, 2005. Springer-Verlag Berlin, Heidelberg.
- Knaus WA, Wagner DP, Draper EA, Zimmerman JE, Bergner M, Bastos PG, et al. The APACHE III prognostic system. Risk prediction of hospital mortality for critically ill hospitalized adults. *Chest.* 1991;100:1619–36.
- Knaus WA, Draper EA, Wagner DP, Zimmerman JE. APACHE II: a severity of disease classification system. *Crit Care Med.* 1985;13:818–29.
- Lemeshow S, Teres D, Avrunin JS, Pastides H. Predicting the outcome of intensive care patients. *J Am Statistical Assoc.* 1988;83:348–56.
- 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;270:2957–63.
- Lemeshow S, Teres D, Klar J, Avrunin JS, Gahlbach SH, Rapoport J. Mortality probability models (MPM II) based on an international cohort of intensive care unit patients. *JAMA.* 1993;270:2478–86.
- Lemeshow S, Le Gall JR. Modeling the severity of illness of ICU patients. A systems update. *JAMA.* 1994;272:1049–55.
- Lemeshow S, Klar J, Teres D. Outcome prediction for individual intensive care patients: useful, misused, or abused? *Intensive Care Med.* 1995;21:770–6.
- Civetta JM, Hudson-Civetta JA, Nelson LD. Evaluation of APACHE II for cost containment and quality assurance. *Ann Surg.* 1990;212:266–74.
- Rué M, Roqué M, Mestre J, Artigas A, Bonfill X, Grupo Participante en el European and North American Study of severity Systems. Mortalidad y estancia hospitalaria ajustadas por gravedad como indicadores de efectividad y eficiencia de la atención a pacientes en estado crítico. *Med Clí (Barc).* 1997;108:647–51.
- Knaus WA, Wagner DP, Draper EA, Zimmerman JE, Bergner M, Bastos PG, et al. The APACHE III prognostic system. Risk prediction of hospital mortality for critically ill hospitalized adults. *Chest.* 1991;100:1619–36.
- Iapichino G, Corbella D, Minelli C, Mills GH, Artigas A, Edbooke DL, et al. Reasons for refusal of admission to intensive care and impact on mortality. *Intensive Care Med.* 2010;36:1772–9.