



# Influencia de la infección nosocomial sobre la mortalidad en una Unidad de Cuidados Intensivos

C. Díaz Molina<sup>1</sup> / D. Martínez de la Concha<sup>1</sup> / I. Salcedo Leal<sup>1</sup> / J. Masa Calles<sup>1</sup>  
J. De Irala Estévez<sup>2</sup> / R. Fernández-Crehuet Navajas<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Servicio de Medicina Preventiva, Hospital Universitario Reina Sofía, Córdoba.

<sup>2</sup> Cátedra de Medicina Preventiva y Salud Pública, Facultad de Medicina, Universidad de Córdoba

*Correspondencia:* Carmen Díaz Molina. Servicio de Medicina Preventiva, Hospital Universitario Reina Sofía. Avenida Menéndez Pidal, s/n. 14004 Córdoba

*Recibido:* 3 de septiembre de 1996

*Aceptado:* 10 de abril de 1997

(Nosocomial infection and mortality in an Intensive Care Unit)

## Resumen

**Objetivo.** Valorar la asociación entre la infección nosocomial (IN) y la mortalidad de los pacientes ingresados en Unidades de Cuidados Intensivos (UCIs), eliminando el efecto que sobre dicha mortalidad ejercen otras variables predictoras.

**Método.** Estudio prospectivo con 944 pacientes ingresados de forma consecutiva, al menos durante 24 horas, entre febrero y noviembre de 1994 en la UCI de un hospital de tercer nivel. La asociación entre IN (diagnosticada según los criterios de los Centers for Disease Control) y muerte se ha valorado con un análisis multivariable de regresión logística.

**Resultados.** La incidencia acumulada de mortalidad en UCI fue de 11,2% (intervalo de confianza<sub>95%</sub> = 9,9 - 12,5). Esta cifra fue significativamente mayor en los pacientes infectados (RR crudo de mortalidad de 2,2; IC<sub>95%</sub> = 1,5 - 3,1). El análisis multivariable mostró que el efecto de la IN (global, neumonías, de vías urinarias y bacteriemias), sobre el riesgo ajustado de muerte depende de la gravedad del paciente medida por el *Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II* (APACHE II). Cuando el APACHE II es bajo, la IN aumenta el riesgo de muerte del enfermo. Sin embargo, al aumentar esta puntuación el efecto de la IN sobre la muerte pierde relevancia frente a la del estado de gravedad del enfermo.

**Conclusiones.** La IN empeora el pronóstico final de los pacientes ingresados en una UCI, independientemente de su asociación con otras variables predictivas de mortalidad.

**Palabras clave:** Factor de riesgo. Infección nosocomial. Mortalidad. Regresión logística. Unidad de Cuidados Intensivos.

## Summary

**Objective.** To evaluate the association between nosocomial infections (NI) and the mortality of Intensive Care Unit (ICU) patients, adjusting for the effect on mortality of other predictive variables.

**Methods.** Prospective study on 944 concurrent patients admitted for at least 24 hours in the ICU of a tertiary level hospital between February and November of 1994. The association between NI (diagnosed using CDC criteria) and mortality was studied using multivariable logistic regression.

**Results.** The cumulative incidence of mortality in the ICU was 11.2% (CI<sub>95%</sub> = 9.9 - 12.5). This incidence was significantly higher in infected patients with a crude mortality relative risk of 2.2 (CI<sub>95%</sub> = 1.5 - 3.1). In the multivariable analysis, the effect of NI (global, pneumonias, of the urinary tract and bacteriemias) on adjusted mortality depended on the patient's *Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II* (APACHE II) score. With low APACHE II scores, NI was associated with an increased mortality risk. Conversely, with higher APACHE II scores, the relevance of NI as a determinant of mortality decreased and prognosis was mainly associated with the patient's severity of illness.

**Conclusions.** The association between NI and mortality, adjusting for other prognostic factors for mortality, is confirmed.

**Key words:** Intensive Care Unit. Logistic regression. Nosocomial infection. Mortality. Risk factors.

## Introducción

Entre los efectos adversos originados por la infección nosocomial (IN), hay que citar el aumento de mortalidad registrado en los pacientes que sufren esta complicación. Según datos publicados por los *Centers for Disease Control* (CDC), aproximadamente un 1% de los pacientes infectados mueren como consecuencia directa de su infección y en un 3% la IN contri-

buyó a la muerte del paciente<sup>1</sup>. Las estimaciones realizadas por Haley y cols.<sup>2</sup> sitúan a la IN entre las diez primeras causas de muerte en Estados Unidos. Según un estudio realizado a partir de la información contenida en los certificados de defunción de este país, la tasa de mortalidad asociada a la IN durante el año 1988 fue de 3,83 por 100.000 personas-año<sup>3</sup>.

En las Unidades de Cuidados Intensivos (UCIs), donde la IN es especialmente frecuente, los riesgos relativos

de muerte en los pacientes infectados frente a los no infectados oscilan entre 2,3 y 3,5<sup>4-6</sup>. Este aumento de riesgo es diferente según la localización de la infección, siendo mayor en las bacteriemias, neumonías, infecciones intraabdominales e infecciones del Sistema Nervioso Central<sup>4-7</sup>. Los conocimientos existentes acerca de este problema provienen de estimaciones crudas de mortalidad, que no han tenido en cuenta otros factores que pueden confundir la relación entre IN y muerte.

Este trabajo valora la asociación de la IN con la mortalidad de los pacientes ingresados en Unidades de Cuidados Intensivos, eliminando el efecto de otras variables asociadas a la mortalidad en la UCI.

---

## Sujetos y métodos

Se diseñó un estudio prospectivo sobre los pacientes ingresados en la UCI del Hospital Universitario de Córdoba. Este hospital, de tercer nivel, cuenta con una UCI polivalente que atiende al año una media de 1.568 ingresos, los cuales originan unas 8.992 estancias.

Empleando un sistema de vigilancia prospectivo se llevó a cabo el seguimiento diario de todos los enfermos ingresados en dicha unidad, entre el 15 de febrero y el 14 de noviembre de 1994. El período de observación de cada paciente, investigado de igual modo por otros autores, comprendió desde el momento en que fue ingresado en la UCI hasta las 48 horas tras ser dado de alta de la unidad<sup>5,8,9</sup>. De la cohorte investigada se excluyeron los enfermos con estancia en UCI inferior a 24 horas, quedando la muestra de estudio formada por 944 pacientes.

Para diagnosticar la IN ocurrida en el período de seguimiento, se utilizaron los criterios de los CDC<sup>10</sup>. Un máximo de tres IN distintas fueron recogidas para cada paciente, con su localización y fecha de comienzo.

Se recopiló información sobre una serie de variables que pueden comportarse como factores de riesgo de la IN y que, por otra parte, pueden influir sobre la mortalidad: edad, sexo, gravedad del paciente al ingreso en la unidad (estimado con el índice APACHE II<sup>11</sup>) y diagnóstico principal que motivó su ingreso en la UCI (según la Clasificación Internacional de Enfermedades de la OMS<sup>12</sup>). De las siguientes variables intrínsecas se registró la presencia o ausencia en cada enfermo: infección previa al ingreso en la UCI, traumatismo craneoencefálico, coma, insuficiencia renal, diabetes, neoplasia, neutropenia, cirrosis hepática, adicción a drogas vía parenteral, desnutrición y úlcera de decúbito. Las definiciones de estas variables son las mismas que las utilizadas en el Estudio de Prevalencia de las Infecciones Nosocomiales en los hospitales españoles (proyecto EPINE)<sup>13</sup>.

También se investigaron otras variables descritas como factores de riesgo extrínsecos de la IN y que igualmente pueden ser predictoras de la mortalidad: Duración de la estancia hospitalaria previa al ingreso en UCI, procedencia del enfermo a su ingreso en la unidad (domi-

lio u otra sala del hospital) y duración de la estancia en UCI. De los factores extrínsecos citados a continuación, se registró la presencia o ausencia en los pacientes durante el tiempo de su estancia en UCI: fármacos anti-H<sub>2</sub>, antiácidos, sedantes, posición horizontal de la cama (< 30°), tratamiento inmunosupresor, bronco o gastroscopia, tratamiento antimicrobiano previo a la IN, sistema urinario abierto, sistema urinario cerrado, línea periférica, catéter central, catéter central de inserción periférica, nutrición parenteral, traqueotomía, ventilación mecánica, drenaje, sonda nasogástrica, catéter de Swan-Ganz y balón de contrapulsación. La variable intervención quirúrgica se recogió incluso cuando se practicó durante la estancia previa al ingreso en la UCI. Se utilizaron también dos variables compuestas, la primera constituida por la suma de los factores extrínsecos y la segunda, por la suma de los factores extrínsecos considerados como más importantes por los CDC en las UCIs —ventilación mecánica, catéter central y sondaje urinario—<sup>8</sup>. Se agrupó la variable diagnóstico principal al ingreso en la unidad en tres categorías, de menor a mayor riesgo de infección, según lo descrito en la bibliografía<sup>14-16</sup>.

Durante el período de tiempo que duró la investigación no se detectaron brotes de IN.

Se realizó una estadística descriptiva inicial con todas las variables del estudio, utilizando el test *t* de Student para las comparaciones de variables continuas entre sujetos infectados y no infectados y la  $\chi^2$  para las variables cualitativas. El efecto crudo de la IN sobre la mortalidad se midió con el riesgo relativo (RR), calculado como la razón entre la incidencia acumulada (IA) de muerte en pacientes infectados y la IA en pacientes no infectados.

Para valorar si la IN se asocia con una mayor mortalidad en UCI, independientemente de las demás variables predictoras de mortalidad, se realizó un análisis multivariable de regresión logística. La variable dependiente considerada fue la mortalidad en la UCI (incluyendo las primeras 48 horas tras el alta de la unidad). Todas las variables descritas anteriormente se utilizaron como posibles candidatas para el modelo predictivo de mortalidad. Como el objetivo de nuestro estudio era valorar el efecto independiente de la IN sobre la muerte, dicha variable se forzó desde el principio para conocer su grado de significación en el modelo final. Para la construcción del modelo se efectuó una primera elección de variables realizando una selección manual de tipo metódica (*purposeful selection*) de modelos bivariantes, con criterios conservadores de selección (*p* alrededor de 0,25). Con las variables que alcanzaron este nivel de significación se ajustó un modelo multivariable, que fue depurado posteriormente eliminando variables con la ayuda del test de la razón de verosimilitud (estadístico *G*). Se llegó al modelo final tras realizar las pruebas pertinentes para identificar posibles interacciones de tipo multiplicativo —cambio significativo del logaritmo de la verosimilitud al introducir la interacción— o factores de confusión —método de la proporción de cambio de los coeficientes del modelo—. Las interacciones mul-

tiplicativas valoradas fueron de segundo orden, utilizando las combinaciones posibles con las variables del modelo y siguiendo criterios de plausibilidad biológica. Por otra parte, toda variable en el límite de significación estadística (entre 0,05 y 0,15) se valoró como posible factor de confusión. También se valoró la bondad de ajuste del modelo final con la prueba de Hosmer-Lemeshow<sup>17,18</sup>.

El almacenamiento de los datos se realizó con el gestor de bases de datos dBASE III Plus y el análisis estadístico con el programa STATA 4.0<sup>18</sup>.

## Resultados

Los sujetos de estudio —944 pacientes— fueron 662 varones (70,1%) y 282 mujeres (29,9%). La edad media global fue de 54,8 años (DE = 16,8), no presentándose diferencias significativas de edad entre sexos. La puntuación

**Tabla 1. Características de la población de estudio**

Variabes	n	(%)	
APACHE II			
≤ 5	158	16,7	
6-10	371	39,3	
11-15	250	26,5	
16-20	93	9,9	
21-25	53	5,6	
≥ 26	19	2,0	
Tipo ingreso en UCI			
De otra sala del hospital	388	41,1	
Del exterior del hospital	556	58,9	
Infección previa ingreso UCI			
Sí	135	14,3	
No	809	85,7	
Diagnóstico principal			
Infeccioso y parasitario	57	6,0	
Aparato cardiocirculatorio#	584	61,9	
Aparato respiratorio	83	8,8	
Lesiones*	76	8,0	
Envenenamiento	43	4,6	
Otros	101	10,7	
Intervención quirúrgica	387	41,0	
Muerte			
Sí	106	11,2	
No	838	88,8	
	Media	(DE)	Mediana
Estancia en UCI (días)	6,8	7,8	5,0
Estancia previa a UCI (días)	6,3	12,8	0,0 <sup>a</sup>
Estancia previa a intervención (días)	13,4	15,9	8,0

APACHE II: Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II. #: el 61% de esta categoría fueron principalmente pacientes coronarios y el 39% restante fueron pacientes sometidos a cirugía cardiovascular. \*: politraumatismos y traumatismos craneoencefálicos. DE: desviación estándar. <sup>a</sup>: el 58,9% no provienen de otra sala del hospital.

**Tabla 2. Características de la población de estudio (continuación)**

Variabes	n	(%)
Traumatismo craneoencefálico	62	6,6
Coma	119	12,6
Insuficiencia renal	67	7,1
Diabetes	232	24,6
Neoplasia	65	6,9
Neutropenia	11	1,2
Cirrosis hepática	19	2,0
ADVP	9	1,0
Desnutrición	32	3,4
Úlcera decúbito	13	1,4
Anti-H <sup>2</sup>	866	91,7
Antiácidos	100	10,6
Sedantes	565	59,9
Posición horizontal (< 30°)	7	0,7
Inmunosupresión	121	12,8
Bronco-gastroscopia	41	4,3
Sistema urinario abierto	0	0,0
Sistema urinario cerrado	687	72,8
Línea periférica	345	36,5
Catéter central	372	39,4
Catéter central inserción periférica	693	73,4
Nutrición parenteral	62	6,6
Traqueotomía	24	2,5
Ventilación mecánica	464	49,2
Drenaje	368	39,0
Sonda nasogástrica	490	51,9
Catéter de Swan-Ganz	102	10,8
Balón de contrapulsación	8	0,8

ADVP: adicción a drogas por vía parenteral.

media del índice APACHE II fue de 10,7 (DE = 5,7). Las características generales de los pacientes y la distribución de las variables estudiadas se presentan en las **tablas 1 y 2**. El 82,5% de los pacientes presentaron una puntuación baja de APACHE (APACHE II ≤ 15). El 58,9% de los pacientes tuvieron un ingreso directo en la UCI, mientras que el 41,1% restante ingresaron desde otra sala del hospital, tras una estancia media de 6,3 días (DE = 12,8). La duración media de la estancia en la UCI fue de 6,8 días (DE = 7,8). Un 41% de los pacientes fueron intervenidos al menos en una ocasión, siendo la estancia prequirúrgica media de 13,4 días (DE = 15,9).

La IA anual de pacientes con IN durante su estancia en la UCI fue de 17,9 por 100 admisiones (CI<sub>95%</sub> = 16,3 - 19,5). Algunos de estos pacientes presentaron más de una infección y la incidencia acumulada de infecciones —realmente razón— fue de 29,7 por 100 ingresos. La tasa de incidencia de estas infecciones fue de 43,8 por 1.000 pacientes-día. Las localizaciones más frecuentes de la infección fueron: neumonías (29,3%), bacteriemias (22,1%), infecciones del sistema cardiovascular —todas fueron flebitis— (16,4%) e infecciones de vías urinarias (14,3%).

La IA anual de exitus en la UCI fue de 11,2% (IC<sub>95%</sub> = 9,9 - 12,5). Estas cifras de mortalidad fueron significativamente mayores en los pacientes infectados (20,1%) que en aquellos que no presentaron IN (9,3%) (RR crudo de

mortalidad de 2,2; IC<sub>95%</sub> = 1,5 - 3,1). Este riesgo de mortalidad fue distinto según la localización de la IN, siendo de 2,7 (CI<sub>95%</sub> = 1,8 - 4,1) para la neumonía, 2,6 (IC<sub>95%</sub> = 1,6 - 4,2) para la bacteriemia, 1,6 (IC<sub>95%</sub> = 0,8 - 3,2) para la infección de vías urinarias y de 0,8 (IC<sub>95%</sub> = 0,3 - 2,0) para las flebitis. En este análisis univariante no se encontró asociación significativa entre la infección de vías urinarias y la flebitis, y una mayor mortalidad. Asimismo, en la **tabla 3** presentamos los factores asociados con la muerte en el análisis univariante, utilizando un nivel de significación de 0,25 que fue el criterio de selección de variables inicial antes de comenzar la elaboración del modelo final.

El modelo resultante del análisis multivariable, que permite valorar el efecto ajustado de la IN sobre la muerte, se presenta en la **tabla 4**. La inclusión en el mismo del traumatismo craneoencefálico se debe a que ejerce un efecto de confusión sobre la variable coma. En dicho modelo no existió evidencia de falta de ajuste (Estadístico C de Hosmer-Lemeshow = 4,64; p = 0,80). En la presentación de estos resultados se puede observar la interacción hallada entre las variables IN y APACHE II, es decir, que el efecto de la IN sobre la mortalidad en UCI va a

**Tabla 3. Factores asociados con la muerte en el análisis univariante**

Factores de riesgo	Odds Ratio	Intervalo de confianza 95%
APACHE II	1,18	1,14-1,22
Contaminación de la cirugía	2,75	1,55-4,88
Localización 2 de la cirugía	0,34	0,19-0,63
Localización 3 de la cirugía	1,86	1,06-3,27
Suma factores CDC*	1,86	1,51-2,28
Suma factores de riesgo extrínsecos†	1,25	1,15-1,37
VARIABLES DICOTÓMICAS		
Infección previa a Cuidados Intensivos	4,27	2,72-6,69
Traumatismo craneoencefálico	1,79	0,90-3,55
Coma	5,22	3,30-8,26
Insuficiencia renal	5,41	3,13-9,37
Diabetes	1,00	0,62-1,59
Neoplasia	1,89	0,98-3,67
Neutropenia	4,66	1,34-16,18
Bronco-gastroscopia	1,99	0,40-4,43
Desnutrición	2,77	1,21-6,33
Úlcera de decúbito	7,12	2,35-21,61
Anti-H <sub>2</sub>	0,49	0,27-0,90
Antiácidos	0,57	0,26-1,26
Posición horizontal	3,20	0,61-16,72

Nivel de significación < 0,25.

APACHE II: Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II.

Referencia de contaminación de la cirugía: no intervenido, cirugía limpia.

Localización 2 de la cirugía: Extremidades, tórax y otras.

Localización 3 de la cirugía: Tórax y abdomen, abdomen.

Referencia de localización 2 y 3: Cabeza y cuello; columna y no intervenidos.

\* Suma factores CDC: Ventilación mecánica, catéter central y sondaje urinario.

Referencia de las variables dicotómicas: Ausencia del factor.

† Fármacos anti-H<sub>2</sub>, antiácidos, sedantes, posición horizontal de la cama (< 30°), tratamiento inmunosupresor, bronco o gastroscopia, tratamiento antimicrobiano previo a la IN, sistema urinario abierto, sistema urinario cerrado, línea periférica, catéter central, catéter central de inserción periférica, nutrición parenteral, traqueotomía, ventilación mecánica, drenaje, sonda nasogástrica, catéter de Swan-Ganz y balón de contrapulsación.

**Tabla 4. Factores asociados con la muerte en el análisis multivariable**

VARIABLES	Coeficiente	Error estándar	Odds ratio	Intervalo de confianza 95%
Constante	-6,519	0,552	-	-
Suma CDC	0,790	0,160	2,20	1,61-3,02
Insuficiencia renal*	1,195	0,338	3,30	1,70-6,41
Coma*	1,024	0,318	2,79	1,49-5,20
Traumatismo craneoencefálico*	-0,815	0,444	0,44	0,19-1,06
Intervención quirúrgica*	-0,975	0,293	0,38	0,21-0,67
APACHE II	0,182	0,026	-	-
Infección nosocomial*	3,594	0,651	-	-
APACHE II × Infección nosocomial	-0,239	0,042	-	-

Suma CDC: Ventilación asistida, catéter central y sondaje urinario.

APACHE II: Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II.

\* Referencia de las variables dicotómicas: ausencia del factor.

Estadístico G = 187,55; p = 0,000 con 8 grados de libertad.

Estadístico C de Hosmer-Lemeshow = 4,64; p = 0,80.

-: No procede.

depender del nivel de APACHE II del paciente. Por dicha razón no procede presentar las odds ratios de las variables IN, APACHE II, ni la del término de interacción. Así, en la **tabla 5** se muestra cómo cambia el riesgo de muerte (*odds ratio*) de las personas infectadas en función de su puntuación en el índice APACHE II. Cuando estas cifras son bajas (APACHE II < 14), la adquisición de al menos una IN aumenta el riesgo de muerte del paciente. Sin embargo, al aumentar esta puntuación el efecto de la IN sobre la muerte desaparece, e incluso, se llega a comportar como un factor de protección. Este comportamiento ha sido objetivado igualmente en el análisis multivariable para las infecciones localizadas en vías urinarias, para las neumonías y para las bacteriemias.

## Discusión

Las tasas de IN constituyen uno de los principales indicadores de la calidad asistencial<sup>19</sup>. En los países desarrollados son cada vez mayores los recursos destinados

**Tabla 5. Riesgo de mortalidad en pacientes con infección nosocomial en función de una selección de valores de APACHE II (Acute Physiology and Chronic Health Evaluation II)**

APACHE II	Odds Ratio	Intervalo de confianza 95%
4	14,00	5,22-37,54
8	5,38	2,59-11,17
12	2,07	1,19-3,61
14	1,28	0,76-2,17
16	0,80	0,46-1,38
20	0,31	0,15-0,63
24	0,12	0,05-0,31

a su control. Una estimación conservadora del gasto anual realizado en Estados Unidos para prevenir la IN oscilaría entre los 420 y 692 millones de dólares, sin tener en cuenta los costes asociados al empleo de las precauciones universales<sup>20</sup>. Para valorar la importancia de una intervención activa frente a este problema, debe ser obtenida una información cierta y fiable de las consecuencias de la IN. Diversos estudios han encontrado una asociación positiva entre el padecimiento de al menos una IN y un incremento de la mortalidad de estos pacientes<sup>4-7,21</sup>. Sin embargo, no todos los autores han aplicado técnicas capaces de ajustar por potenciales factores de confusión en esta relación. De ahí, la importancia de proseguir las investigaciones sobre este fenómeno en el ámbito del análisis multivariable. Así, con objeto de controlar el posible efecto de estas variables confundentes hemos realizado un análisis multivariable, concretamente de regresión Logística.

Se podría haber planteado el análisis de los datos del estudio mediante la regresión de Cox, dado que los sujetos son sometidos a diferentes tiempos de observación hasta el momento de la muerte, asimismo la infección nosocomial se analizaría como una variable tiempo dependiente<sup>22-24</sup>. Aunque la regresión logística asume que el tiempo de seguimiento es similar en todos los pacientes del estudio, algunos autores afirman que se obtienen resultados comparables a los que se hallarían con la regresión de Cox cuando, como en nuestro caso, el tiempo de seguimiento es corto, el efecto estudiado raro y el riesgo relativo moderado<sup>25</sup>. No hemos hallado estudios comparativos de ambas metodologías en el ámbito de la infección nosocomial.

La incidencia anual de muerte encontrada en nuestra unidad, ha sido similar e incluso algo inferior a la descrita en otras UCIs medicoquirúrgicas<sup>5,6</sup>.

Nuestros resultados sugieren que, a igualdad del resto de variables que influyen sobre la mortalidad en la UCI, en los pacientes menos graves la IN incrementa el riesgo de muerte. Sin embargo, los enfermos más graves parecen morir como consecuencia de su propia enfermedad de base, sin tener la oportunidad de infectarse, de ahí que la IN aparezca como variable protectora. Efectivamente, hemos comprobado que, en estos niveles de gravedad, la estancia previa a la muerte de los enfermos no infectados es menor (mediana = 3,5 días) que la estancia preinfección de los pacientes que se infectan (mediana = 5 días). La IN se comportaría pues, como un «marcador» de buen

pronóstico, es decir, que las personas que han logrado vencer su estado de gravedad inicial al ingreso en la unidad van a tener la oportunidad de infectarse y, a pesar de ello, sobrevivir. Por lo tanto, el aparente papel protector de la IN en pacientes con APACHE elevado correspondería a un artefacto, debido a un sesgo de supervivencia. Por otro lado, como afirman Chang y cols.<sup>26</sup>, la valoración inicial del APACHE II no refleja los cambios fisiopatológicos que ocurren durante la estancia del paciente en la UCI, por lo que habrá que interpretar con cautela el valor pronóstico del APACHE II medido al ingreso. No obstante, la explicación previa no puede descartar que este efecto protector sea debido a la asociación de la IN con otra variable protectora que no hayamos tenido en cuenta y que actúe como factor de confusión.

En cualquier caso, la mayoría de la población atendida en nuestra UCI presenta valores de APACHE II que podríamos catalogar como bajos (un 82,5% con puntuaciones  $\leq 15$ ). En estos pacientes, como ya se ha comentado, tanto la IN considerada globalmente como sus localizaciones más frecuentes, se comportan inequívocamente como determinantes de un mayor riesgo de mortalidad.

Bueno y cols.<sup>6</sup>, con una metodología similar, encuentran una asociación positiva entre la IN global y la mortalidad, pero no para las localizaciones específicas más frecuentes en su unidad —neumonía y vías respiratorias bajas, y septicemia—. No obstante, el análisis estratificado apunta, como en nuestro caso, hacia una mayor influencia de la IN sobre la mortalidad en pacientes *a priori* menos graves. Graven y cols.<sup>5</sup>, tras realizar igualmente un análisis de regresión logística, no encuentran asociación positiva para la IN global, pero sí para la infección intraabdominal o peritonitis. Fagon y cols.<sup>27</sup> tras aparear por nivel de gravedad, entre otros factores, describen que la neumonía nosocomial en pacientes sometidos a ventilación mecánica se asocia a un exceso de mortalidad (RR = 2). Los resultados de Salemi y cols.<sup>7</sup> discrepan de nuestros hallazgos, al encontrar mayor asociación entre bacteriemia y neumonía y mortalidad para los pacientes de mayor gravedad, si bien llegan a estas conclusiones realizando sólo un análisis estratificado por nivel de gravedad.

Podemos confirmar, por tanto, que la adquisición de al menos una IN en la UCI desempeña un papel importante en el pronóstico final de los pacientes que son atendidos en la unidad.

---

## Bibliografía

- Centers for Disease Control. Public health focus: surveillance, prevention, and control of nosocomial infections. *MMWR* 1992;41:783-7.
- Haley RW, Culver DH, White JW, Morgan WM, Emori TG. The nationwide nosocomial infection rate: A new need for vital statistics. *Am J Epidemiol* 1985;121:159-67.
- White MC. Mortality associated with nosocomial infections: Analysis of multiple cause-of-death data. *J Clin Epidemiol* 1993;46:95-100.
- Constantini M, Donisi PM, Turrin MG, Diana L. Hospital acquired infections surveillance and control in intensive care services. Results of an incidence study. *Eur J Epidemiol* 1987;3:347-55.
- Craven DE, Kunches LM, Lichtenberg DA, Kollisch NR, Barry A, Heeren TC y cols. Nosocomial infections and fatality in medical and surgical intensive care unit patients. *Arch Intern Med* 1988;148:1161-8.
- Bueno Cavanillas A, Delgado Rodríguez M, López Luque A, Schaffino Cano S, Gálvez Vargás R. Influence of nosocomial infec-

- tions on mortality rate in an intensive care unit. *Crit Care Med* 1994;22:55-60.
7. Salemi C, Morgan J, Padilla S, Morrissey R. Association between severity of illness and mortality from nosocomial infection. *Am J Infect Control* 1995;23:188-93.
  8. Jarvis WR, Edwards JR, Culver DH, Hughes JM, Horan T, Emori TG y cols. Nosocomial infection rates in adults and pediatric Intensive Care Units in the United States. *Am J Med* 1991;91 (Supl. 3B):185S-91S.
  9. Joshi N, Localio AR, Hamory BH. A predictive risk index for nosocomial pneumonia in the Intensive Care Unit. *Am J Med* 1992;93:135-42.
  10. Garner JS, Jarvis WR, Emori TG, Horan TC, Hughes JM. CDC definitions for nosocomial infections, 1988. *Am J Infect Control* 1988;16:128-40.
  11. Knaus WA, Wagner DP, Draper EA, Zimmerman JE. APACHE II: A severity of disease classification system. *Crit Care Med* 1985;13:818-29.
  12. Instituto Nacional de la Salud. Clasificación Internacional de Enfermedades, 9ª Revisión, Modificación Clínica. Vol. 1 Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo. INSALUD; 1988. p.1-879.
  13. Sociedad Española de Higiene y Medicina Preventiva Hospitalaria y Grupo de Trabajo EPINCAT. Prevalencia de las infecciones nosocomiales en los hospitales españoles. Proyecto EPINE 1991. Barcelona: Vila Sala, S.A.; 1991.
  14. Bueno Cavanillas A, Rodríguez-Contreras R, Delgado Rodríguez M, Moreno Abril O, López Gigosos R, Guillén Solvas J y cols. Preoperative stay as a risk factor for nosocomial infection. *Eur J Epidemiol* 1991;7:670-6.
  15. Bueno Cavanillas A, Ramos Cuadra MA, Blanco González JI. El huésped, factores endógenos o intrínsecos. En: Gálvez Vargas R, Delgado Rodríguez M, Guillén Solvas JF, editores. Infección hospitalaria. Granada: Universidad de Granada; 1993. p.83-97.
  16. Knaus WA, Harrell FE, Fisher CJ, Wagner DP, Opal SM, Sadoff JC y cols. The clinical evaluation of new drugs for sepsis: A prospective study design based on survival analysis. *JAMA* 1993;270:1233-41.
  17. Hosmer DW, Lemeshow SA. Applied logistic regression. New York: John Wiley; 1989.
  18. Stata Corporation. Stata statistical software: Release 4.0 College Station. Texas: Stata Corporation; 1995.
  19. Larson E, Oram LF, Hedrick E. Nosocomial infection rates as an indicator of quality. *Med Care* 1988;26:676-84.
  20. Haley RW. Cost-benefit analysis of infection control programs. En: Bennett JV and Brachman PS. Hospital infections. Boston: Little, Brown and Co.; 1992. p.507-32.
  21. Dinkel RH, Lebok U. A survey of nosocomial infections and their influence on hospital mortality rates. *J Hosp Infect* 1994;28:297-304.
  22. Myers MH, Hankey BF, Mantel N. A logistic-exponential model for use with response-time data involving regression variables. *Biometrics* 1973;29:257-69.
  23. Elandt-Johnson RC. Time dependent logistic models in follow-up studies and clinical trials, I. Binary Data. Institute of Statistics Mimeo Series N° 1309. Chapel Hill, NC: University of North Carolina; 1980.
  24. Friedman SR, Des Jarlais DC. The harm reduction approach and risk factors for human immunodeficiency virus (HIV) seroconversion in injecting drug users, Amsterdam [letter]. *Am J Epidemiol* 1993;138:768-9.
  25. Green MS, Symons MJ. A comparison of the logistic risk function and the proportional hazards model in prospective epidemiologic studies. *J Chronic Dis* 1983;36:715-23.
  26. Chang RWS, Jacobs S, Lee B, Pace N. Predicting deaths among intensive care unit patients. *Crit Care Med* 1988;16:34-42.
  27. Fagon JY, Chastre J, Hance AJ, Montravers P, Novara A, Gibert C. Nosocomial pneumonia in ventilated patients: A cohort study evaluating attributable mortality and hospital stay. *Am J Med* 1993;94:281-8.
-