

Insuficiencia renal aguda en adultos mayores: evaluación de factores pronósticos

R. Jalil*, P. Downey*, A. Jara*, A. Vaccarezza*, J. G. Mella**, J. M. Castellón**, T. Hoyl** y L. Villarroel***
 Departamentos de Nefrología*, Medicina Interna** y Estadística***, Hospital Clínico, Facultad de Medicina. Pontificia Universidad Católica de Chile.

RESUMEN

Se estudiaron 45 pacientes mayores de 50 años que cursaron con una insuficiencia renal durante su hospitalización. Se estimó la probabilidad de fallecer a través de un modelo de regresión logística stepwise que consideraba 16 variables. La edad promedio fue de $68,4 \pm 10$ años. Trece pacientes requirieron diálisis y la mortalidad observada fue del 37,8 %. No se encontró mayor mortalidad en los pacientes dializados. El modelo diseñado fue:

$\Omega = 0,271 - 0,197^* (\text{días de estada}) + 7,139^* (\text{ventilación mecánica})$ donde la probabilidad de fallecer es $p = e^{\Omega} / (1 + e^{\Omega})$, con una sensibilidad de 94,1 %, especificidad de 92,9 % y exactitud de 93,3 %. Nuestro modelo fue comparable con otros dos modelos (Corwin / Liaño) descritos previamente en la literatura. Se concluye que es posible predecir la mortalidad en una población de individuos mayores con insuficiencia renal aguda a través de un modelo estadístico.

Palabras clave: **Insuficiencia renal. Hemodiálisis. Pronóstico. Regresión logística.**

ACUTE RENAL FAILURE IN THE ELDERLY: ASSESSMENT OF PROGNOSTIC FACTORS

SUMMARY

We studied 45 patients, aged 50 years and older, with acute renal failure during their admission. We assessed the chance of death using a logistic regression stepwise model, with 16 variables. The mean age of the group was $68,4 \pm 10$ years; 13 patients were hemodialysed and the global mortality was 37,8 %. Mortality was not increased in hemodialysed patients. The statistical model used was:

$\Omega = 0.271 - 0.197^* (\text{days of admission}) + 7.139^* (\text{mechanical ventilation})$. In this model the chance of death is computed as: $p = e^{\Omega} / (1 + e^{\Omega})$ It predicted death with a 94,1 % sensitivity, 92,9 specificity and 93,3 % predictive value. Our model was compared with 2 other models (Corwin and Liaño), previously described. We conclude that it is feasible to predict mortality in elderly people with acute renal failure using a statistical model.

Key words: **Renal failure. Hemodialysis. Prognosis. Logistic regression.**

Recibido: 24-I-94.
 En versión definitiva: 19-IV-95.
 Aceptado: 19-IV-95.

Correspondencia: Dr. Roberto Jalil M.
 Departamento de Nefrología.
 Marcoleta, 347.
 Santiago de Chile.

INTRODUCCION

La insuficiencia renal aguda (IRA) constituye una patología relativamente frecuente en los servicios médico-quirúrgicos¹. A pesar de los innumerables avances técnicos de los últimos años para el mejor manejo de estos pacientes, su mortalidad permanece en niveles elevados^{2, 8}, similares a los reportados hace casi treinta años⁹. Algunos coinciden en que los progresos logrados han sido enmascarados por la incorporación de pacientes de mayor gravedad que otrora no eran capaces de sobrevivir al evento inicial^{7, 8, 10, 11}.

Se han asociado algunos factores de riesgo a la muerte de pacientes con IRA de manera de establecer un pronóstico vital ilustrativo para el médico y la familia del paciente. El análisis de diferentes variables utilizando modelos de regresión logística uni y multivariados ha permitido medir el peso de cada factor de riesgo en el pronóstico cuando todas las variables son consideradas y a la vez calcular la probabilidad de supervivencia para dicho paciente¹²⁻¹⁴. Sin embargo, hasta ahora ningún modelo ha sido universalmente aceptado como satisfactorio.

Con el fin de establecer el pronóstico de esta entidad en una población de pacientes hospitalizados mayores, se diseñó, en base a factores clínicos y de laboratorio, un modelo estadístico de tipo multivariado para estimar la probabilidad de muerte.

MATERIAL Y METODOS

Entre noviembre de 1989 y abril de 1991 fueron evaluados por el equipo de Nefrología del Hospital Clínico de la Universidad Católica 45 pacientes hospitalizados mayores de 50 años que cursaron con una IRA. Incluimos pacientes mayores de 50 años con diferentes patologías representativas del grupo etario predominante en nuestro hospital, que es un centro de derivación médico-quirúrgico y cardiovascular. De 39 variables clínicas registradas (incluyendo 7 de laboratorio) al momento de realizar la evaluación o al definirse el destino del paciente, se seleccionaron 16 que estuvieran incorporadas en modelos estadísticos conocidos³⁻¹⁴. Las características de los pacientes se muestran en la [tabla I](#); los parámetros clínicos y de laboratorio, en las [tablas II y III](#). Los resultados se expresan en promedio \pm desviación estándar.

Definiciones

Las definiciones operacionales utilizadas fueron las siguientes:

1. IRA: nivel de creatinina plasmática > 133

Tabla I. Procedencia de 45 pacientes con IRA

	%	n
Medicina interna	3	6,7 %
Cirugía general	5	11,1 %
Cirugía cardiovascular	20	44,4 %
UTI	13	28,8 %
Unidad coronaria	4	8,9 %
TOTAL.....	45	100,0 %

n = Número de pacientes.

UTI = unidad de tratamiento intensivo.

Tabla II. Parámetros considerados en pacientes con IRA

	Promedio \pm ds	n	%
Edad (años) *	68,4 \pm 9,7	45	
Sexo (M/F) *	31/14	45	
Días estancia *	25,3 \pm 19,2	45	
Intervalo interconsulta (días) ..	2,6 \pm 3,2	45	
Duración de IRA (días)	23,7 \pm 31,6	45	
Días de oliguria	3,9 \pm 3,9	28	
Días en diálisis	45,7 \pm 68,1	13	
Días seguimiento post-evento ..	89,9 \pm 151,4	45	
Etiología de la IRA *			
Isquémica		31	68,9
Nefrotóxica		1	2,2
Mixta		11	24,4
Desconocida		2	4,4
Oliguria *		28	62,2
Causa de la IRA			
Espontánea		25	55,6
Yatrogénica		20	44,4
Nefropatía previa		32	71
HTA		13	
Diabetes		8	
No precisada		16	
Tratamiento			
Volumen		41	91,1
Furosemida		38	84,4
Dopamina		39	86,7
Manitol		7	15,5
Diálisis *		13	28,9
Morbilidad asociada			
Sepsis o infección localizada*		28	62,2
Hemorragia digestiva		2	4,4
Pancreatitis aguda		1	2,2
Insuficiencia hepática *		3	6,7
Cirugía digestiva		3	6,7
Infarto miocárdico		4	8,9
Insuficiencia cardíaca *		13	28,9
Ventilación mecánica *		20	44,4
Inestabilidad hemodinámica *		28	62,2
Coma *		7	15,6
Apoyo nutricional *		19	42,2

* Variables consideradas en análisis multivariado escalonado.

mmol/L (1,5 mg/dl) en pacientes sin daño renal previo o un incremento sobre el nivel basal mayor a 177 mmol/L (2 mg/dl) en pacientes con función renal previamente deteriorada.

Tabla III. Parámetros de laboratorio en pacientes con IRA

	Promedio ± DS	n	%
Urea plasmática máxima (g/L) *	2,27 ± 0,87	45	100
Creat. máxima (mmol/L) *	574 ± 292	45	100
Urea plasmática previa (g/L) **	0,52 ± 0,35	32	71
Creat. previa (mmol/L) **	141 ± 62	32	71
Proteinuria		5	11,1
Hematuria		7	15,6
Cilindruria		6	13,3

Creat.: creatinina plasmática.

* Variables consideradas en análisis multivariado escalonado.

** Pacientes con nefropatía conocida.

2. Oliguria: volumen urinario < 400 cc/día.

3. Isquemia renal: antecedentes (diarrea, insuficiencia cardíaca, etc.), signos clínicos (sed, deshidratación, ortostatismo) y/o mediciones (presión venosa central, presión de capilar pulmonar, relación nitrógeno ureico/creatinina elevada) que apoyaran esta etiología como causa de enfermedad tubular aguda.

4. Nefrotoxicidad por medio de contraste: aquellos casos que sufrieron alza de la creatinina 24 horas después de haber sido expuestos; por aminoglicósidos si la IRA apareció dentro de un lapso de 5-7 días posterior a su uso.

5. Nefrotoxicidad mixta: aquellos casos en que simultáneamente hubo elementos de isquemia y nefrotoxicidad.

6. Sepsis: a) taquicardia >90 pulsaciones/minuto, taquipnea >20 respiraciones/minuto, temperatura rectal >38,5° C, dos hemocultivos sucesivos positivos al mismo germen, y/o b) foco infeccioso definido, leucocitosis >15.000 ó <3.500 mm³ con desviación izquierda y presión arterial sistólica en decúbito <90 mmHg persistente¹⁵.

7. Nefropatía previa: pacientes con una creatinina plasmática >133 mmol/L (1,5 mg/dl) antes de desarrollar IRA. En algunos casos se pudo catalogar de nefropatía hipertensiva o diabética de acuerdo a criterios clínicos. Se consideró nefropatía hipertensiva antecedentes de hipertensión arterial de por lo menos cinco años de antigüedad, uso previo de hipotensores, cifras tensionales en decúbito durante la estancia, >140/95 mmHg y deterioro previo de función renal. Nefropatía diabética, la presencia de diabetes mellitus de al menos diez años de evolución asociada a proteinuria y aumento de creatinina plasmática antes de desarrollar IRA.

8. Aporte terapéutico de fluidos: aquel que fue indicado para corregir la hipovolemia.

9. Compromiso de sistema digestivo: hemorragia digestiva, insuficiencia hepática, pancreatitis aguda o cirugía digestiva reciente. Se consideró insuficiencia hepática como sinónimo de encefalopatía portal o

ascitis en presencia de pruebas de función hepática alteradas; se consideró el factor cirugía digestiva cuando precedió a la IRA como máximo en 72 horas.

10. Ventilación mecánica (VM) si es que estuvo presente más de 48 horas.

11. Inestabilidad hemodinámica: presión arterial media <60 mmHg y necesidad de drogas vasoactivas para mantener hemodinamia satisfactoria.

12. Recuperación total: retorno de creatinina y urea plasmática total a niveles previos a la IRA.

Análisis de datos

Para el análisis se consideraron las 16 variables señaladas (*) en las tablas correspondientes, y se las comparó entre sobrevivientes y fallecidos por medio de un análisis univariado utilizando el test de chi cuadrado para comparación de proporciones y el test t de Student para comparación de promedios en orden a seleccionar aquellas que presentaran diferencias significativas. Posteriormente se les sometió a un análisis de regresión logística escalonado con el fin de determinar aquellas variables que en forma conjunta estuvieran influyendo en la mortalidad y así diseñar un modelo estadístico capaz de predecir este evento lo más exactamente posible al compararlo con la evolución real de los pacientes. El punto de corte según este método, en el que la probabilidad estimada de muerte tuvo la mayor sensibilidad y especificidad, correspondió a 0,55.

En una etapa posterior se comparó la sensibilidad, especificidad y exactitud de este modelo con otros dos modelos de predicción de mortalidad en IRA utilizando los datos de este universo:

a) El modelo de Corwin y cols.¹³, que mide la probabilidad de supervivencia y se expresa como: $e^Z / (1 + e^Z)$, donde $Z = -0,277 - 1,106 * (\text{sepsis}) + 1,804 * (\text{recuperación de función renal})$, luego la probabilidad estimada es $p = e^Z / (1 + e^Z)$, donde 1-p nos indica probabilidad de fallecer.

b) El segundo modelo, de Liaño y cols.¹⁴, predice mortalidad al calcular un valor discriminante a través de la siguiente ecuación:

$$\text{Valor discriminante} = 0,251 + 0,094 * \text{oliguria} + 0,140 * \text{ventilación mecánica} + 0,200 * \text{hipotensión} + 0,266 * \text{coma}.$$

Un resultado mayor o igual a 0,856 tiene un valor predictivo (mortalidad) del 100 % y una sensibilidad del 23 % para su propia serie.

Se llamó sensibilidad a la probabilidad de predecir el evento correctamente, es decir, los verdaderos positivos, y especificidad a la probabilidad de predecir con determinado modelo la ausencia del evento correctamente, es decir, los verdaderos negativos. Por lo tanto, un verdadero positivo correspondió a un in-

dividuo con una alta probabilidad de fallecer y que efectivamente falleció; un verdadero negativo fue aquel con una baja probabilidad de fallecer y que efectivamente sobrevivió. Exactitud correspondió a la proporción de individuos bien clasificados con el modelo, es decir, los verdaderos positivos y verdaderos negativos en relación al total, y se puede expresar de la siguiente manera:

$$\text{Verdaderos positivos} = \frac{\text{Número de pacientes en los que se pronosticó muerte}}{\text{Número de pacientes efectivamente fallecidos}}$$

$$\text{Verdaderos negativos} = \frac{\text{Número de pacientes en los que no se pronosticó muerte}}{\text{Número de pacientes efectivamente sobrevivientes}}$$

$$\text{Exactitud} = \frac{\text{Verdaderos positivos} + \text{verdaderos negativos}}{\text{Total de individuos}}$$

Los análisis estadísticos fueron hechos usando el programa estadístico SAS en un computador MICRO-VAX 3200 del Servicio de Informática y Computación de la Pontificia Universidad Católica de Chile.

RESULTADOS

Los pacientes procedían de distintos servicios: Medicina, Cirugía general, Unidad Coronaria, Unidad de Tratamiento Intensivo y Cirugía Cardiovascular; sin embargo, la mayoría (73 %) pertenecía a los dos últimos (tabla I). La edad promedio fue de 68,4 años y predominó el sexo masculino (68,9 %). El 71 % (32) de los enfermos estudiados tenía una nefropatía crónica previa al desarrollo de IRA, ya fuera hipertensiva (13) y/o diabética (8), o de causa no precisada (11) con creatinina plasmática de $159 \pm 44,2$ mmol/L ($1,8 \pm 0,5$ mg/dl) y urea plasmática total de $0,65 \pm 0,27$ g/L en promedio. La duración de la IRA fue de 23,7 días en promedio, oscilando entre 3 y 180 días el tiempo de seguimiento fue de 90 días (rango: 3-180 días), y la mortalidad fue del 37,8 %, en todos por causa norenal. Observamos en un 62 % de los casos una IRA de tipo oligúrica con una duración promedio de 3,9 días (rango = 1-18 días).

Todos los pacientes fueron sometidos a maniobras destinadas a revertir la evolución de la enfermedad renal y, por lo tanto, consideradas como tratamiento: aporte de fluidos en 41 casos, furosemida en 38, dopamina en 39 y/o manitol en 7. Cuarenta y tres pacientes no redujeron el nivel de urea o creatinina

sanguíneas al aportar volumen; la fracción excretada de sodio en orina fue >1 % y los sobrevivientes presentaron fase poliúrica dentro de su evolución, por lo que se trataba de pacientes con enfermedad tubular aguda clínica. Trece enfermos requirieron de hemodiálisis de apoyo por 45 días en promedio (rango, 2-180 días) durante la evolución de su fallo renal.

Al considerar morbilidad asociada, la presencia de infección, localizada o generalizada (sepsis), fue el parámetro más frecuente (62 %), y en segundo lugar insuficiencia cardíaca congestiva (28,9 %) (tabla II). La mortalidad entre los 13 pacientes sometidos a diálisis fue del 38,5 %; en cambio, entre los 32 pacientes no dializados hubo 12 decesos (37,5 %).

La evaluación de laboratorio se presenta en la tabla III.

Dentro de las 16 variables señaladas en las tablas II y III se encontraron diferencias estadísticamente significativas en los siguientes parámetros estudiados:

a) Edad: los pacientes fallecidos eran mayores, con una edad promedio de $73,4 \pm 9$ años vs. $65,4 \pm 9$ años en los sobrevivientes ($p < 0,01$).

b) Días de estancia: los fallecidos tuvieron una estancia promedio de $16,4 \pm 10$ días; en cambio, para los sobrevivientes fue de $30,7 \pm 21$ días ($p < 0,01$).

c) Creatinina máxima: en el grupo de los fallecidos tuvo un valor promedio de 457 ± 168 mmol/L ($5,17 \pm 1,9$ mg/dl), menor a 656 ± 327 mmol/L ($7,41 \pm 3,7$ mg/dl) en promedio para los sobrevivientes ($p < 0,05$).

d) Ventilación mecánica: el 75 % de los pacientes que requirieron VM falleció vs. un 8 % de fallecidos en el grupo que no fue sometido a VM ($p < 0,001$).

e) Inestabilidad hemodinámica: el 50 % de los pacientes con inestabilidad hemodinámica fallecieron, a diferencia de un 18 % de fallecidos en el grupo que no tuvo inestabilidad hemodinámica ($p < 0,05$).

f) Coma: hubo deceso en 6 de 7 pacientes en coma (86 %); en cambio 11 de 38 pacientes que no presentaron compromiso de conciencia (29 %) fallecieron ($p < 0,005$). Cinco de los 6 fallecidos recibieron VM.

Las diferentes causas de IRA se presentan en la tabla IV. La evolución de los pacientes, después de 90 días de seguimiento promedio, fue hacia la recuperación de la función renal en la mayoría (60 %), pero, por otra parte, más de un tercio falleció en el transcurso de su IRA (tabla V).

El modelo estadístico de regresión logística lineal que mejor predijo mortalidad fue el siguiente: $= 0,271 - 0,197 * (\text{días de estada}) + 7.139 * (\text{ventilación mecánica})$ luego la probabilidad estimada de fallecer es: $p = e^{\Omega} / (1 + e^{\Omega})$.

La sensibilidad, especificidad y exactitud de nuestro modelo () comparada con otros dos modelos se presentan en la tabla VI.

Tabla IV. Causas de IRA en 45 pacientes

	n	%
Isquemia *	31	69
Toxicidad **	1	2,2
Mixta ***	11	24,4
Desconocida	2	4,4
Total	45	100

* Sepsis e hipovolemia efectiva.

** Medio de contraste radiológico y aminoglicósidos.

*** Isquemia y tóxica.

Tabla V. Evolución clínica de pacientes con IRA después de 90 días de seguimiento

Evolución	n	%
Recuperación total	21	46,7
Recuperación parcial sin diálisis	6	13,3
Recuperación parcial con diálisis	1	2,2
Fallece	17	37,8
TOTAL	45	100

Tabla VI. Comparación de tres modelos predictivos de mortalidad en IRA en la población estudiada

Modelo	Sensibilidad	Especificidad	Exactitud
Q	94,12 %	92,86 % *	93,33 %
Corwin	100,00 %	75,00 % *	84,44 %
Liaño	82,35 %	82,14 %	82,22 %

* $p < 0,05$ (test chi cuadrado de Cochran).

DISCUSION

Existe acuerdo, que la IRA conserva una alta mortalidad a pesar de los avances técnicos logrados en las últimas décadas en su manejo. En una revisión de este problema, Butkus¹⁶ considera a la IRA asociada al embarazo, IRA postrasplante renal, las formas no oligúricas de IRA y las desarrolladas por complicaciones médicas versus las postquirúrgicas como las únicas excepciones a esta tendencia tan desfavorable. Las causas involucradas en esta tendencia son varias: a) diferencias en los métodos de recolección de datos; b) mayor frecuencia de cirugía compleja en pacientes añosos; c) presencia de nuevos factores nefrotóxicos como antibióticos o drogas antineoplásicas, y d) mayor gravedad de la IRA independiente de la edad⁷.

La población estudiada pretende ser representativa del tipo de pacientes que consulta en nuestro hospital. Es este grupo de enfermos el que plantea dificultades serias al médico en el momento de decidir si se

debe continuar con medidas sofisticadas porque existe probabilidad de recuperación o es preferible ser conservador en su manejo. Las mismas dificultades le plantea a la sociedad, que debe financiar el costo del tratamiento y la rehabilitación, y, por último, significan un gran sufrimiento para los familiares.

Existe una ventaja importante de los modelos de regresión logística múltiple sobre otros métodos empleados actualmente para establecer un pronóstico vital como los modelos APACHE II o SAPS^{17, 18}. En los primeros, los pesos relativos asignados a las variables son determinados por la técnica estadística conocida como máxima verosimilitud y no por un grupo de expertos que, de acuerdo a diferentes criterios, selecciona dichas variables. Por lo mismo, los resultados se expresan como probabilidad y no por un puntaje o score^{10, 19, 20}.

En el diseño de este modelo de predicción de mortalidad hemos incluido variables demográficas, condiciones clínicas previas y actuales y variables de laboratorio, tratando de abarcar la mayor cantidad de factores que podrían influenciar el pronóstico de acuerdo a lo comunicado previamente en la literatura.

Algunos parámetros se presentaron en forma significativamente más frecuente en los pacientes fallecidos, como la mayor edad ($73,4 \pm 9$ años), el uso de VM, la presencia de inestabilidad hemodinámica y el estado de coma. Todos ellos sugieren un paciente más lábil y/o un compromiso parenquimatoso más grave y justifican la mayor mortalidad asociada a IRA. Sin embargo, esto no siempre ocurrió tan claramente. Los pacientes fallecidos tuvieron una estancia hospitalaria promedio menor y una creatininemia máxima inferior a los sobrevivientes. La explicación más probable para este hallazgo es la relativa mayor gravedad de estos pacientes, que no alcanzan a elevar su creatininemia por fallecer precozmente durante el curso de la IRA. La menor mortalidad de los pacientes que fueron dializados podría ser explicada de la misma forma.

Las variables que encontramos como más influyentes en la mortalidad fueron los días de estancia hospitalaria y la ventilación mecánica. Ambos parámetros son simples de medir y permiten calcular el pronóstico al lado del paciente. Los días de estancia representan una variable de tipo acumulativo y con signo negativo; por lo tanto, permiten aplicar el modelo periódicamente y, por otra parte, la probabilidad de morir se reduce a medida que la estancia se prolonga.

Nuestro modelo no incluye parámetros como la sepsis o el coma, presentes en forma relativamente constante en otros modelos predictivos de mortalidad en IRA¹¹⁻¹⁴. La influencia de la población cardiovascular dentro de la serie puede ser responsable de la pérdida de peso estadístico del factor sepsis. Una ex-

plicación alternativa es que los factores «sepsis» o «coma» se encuentren incluidos dentro del factor «ventilación mecánica» y, por lo tanto, no contribuyen a mejorar la exactitud del modelo como factores separados. Justamente una de las cualidades principales de los análisis estadísticos multivariados es la posibilidad de medir el aporte de diferentes factores al resultado final, diferenciando aquellas que contribuyen directamente de las que lo hacen por intermedio de otras variables. Estas últimas «variables redundantes» no contribuyen a mejorar la exactitud de la predicción y, por lo tanto, son descartadas dentro del modelo final.

Por otra parte, creemos que la ausencia del parámetro «coma» en nuestro modelo constituye una ventaja de orden práctico por lo subjetivo que resulta calificar el estado de conciencia en algunos pacientes que están bajo efecto de sedación farmacológica.

La sensibilidad, especificidad y exactitud del modelo obtenido fueron superiores al 90 %, lo que es llamativo considerando la población relativamente pequeña al compararla con otros dos modelos de pronóstico en IRA que incluían a un número mayor de pacientes. Sólo hubo diferencias estadísticamente significativas en la especificidad entre nuestro modelo y el de Corwin y cols. Es posible que la selección de pacientes mayores haya aumentado la homogeneidad de la muestra, logrando significación con un número reducido de pacientes; sin embargo, es posible que con un número mayor de pacientes se incorporen factores presentes en otras series de pacientes con IRA ^{12-14, 19, 20}.

Por el momento, la decisión de tratar o no a determinado enfermo de acuerdo a una probabilidad aparece como lejana. Creemos que con la incorporación de modelos cada vez más representativos del pronóstico de la IRA, diseñados para etiologías o subgrupos diferentes, se podría alcanzar este objetivo ^{21, 22}.

Bibliografía

1. Hou SH, Bushinsky DA, Wish JB y Harrington JT: Hospital-acquired renal insufficiency: a prospective study. *Am J Med* 74:243-248, 1983.
2. Ronco C: Continuous renal replacement therapies for the treatment of acute renal failure in intensive care patients. *Clin Nephrol* 40:187-198, 1993.
3. Mac Murray SD, Luft FC, Maxwell DR, Hamburger RJ, Furry D, Szwed JJ, Lavelle KJ, Kleit SA: Prevailing patterns and predictor variables in patients with acute tubular necrosis. *Arch Int Med* 138:950-955, 1978.
4. Rasmussen HH e Ibels LS: Acute renal failure. Multivariate analysis of causes and risk factors. *Am J Med* 73:211-218, 1982.
5. Cioffi WG, Ashikaga T y Gamelli RL: Probability of surviving postoperative acute renal failure. *Ann Surg* 200:205-211, 1984.
6. Lien Jy Chan V: Risk factors influencing survival in acute renal failure treated with hemodialysis. *Arch Intern Med* 145:2067-2069, 1985.
7. Abreo K, Moorthy V y Osborne M: Changing patterns and outcome of acute renal failure requiring hemodialysis. *Arch Int Med* 146:1338-1341, 1986.
8. Frost L, Pedersen RS, Bentzen S, Bille H y Hansen HE: Short and long outcome in a consecutive series of 419 patients with acute dialysis-requiring renal failure. *Scand JUrol Nephrol* 27:453-462, 1993.
9. Swan RC y Merrill JP: The clinical course of acute renal failure. *Medicine (Baltimore)* 32:215-292, 1953.
10. Smithies MN y Cameron JS: Can we predict outcome in acute renal failure? *Nephron* 51:297-300, 1989.
11. Bullock ML, Umen AJ, Finkelstein M y Keane WF: The assessment of risk factors in 462 patients with acute renal failure. *Am J Kidney Dis* 5:97-103, 1985.
12. Lohr JW, McFarlane MJ, Grantham JJ: A clinical index to predict survival in acute renal failure patients requiring dialysis. *Am J Kidney Dis* 11:254-259, 1988.
13. Corwin HL, Teplick RS, Schreiber MJ, Fang LT, Bonventre JV y Coggins CH: Prediction of outcome in acute renal failure. *Am J Nephrol* 7:8-12, 1987.
14. Liaño F, García-Martín F, Gallego A, Orte L, Tervel J, Marcén R, Matesanz R y Ortuño J: Easy and early prognosis in acute tubular necrosis: a forward analysis of 228 cases. *Nephron* 51:307-313, 1989.
15. Bone RC, Fisher CJ, Clemmer TP, Slotman GJ, Metz CA, Balk RA and the methylprednisolone severe sepsis study group. A controlled clinical trial of high-dose methylprednisolone in the treatment of severe sepsis and septic shock. *N England J Med* 317:653-658, 1988.
16. Butkus DE: Persistent high mortality in acute renal failure. Are we asking the right questions? *Arch Intern Med* 143:209-212, 1983.
17. Knaus WA, Drapper EA, Wagner DP y Zimmerman JE: APACHE II: A severity of disease classification system. *Crit Care Med* 13:818-829, 1985.
18. Le Gall JR, Loirat P y Alperovitch A: Simplified acute physiological score for intensive care patients. *Lancet* ii: 741, 1983.
19. Barton IK, Hilton PJ, Taub NA, Warburton FG, Swan AV, Dwight Jy Mason JC: Acute renal failure treated by haemofiltration: factors affecting outcome. *Q J Med* 86:81-90, 1993.
20. Fargason CA y Langman CB: Limitations of the pediatric risk of mortality score in assessing children with acute renal failure. *Pediatric Nephrol* 7:703-707, 1993.
21. Tran DD, Oe PL, De Fijter CWH, Van der Meulen Jy Cuesta MA: Acute renal failure in patients with acute pancreatitis: prevalence, risk factors and outcome. *Nephrol Dial Transplant* 8:1079-1084, 1993.
22. Druml W, Lax F, Grimm G, Schneeeweiss B, Lenz K y Laggner AN: Acute renal failure in the elderly 1975-1990. *Clin Nephrol* 41:342-349, 1994.