



Revista Médica del Instituto Mexicano del Seguro Social
ISSN: 0443-5117
revista.medica@imss.gob.mx
Instituto Mexicano del Seguro Social
México

Aplicación de una herramienta de predicción pronóstica en receptores de trasplante renal*

Martínez-Mier, Gustavo; Ávila-Pardo, Sandro Fabricio; Méndez-López, Marco Tulio; Budar-Fernández, Luis Filadelfo; Soto-Miranda, Ernesto; Romero-de Lara, Paloma Itzel; González-Velázquez, Felipe; Lajud-Barquín, Francisco Antonio; Zilli-Hernández, Stefan

Aplicación de una herramienta de predicción pronóstica en receptores de trasplante renal*

Revista Médica del Instituto Mexicano del Seguro Social, vol. 55, núm. 4, 2017

Instituto Mexicano del Seguro Social, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=457751260010>

Aplicación de una herramienta de predicción pronóstica en receptores de trasplante renal*

Implementation of a clinical prediction tool in renal transplant recipients

Gustavo Martínez-Mier
Secretaría de Salud de Veracruz, México
gmtzmier@hotmail.com

Redalyc: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=457751260010>

Sandro Fabricio Ávila-Pardo
Secretaría de Salud de Veracruz, México

Marco Tulio Méndez-López
Instituto Mexicano del Seguro Social, México

Luis Filadelfo Budar-Fernández
Instituto Mexicano del Seguro Social, México

Ernesto Soto-Miranda
Instituto Mexicano del Seguro Social, México

Paloma Itzel Romero-de Lara
Secretaría de Salud de Veracruz, México

Felipe González-Velázquez
Instituto Mexicano del Seguro Social, México

Francisco Antonio Lajud-Barquín
Instituto Mexicano del Seguro Social, México

Stefan Zilli-Hernández
Instituto Mexicano del Seguro Social, México

Recepción: 16 Febrero 2016
Aprobación: 22 Agosto 2016

RESUMEN:

Introducción: Kasiske desarrolló una herramienta para predecir el riesgo de pérdida del injerto a cinco años. Se analizaron los resultados utilizando este modelo.

Métodos: se incluyeron 109 pacientes trasplantados de donantes fallecidos. La probabilidad de sobrevida del injerto a cinco años fue calculada al momento del trasplante, a los siete días y al año. La prueba Z y las curvas ROC fueron utilizadas para diferencias de proporción y capacidad de discriminación.

Resultados: la media de edad del donador y del receptor fue 33.7 y 33.9 años, respectivamente. El 59.6% falleció de trauma. La media de años en diálisis fue de 3.7. El 22.9% tuvo retraso en la función del injerto. La probabilidad de sobrevida a cinco años del injerto en el momento del trasplante fue de 74.1%; siete días después fue de 74.9% y al año 76.4%. La sobrevida actuarial a cinco años del injerto fue 64.9%. No hubo diferencias entre la sobrevida del injerto y las probabilidades calculadas (prueba Z) con valor estadístico C de 0.54 ± 0.6 (intervalo de confianza al 95% [IC 95%] $0.42-0.65$, $p = 0.5$) y 0.51 ± 0.6 (IC 95% $0.39-0.63$, p

NOTAS DE AUTOR

gmtzmier@hotmail.com

= 0.7) para el tiempo de trasplante y al séptimo día. El valor estadístico C después del trasplante a un año fue de 0.68 ± 0.8 (IC 95% 0.52-0.84, $p = 0.02$).

Conclusión: existió una predicción modesta al calcular la sobrevida del injerto a cinco años a un año posterior al trasplante.

PALABRAS CLAVE: Trasplante de riñón, Supervivencia de injerto.

ABSTRACT:

Background: Kasiske developed a tool for predicting the risk of 5-year graft loss. We analyzed our results using this model.

Methods: 109 deceased donor kidney transplants were included. 5-year probability of graft survival was calculated during transplantation, seven days after transplantation and 1-year after transplantation. Z-test and ROC curves were used for proportion differences and discrimination ability.

Results: Mean age of donor and recipient was 33.7 and 33.9 years, respectively. 59.6% died due to trauma. Mean of years on dialysis was 3.7. 22.9% of patients had delayed graft function (DGF). Calculated 5-year probability of graft survival during transplantation time was 74.1%; 7 days after transplantation, 74.9%; and one year after transplantation, 76.4%. 5-year death censored graft survival was 64.9%. There were no differences between death-censored graft survival and calculated probabilities (Z-test), with a C-statistic value of 0.54 ± 0.6 (95%CI 0.42-0.65, $p = 0.5$) and 0.51 ± 0.6 (0.39-0.63, 95% CI, $p = 0.7$) for transplant time and seven days after. C-statistic value 1-year after transplantation was 0.68 ± 0.8 (95%CI 0.52-0.84, $p = 0.02$).

Conclusion: Only calculated 5-year graft survival one year after transplantation had modest prediction ability.

KEYWORDS: Kidney transplantation, Graft survival.

INTRODUCCIÓN

El trasplante renal es el tratamiento de elección para los pacientes con enfermedad renal en etapa terminal.^{1, 2} La falla del injerto es un resultado negativo que disminuye la sobrevida del receptor. Una forma de mejorar la sobrevida del injerto a largo plazo es identificar los factores que la afectan negativamente. Aunque los factores de riesgo individuales (edad del donador y receptor, comorbilidades, tipo de donador, terapia de sustitución renal, panel reactivo de anticuerpos y antígenos HLA) relacionados con la sobrevida del injerto se han estudiado anteriormente, la comprensión de cómo estos factores intervienen conjuntamente en la evolución del injerto en el trasplante de riñón es deficiente.^{3, 4, 5, 6, 7, 8, 9}

La estimación del riesgo de falla posterior a trasplante contribuye a que los médicos identifiquen factores y situaciones en los que el paciente requiera modificaciones al tratamiento médico a largo plazo. Se han desarrollado diferentes modelos matemáticos de predicción que usan variables previas y posteriores al trasplante para calcular el índice de sobrevida del injerto con resultados, probabilidades o proporciones de riesgo mixtos, los cuales en ocasiones son difíciles de aplicar.^{5, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17} Kasiske et al.¹⁸ desarrollaron, a partir de variables del Renal Data System de Estados Unidos (USRDS), una herramienta simple para predecir la sobrevida del injerto después del trasplante renal. Para esto emplearon elementos independientes para la evaluación al momento del trasplante, a los siete días y un año después y estimaron el riesgo de pérdida del injerto dentro de los primeros cinco años. La practicidad del modelo nos llevó a determinar su aplicabilidad y su capacidad discriminante en nuestra población.

MÉTODOS

Se realizó un estudio retrospectivo en dos centros de trasplante en Veracruz, México, con datos de pacientes trasplantados de donantes fallecidos de junio del 2003 a agosto del 2013. De acuerdo con la herramienta de predicción de riesgo de Kasiske,¹⁸ para estimar la sobrevida o la pérdida del injerto se aplicó el modelo en diferentes tiempos: 1) al momento del trasplante, 2) a los siete días de haber llevado a cabo el trasplante y 3) al año de haber practicado el trasplante. Los datos obtenidos de los expedientes incluyeron variables sociodemográficas, datos de los donadores, información relacionada con los receptores, inmunosupresión y

la sobrevida del paciente y del injerto, respectivamente. Utilizando las variables incluidas en este modelo, 18 se predijo la probabilidad de función a cinco años del injerto al momento del trasplante mediante la edad del donador, la causa de muerte de este, su historia de hipertensión arterial, el número de antígenos HLA, la edad del receptor, su raza, la etiología de la enfermedad renal, el número de trasplantes previos, los años en la terapia de sustitución renal, la presencia de anticuerpos contra hepatitis C y la cobertura del seguro del receptor (seguro público, privado o de otro tipo). Del mismo modo, las variables utilizadas para calcular la probabilidad de sobrevida a cinco años del injerto siete días después del trasplante fueron la función retardada del injerto, la tasa de filtración glomerular (TFGe, calculada a partir de la fórmula MDRD-4), la edad del donador, la edad del receptor, su raza, la etiología de su enfermedad renal, el número de años del trasplante y la terapia de sustitución renal. También se utilizaron las variables siguientes para estimar la probabilidad de injerto funcional a cinco años: la TFGe un año después del trasplante, el número de hospitalizaciones durante el primer año de trasplante, la raza, la edad del receptor, la cobertura de seguro (seguro público, privado o de otro tipo) y la etiología de la enfermedad renal. Para calcular el riesgo de sobrevida o pérdida del injerto se utilizó una calculadora en línea (<http://www.txscores.org/>) o una aplicación para dispositivos móviles (calculadora por QxMD software), la cual se obtuvo en la página web <http://www.qxmd.com>. En lo que respecta a la cobertura del seguro del destinatario, los pacientes que eran derechohabientes del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) se consideraron con la cobertura de Medicare y los pacientes no derechohabientes se consideraron con otro tipo de cobertura.

Análisis estadístico

Las variables continuas se describieron como media \pm desviación estándar con límite inferior y superior. Las variables categóricas se describieron como frecuencias y porcentajes. Cada paciente tenía una probabilidad individual de función del injerto a cinco años, la cual se describió como porcentaje en cada cohorte independiente (momento del trasplante, siete días posteriores al trasplante y un año después). Se obtuvo el promedio de medias de la suma de todas las probabilidades porcentuales en cada momento.

La sobrevida del injerto no censurada, censurada para muerte con injerto funcional y la sobrevida del paciente se calcularon mediante curvas de Kaplan-Meier. Se comparó el porcentaje de sobrevida de injerto censurada a cinco años de sobrevida (obtenida por Kaplan-Meier) con las medias de probabilidad de sobrevida del injerto mediante la fórmula de Kasiske en cada cohorte utilizando la prueba Z en la proporción de dos poblaciones con una hipótesis de dos colas con un nivel de significación de 0.05. Con el fin de probar el rendimiento de la herramienta de predicción, se efectuó una correlación bivariada de Pearson en aquellos grupos en los que no hubo diferencias estadísticamente significativas en la prueba Z. Además, se emplearon curvas ROC para obtener un valor C estadístico y una compensación de la sensibilidad y la especificidad de cada cohorte (momento del trasplante, siete días después del trasplante y al año) contra la sobrevida (no censurada o censurada para muerte con injerto funcional) que no haya tenido diferencia estadísticamente significativa en la prueba Z. Un valor de $p < 0.05$ fue considerado estadísticamente significativo. Se utilizó el software SPSS, versión 21 para el análisis estadístico.

RESULTADOS

Datos del donador y receptor/sobrevida del injerto y del paciente

Se incluyeron en el estudio 109 trasplantes de riñón de donantes fallecidos. La edad media del donador fue de 33.7 ± 14.7 años. Menos del 15% de los donantes tenían antecedentes de hipertensión y ninguno tenía antecedentes de diabetes. La causa más común de muerte del donante fue trauma (59.6%), seguido de

accidente cerebrovascular, que representa el 36.6% de las muertes de los donantes. El rango de edad de los receptores fue de 16 a 67 años de edad, con 33.9 años de media. Eran varones 51% de los receptores (n= 56). Todos los receptores eran hispanos. El tiempo en terapia de sustitución renal fue de 3.7 ± 3.3 años y la mayoría de los pacientes estaban en diálisis en un periodo de entre uno y tres años. Solo nueve pacientes recibieron un trasplante previo y ocho pacientes tuvieron un trasplante de riñón previo. El basiliximab fue el agente de inducción más común en el 75.2% de los casos (n = 82), seguido de la timoglobulina en 18 pacientes (16.5%) y nueve pacientes (8.3%) no recibieron ningún agente de inducción. La ciclosporina se utilizó como inhibidor de la calcineurina en 74 pacientes (67.9%) y el tacrolimus en 35 pacientes (32.1%). Todos los pacientes recibieron micofenolato mofetil y esteroides.

Veinticinco pacientes (22.9%) tuvieron retardo de la función del injerto (diálisis durante la primera semana después del trasplante) y la TFGe la semana posterior al trasplante fue de 43.16 ± 21.1 (IC al 95% 10-91) mL/min/1.73 m². El 57.8% tenía una TFGe superior a 30 mL/min/1.73 m² una semana después del trasplante. Setenta y cuatro pacientes tenían un injerto funcional un año después del trasplante. La media de TFGe al año fue de 56.09 ± 17.4 (IC al 95% 15.6-93.7) mL/min/1.73 m². Las variables usadas en el cálculo de la sobrevida o en la pérdida del injerto en las cohortes de tiempo están descritas en los cuadros I, II y III. La sobrevida de los pacientes de uno a cinco años fue del 83.1 y 68.8%, respectivamente. La sobrevida no censurada del injerto a uno y cinco años después del trasplante fue de 76.5% y 56.7%, respectivamente. La sobrevida censurada para muerte con injerto funcional del injerto a un año fue del 85.6%, mientras que la sobrevida censurada para muerte con injerto funcional a cinco años fue de 64.9%.

CUADRO I
 Variables utilizadas en la calculadora para predecir la sobrevida/
 pérdida del injerto a cinco años al momento del trasplante

	Variable	Media ± DE	
		<i>n</i>	%
	Edad del donador (en años)	33.70 ± 14.77	
	Edad del receptor (en años)	33.9 ± 12.2	
Al momento del trasplante	Raza del receptor		
	Blanco	--	--
	Afroamericano	--	--
	Asiático	--	--
	Otra/desconocida	109	100
	Años en terapia de remplazo renal		
	Trasplante predialisis	9	8.3
	< 1 ^a	15	13.3
	1 - < 3a	27	24.8
	3 - < 5a	25	22.9
	5 - < 9a	20	18.3
	9 - 14a	12	11
	> 14a	1	0.9
	Etiología de la enfermedad renal crónica		
	Diabetes	6	5.5
	Hipertensión	6	5.5
	Glomerulonefritis	9	8.3
	Riñón poliquístico	7	6.4
	Otra	81	74.3
	Anticuerpo para virus de hepatitis C positivo		
	Sí	--	--
	No	109	100
	Historia de hipertensión en el donador		
	Sí	15	13.8
	No	94	86.2
	Cobertura de seguro primaria		
	Medicare (seguridad social)	62	56.9
	Privado	--	--
Otro	47	43.1	
Causa de muerte del donador			
Trauma	65	59.6	
Otro	44	40.4	
HLA-A, -B, -DR mismatches			
0	--	--	
1-3	--	--	
4-6	--	--	
Desconocido	109	100	
Trasplante previo			
Sí	8	7.3	
No	101	92.7	

CUADRO II
Variables utilizadas en la calculadora para predecir la sobrevida/
pérdida del injerto a cinco años, siete días después del trasplante

	Variable	Media ± DE	
		<i>n</i>	%
	Edad del donador (en años)	33.70 ± 14.77	
	Edad del receptor (en años)	33.9 ± 12.2	
Siete días después del trasplante	Función retardada del injerto		
	Sí	25	22.9
	No	84	77.1
	Tasa de filtración glomerular al alta hospitalaria		
	≥ 90	1	0.9
	60-89	20	18.3
	45-59	27	24.8
	30-44	15	13.8
	15-29	15	13.8
	< 15	14	12.8
	Desconocida	17	15.6
	Raza del receptor		
	Blanco	--	--
	Afroamericano	--	--
	Asiático	--	--
	Otra/desconocida	109	100
	Años en terapia de remplazo renal		
	Trasplante predialisis	9	8.3
	< 1ª	15	13.3
	1 - < 3a	27	24.8
	3 - < 5a	25	22.9
	5 - < 9a	20	18.3
	9 - 14a	12	11
	> 14a	1	0.9
	Etiología de la enfermedad renal crónica		
	Diabetes	6	5.5
	Hipertensión	6	5.5
	Glomerulonefritis	9	8.3
Riñón poliquístico	7	6.4	
Otra	81	74.3	
Trasplante previo			
Sí	8	7.3	
No	101	92.7	

CUADRO III
 Variables utilizadas en la calculadora para predecir la sobrevida/pérdida del injerto a cinco años, un año después del trasplante

Variable	Media ± DE
Edad del receptor (en años)	33.9 ± 12.2
n	
%	
Hospitalizaciones durante el primer año	
Si	20
No	54
Tasa de filtración glomerular al alta hospitalaria	
≥ 90	2
60-89	24
45-59	26
30-44	18
15-29	4
< 15	0
Desconocida	0
Raza del receptor	
Blanco	--
Afroamericano	--
Asiático	--
Otra/desconocida	109
Etiología de la enfermedad renal crónica	
Diabetes	6
Hipertensión	6
Glomerulonefritis	9
Riñón poliquístico	7
Otra	81
Cobertura de seguro primaria	
Medicare (seguridad social)	62
Privado	--
Otro	47

Un año después del trasplante

Resultados de predicción

La probabilidad calculada a cinco años de sobrevida del injerto al momento del trasplante fue del $74.1\% \pm 6.4\%$ (IC al 95% 52.5-85.6%), a los siete días después del trasplante fue $74.9\% \pm 11.7\%$ (IC al 95% 30.6-90.1%) y a un año ($n = 74$) fue de $76.4\% \pm 12.09\%$ (IC al 95% 13.3-88.7%). Hubo una diferencia estadísticamente significativa entre la probabilidad calculada a cinco años de la función del injerto al momento del trasplante (Z-score 2.7004, $p = 0.006$), siete días después del trasplante (Z-score 2.8323, $p = 0.004$) y al año después del trasplante (Z-score 2.7069, $p = 0.006$) en contra de la sobrevida no censurada del injerto a cinco años. En contraste, no hubo diferencias significativas entre el cálculo de la probabilidad de función del injerto a cinco años al momento del trasplante (Z-score 1.4752, $p = 0.138$), a los siete días del trasplante (Z-score 1.6094, $p = 0.107$) y un año después del trasplante (Z-score 1.629, $p = 0.103$) en contra de la sobrevida censurada para muerte con injerto funcional del injerto a los cinco años de la muerte censurada.

Correlación entre el modelo de predicción y la sobrevida

La correlación de Pearson no fue estadísticamente significativa en el modelo de predicción de sobrevida al momento del trasplante con la sobrevida censurada para muerte con injerto funcional (-0.035 , $p = 0.720$), ni para el modelo de predicción de sobrevida a los siete días del trasplante (-0.024 , $p = 0.808$). Existió una correlación negativa (mayor porcentaje de probabilidad de sobrevida del injerto mediante el modelo de menor pérdida de injerto censurada para muerte con injerto funcional) estadísticamente significativa (-0.394 , $p = 0.001$).

Curvas ROC

Se realizaron curvas ROC para cada modelo de tiempo de predicción contra la sobrevida censurada para muerte con injerto funcional a los cinco años. El valor C obtenido en el momento de trasplante y siete días después fue de 0.54 ± 0.6 (IC al 95% 0.423-0.657) ($p = 0.51$) y 0.517 ± 0.6 (IC al 95% 0.399-0.635) ($p = 0.77$), ambos sin significación estadística. Por el contrario, el modelo de un año después del trasplante tuvo un valor C de 0.682 ± 0.81 (IC al 95% 0.524-0.841) ($p = 0.023$) con una probabilidad calculada de injerto funcional a cinco años de 73.8%, para sensibilidad de 82.5 % y especificidad de 58.8%. En las figuras 1, 2 y 3 se visualizan las curvas ROC para cada modelo. Hubo una diferencia estadísticamente significativa en la sobrevida censurada para muerte con injerto funcional a cinco años cuando a los pacientes se les había calculado la probabilidad de más de 73.8% un año después del trasplante (87.1% por Kaplan-Meier) en comparación con los pacientes con una probabilidad calculada de menos de 73.8% un año después del mismo (46.4% en Kaplan-Meier) ($p = 0.0001$) (figura 4).

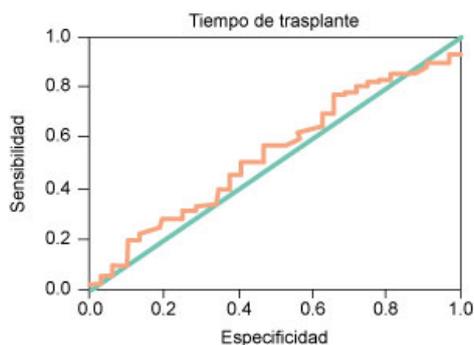


FIGURA 1

Curva ROC de supervivencia del injerto predicha a cinco años al momento del trasplante con un área bajo la curva de 0.54 sin significación estadística ($p > 0.05$)

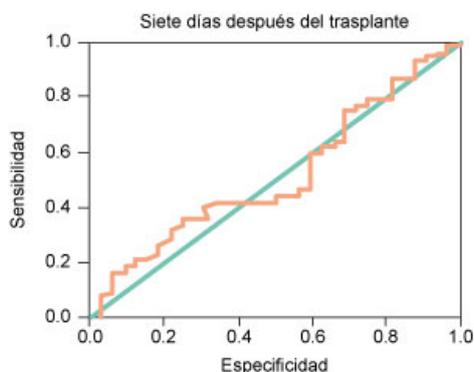


FIGURA 2

Curva ROC de supervivencia del injerto predicha a cinco años siete días después del trasplante con un área bajo la curva de 0.517 sin significación estadística ($p > 0.05$)

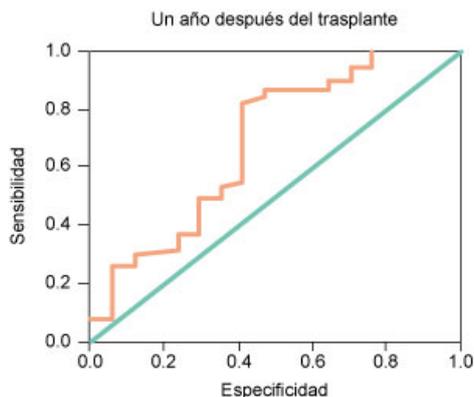


FIGURA 3

Curva ROC de supervivencia del injerto predicha a cinco años un año después del trasplante con un área bajo la curva de 0.682 y un intercambio en 73.8% ($p < 0.05$)

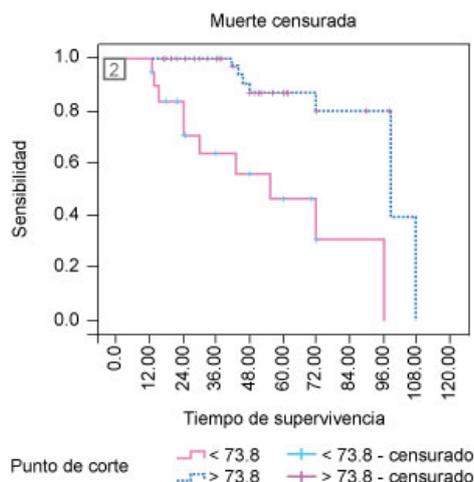


FIGURA 4

Modelo de muerte censurada a cinco años de sobrevida del injerto funcional comparada con pacientes con sobrevida del injerto calculada a cinco años, un año después del trasplante; el valor fue mayor de 73.8% comparado con pacientes de la misma cohorte con un valor calculado $< 73.8\%$ ($p < 0.0001$) (Para estos datos se usó la prueba de Kaplan-Meier)

DISCUSIÓN

Los resultados de nuestro estudio demuestran que el modelo desarrollado por Kasiske et al.¹⁸ tiene una pobre habilidad para determinar el riesgo de pérdida del injerto cuando el cálculo se realiza al momento del trasplante y siete días después del mismo. Sin embargo, cuando se emplea este modelo con los datos de un año después del trasplante existe una moderada capacidad de predecir la sobrevida del injerto en nuestra población. Hasta donde sabemos, este es el primer estudio que intenta validar este modelo en una población única fuera de los Estados Unidos.

Pese a que existen diferentes modelos para calcular y predecir la sobrevida del injerto,^{6, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16} decidimos utilizar este modelo, ya que predice la sobrevida/pérdida del injerto a cinco años en tres diferentes marcos de tiempo de manera individual en cada paciente. Además, incidió en que utilizáramos este modelo de predicción el hecho de que tiene varias diferencias con otros previamente publicados, tal y como mostramos a continuación:

La mayoría de ellos calcula el desenlace solo al momento del trasplante^{5, 10, 11, 12, 13, 14} y solo algunos utilizan datos obtenidos un año después del trasplante.^{15, 16, 17}

Algunos modelos tienen como resultado principal la disfunción del injerto, la TFGe a los seis meses y la sobrevida.^{5, 14, 17}

Algunos modelos confían en un sistema de puntuación basado en riesgos o momios sin poseer una calculadora de fácil acceso y amigable para el usuario^{11, 14, 15, 16} y solo unos cuantos poseen un sistema de puntos.^{5, 10, 12, 17} Además, algunos de ellos incluyeron donadores vivos en su concepción.^{13, 17} Aunque la herramienta de predicción de Kasiske nos confirió ventajas por las diferencias previamente descritas, solo se obtuvo una modesta habilidad de predicción en un solo periodo (un año después del trasplante).

Se realizó una búsqueda en Medline tratando de encontrar estudios que emplearan este modelo de predicción y no encontramos ninguno para comparar. No obstante Kasiske et al.¹⁸ lo aplicaron en cinco centros seleccionados de manera aleatoria con un número variable de pacientes (desde 41 hasta 451). Existió un buen grado de discriminación al momento del trasplante (valor promedio bajo la curva de 0.65 ± 0.04 , IC

al 95% 0.61-0.7) y siete días después del trasplante (0.654 ± 0.04 , IC al 95% 0.6-0.72) cuando se suman todos los centros de trasplante. Nuestro valor C utilizando curvas ROC en estos marcos de tiempo no se consideró con habilidad predictiva; sin embargo, un año después del trasplante obtuvimos una capacidad de predicción (0.682) igual al valor C promedio obtenido por los centros individuales en los que se probó el modelo (0.682 ± 0.05 , IC al 95% 0.64-0.78). Así, esto se refleja en la correlación negativa obtenida en nuestros resultados (a mayor posibilidad de sobrevida, menor pérdida del injerto).

Dado que esta herramienta de predicción no pudo estimar con buena discriminación la probabilidad de sobrevida del injerto a cinco años al calcularse al momento del trasplante y siete días después del mismo, se debe prestar atención a otras variables que no estén incluidas en este modelo y que son utilizadas en otros, como la creatinina y la antropometría del donador.^{4, 5, 12} Además, las comorbilidades previas al trasplante del receptor, su estado nutricional y su fragilidad al momento del trasplante pueden tener un papel más significativo en la sobrevida de nuestra población al momento del trasplante, tal y como se ha descrito previamente.^{14, 19, 20} Por el contrario, como la TFGe ha sido utilizada en muchos otros modelos de predicción con un gran peso para predecir la sobrevida del injerto a largo plazo,^{1, 16} se asumiría que la sobrevida del injerto a largo plazo después de un año es influenciada por factores que afectan de manera directa a la TFGe, como el rechazo agudo, el régimen de inmunosupresión y otras lesiones del injerto.^{14, 15, 16} Con base en estas consideraciones la aplicación de esta herramienta debe hacerse con cierto escepticismo hasta que podamos establecer nuestras propias variables predictoras de sobrevida del injerto en la población

CONCLUSIÓN

Podemos concluir que un modelo predictor desarrollado a partir de los datos de laUSRDS para estimar la sobrevida del injerto a cinco años tiene una modesta habilidad de discriminación cuando se calcula un año después del trasplante en una población particular de receptores de trasplante renal. Otras variables o modelos de predicción deben de ser utilizados para identificar el beneficio potencial de estimar las probabilidades de sobrevida del injerto a largo plazo en nuestra población.

REFERENCIAS

1. Hariharan S, Johnson CP, Bresnahan BA, Taranto SE, McIntosh MJ, Stablein D. Improved graft survival after renal transplantation in the United States, 1988 to 1996. *N Engl J Med.* 2000 Mar 2;342(9):605-12.
2. Schnitzler MA, Whiting JF, Brennan DC, Lentine KL, Desai NM, Chapman W, et al. The life-years saved by a deceased organ donor. *Am J Transplant.* 2005 Sep;5(9):2289-96.
3. Goldfarb-Rumyantzev AS, Scandling JD, Pappas L, Smont RJ, Horn S. Prediction of 3-yr cadaveric graft survival based on pre-transplant variables in a large national dataset. *Clin Transplant.* 2003;17:715-21.
4. Nyberg SL, Matas AJ, Rogers M, Harmsen WS, Velosa JA, Larson TS, et al. Donor scoring system for cadaveric renal transplantation. *Am J Transplant.* 2001 Jul;1(2):162-70.
5. Nyberg SL, Matas AJ, Kremers WK, Thostenson JD, Larson TS, Prieto M, et al. Improved Scoring System to Assess Adult Donors For Cadaver Renal Transplantation. *Am J Transplant.* 2003 Jun;3(6):715-21.
6. Ojo AO, Hanson JA, Meier-Kreische H, Okechukwu CN, Wolfe RA, Leichtman AB, et al. Survival in recipients of marginal cadaveric donor kidneys compared with other recipients and wait-listed transplant candidates. *J Am Soc Nephrol.* 2001 Mar;12(3):589-97.
7. Ojo AO, Leichtman AB, Punch JD, Hanson JA, Dickinson DM, Wolfe RA, et al. Impact of pre-existing donor hypertension and diabetes mellitus on cadaveric renal transplant outcomes. *Am J Kidney Dis.* 2000 Jul;36(1):153-9.

8. Goldfarb-Rumyantzev AS, Hurdle JF, Scandling JD, Baird BC, Cheung AK. The role of pretransplant renal replacement therapy modality in kidney allograft and recipient survival. *Am J Kidney Dis.* 2005 Sep;46(3):537-49.
9. Goldfarb-Rumyantzev A, Hurdle JF, Scandling J, Wang Z, Baird B, Barenbaum L, et al. Duration of end-stage renal disease and kidney transplant outcome. *Nephrol Dial Transplant.* 2005 Jan;20(1):167-75.
10. Baskin-Bay ES, Kremers W, Nyberg SL. A recipient risk score for deceased donor renal allocation. *Am J Kidney Dis.* 2007 Feb;49(2):284-93.
11. Schold JD, Kaplan B, Baliga RS, Meier-Kriesche HU. The broad spectrum of quality in deceased donor kidneys. *Am J Transplant.* 2005 Apr;5(4 Pt 1):757-65.
12. Rao SP, Schaubel DE, Guidinger MK, Andreoni KA, Wolfe RA, Merion RM, et al. A comprehensive Risk Quantification Score for Deceased Donor Kidneys: The Kidney Donor Risk Index. *Transplantation.* 2009 Jul 27;88(2):231-6.
13. Krikov S, Khan A, Baird BC, Barenbaum LL, Leviatov A, Koford JK, et al. Predicting kidney transplant survival using tree-based modeling. *ASAIO J.* 2007 Sep-Oct;53(5):592-600.
14. Machniki G, Pinsky B, Takemoto S, Balshaw R, Salvalaggio PR, Buchanan PM, et al. Predictive Ability of Pretransplant Comorbidities to Predict Long-Term Graft Loss and Death. *Am J Transplant.* 2009 Mar;9(3):494-505.
15. Moore J, He X, Shabir S, Hanvesakul R, Benavente D, Cockwell P, et al. Development and Evaluation of a Composite Risk Score to Predict Kidney Transplant Failure. *Am J Kidney Dis* 2001;57(5):744-51.
16. Shabir S, Halimi JM, Cherukuri A, Ball S, Ferro C, Lipkin G, et al. Predicting 5-year Risk of Kidney Transplant Failure: A Prediction Instrument Using Data Available at 1 Year Posttransplantation. *Am J Kidney Dis.* 2014 Apr;63(4):643-51.
17. Hernández D, Sánchez-Fructuoso A, González-Posada JM, Arias M, Campistol JM, Rufino M, et al. A novel risk score for mortality in renal transplant recipient beyond the first posttransplant year. *Transplantation.* 2009 Sep 27;88(6):803-9.
18. Kasiske BL, Israni AK, Synder JJ, Skeans MA, Peng Y, Weinhandl ED. A simple Tool to Predict Outcomes After Kidney Transplant. *Am J Kidney Dis.* 2010 Nov;56(5):947-60.
19. McAdams-DeMarco MA, Law A, King E, Orandi B, Salter M, Gupta N, et al. Frailty and mortality in kidney transplant recipients. *Am J Transplant.* 2015 Jan;15(1):149-54
20. Molnar MZ, Kovesdy CP, Bunnapradist S, Streja E, Mehrotra R, Krishnan M, et al. Associations of pretransplant serum albumin with post-transplant outcomes in kidney transplant recipients. *Am J Transplant.* 2011 May;11(5):1006-15.

NOTAS

- * **Declaración de conflicto de interés:** los autores han completado y enviado la forma traducida al español de la declaración de conflictos potenciales de interés del Comité Internacional de Editores de Revistas Médicas, y no reportaron alguno que tuviera relación con este artículo.

INFORMACIÓN ADICIONAL

PubMed: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/28591501>

ENLACE ALTERNATIVO

http://revistamedica.imss.gob.mx/editorial/index.php/revista_medica/article/view/265/2169 (pdf)