

PREDICCIÓN DE FALLAS DEL CRECIMIENTO EN NIÑOS MENORES DE UN AÑO¹

Francisco Mardones-Restat² y Gloria Jones de Mardones²

INTRODUCCION

A pesar de la sostenida reducción del bajo peso al nacer, así como de la desnutrición y mortalidad infantil en Chile (1, 2), el riesgo de cambios en esta tendencia se hizo evidente con el deterioro del Programa Nacional de Alimentación Complementaria en 1983, debido al impacto de la recesión mundial (3, 4). Esta situación, que se ha observado también en países desarrollados (5, 6), justifica la incorporación en la metodología epidemiológica de técnicas de análisis de riesgo que permitan identificar adecuadamente a los grupos más expuestos a desnutrición, enfermedad y muerte. La Organización Panamericana de la Salud (7) así como varios autores (8-12) han destacado la importancia del enfoque de riesgo en los programas de salud; el Instituto Interamericano del Niño, en cooperación con el Centro Latinoame-

ricano de Perinatología y Desarrollo Humano (CLAP), ha ofrecido numerosos cursos sobre esta materia (13), y la Organización Mundial de la Salud ha publicado una bibliografía anotada sobre el tema (15, 16).

En Chile, en 1982, el Ministerio de Salud incorporó en las normas de atención infantil y del adolescente (17) una lista de factores de riesgo con objeto de orientar la atención de salud de manera preferente hacia los niños o familias afectados. Si bien la identificación de los factores de riesgo ha hecho notar su valor a nivel internacional, algunas investigaciones chilenas han demostrado que no siempre se registran en las historias clínicas y que el hecho de registrarlos no siempre conduce a acciones específicas (comunicación personal de directores de

Unidos de América por subsidios (primera fase de 1984: REA-CL-3-84-14, y segunda fase de 1986-1987: REA-CL-5-86-60 han financiado distintas etapas del proceso. La investigación continúa.

² Universidad de Chile, Instituto de Nutrición y Tecnología de los Alimentos, Unidad de Salud Familiar. Dirección postal: Casilla No. 15138, Santiago 11, Chile.

¹ Trabajo iniciado en 1982 por convenio entre el Consejo para la Alimentación y Nutrición (CONPAN) y el Instituto de Nutrición y Tecnología de los Alimentos (INTA) de la Universidad de Chile. La Dirección de Investigación y Bibliotecas (DIB) de la Universidad de Chile; la Organización Mundial de la Salud (OMS) por el proyecto Study on the Risk Approach MCH/FP Care 1982-1983, y el Consejo de Ciencias y Tecnología para el Desarrollo Internacional (BOSTID) de los Estados

consultorios del Sistema Nacional de Seguridad Social). En otros estudios no se han encontrado diferencias en las tasas de desnutrición, enfermedad o muerte de los grupos que tienen el factor de riesgo en comparación con aquellos que no lo tienen (18).

Estas observaciones justifican cuatro acciones: por un lado, considerar factores de riesgo solo a aquellos que aseguren el mayor valor de predicción y ponderar a cada uno de ellos según el grado de asociación con la variable dependiente específica y, por el otro, reconocer el posible sinergismo de dichos factores cuando se asocian en determinados grupos y cuantificar el tiempo en que la presencia de una variable determinada actúa. En otras palabras, se considera que los factores de riesgo cambian su valor de predicción en relación con un resultado determinado no deseable a medida que pasa el tiempo en que el dato correspondiente es observado. Además, la no identificación de una diferencia entre los dos grupos mencionados podría significar que la presencia de factores de riesgo habría justificado una atención diferenciada de tal importancia como para reducir su efecto.

Con este enfoque se ha desarrollado un instrumento de predicción del deterioro del crecimiento infantil, seleccionando indicadores relacionados con la susceptibilidad, que denominamos riesgo biomédico (peso al nacer y orden de nacimiento, edad y paridad de la madre, y enfermedades de la madre y del recién nacido) y con la exposición a condiciones adversas, que denominamos incompetencia familiar (ocupación de los padres, instrucción de la madre, calidad y condiciones sanitarias de la vivienda, y grado de uso de los servicios de salud) (19-26). Los autores señalan que este instrumento es de gran utilidad para clasificar a los individuos y grupos en diferentes niveles de riesgo de deterioro del

crecimiento aplicando el método simple de riesgo relativo,³ así como también un modelo elaborado por el procedimiento de regresión logística⁴ (27-29) que logra excluir entre indicadores mutuamente dependientes aquellos de menor valor de predicción.

Cabe destacar que en Chile las políticas de salud se han enfocado desde hace más de medio siglo hacia los problemas de salud materno-infantil tomando en consideración que el estado nutricional de las poblaciones vulnerables es un factor de gran importancia. A este respecto, el Consejo de Alimentación ha diseñado medidas concretas para estimular la producción de leche en el país y el financiamiento de su distribución en la población asegurada (30-32). Con la creación del Sistema Nacional de Salud se han ampliado los programas gracias a financiamientos adicionales relacionados con la cotización al seguro social y con la asignación familiar obrera (2).

Si bien el Ministerio de Salud viene publicando desde 1975 información sobre la situación nutricional de la población de menores de seis años bajo control en el Sistema Nacional de Salud según la relación peso para la edad (33,

³ Definición de método simple de riesgo relativo: procedimiento de análisis univariado en que se relaciona el factor de riesgo con la variable dependiente. Se determina el puntaje utilizando el logaritmo del riesgo relativo multiplicado por 10 y redondeado al entero más próximo. Por ejemplo, si la presencia del factor de riesgo "piso de tierra en el dormitorio" determina un riesgo relativo de fallas en el crecimiento de 1,8, el logaritmo natural es de 0,583, que multiplicado por 10 y redondeado es 6. En cada caso se suman los porcentajes correspondientes a los factores de riesgo presentes.

⁴ La regresión logística posibilita la elaboración de un modelo multivariado en que se excluyen aquellos factores de riesgo que son dependientes de otros de mayor eficacia predictiva.

34), este sistema no permite evaluar en cada caso el momento en que el niño deja de crecer al ritmo esperado, por lo que constituye solo un medio para iniciar o reforzar la prevención secundaria (cuando el daño ya se ha hecho presente).

De acuerdo con las normas vigentes, se califica como en riesgo biomédico de desnutrición al lactante (menor de dos años) cuando en dos controles sucesivos su incremento de peso es inferior al 75% del esperado (600 g mensuales en el primer año) (17). Por otra parte, la evaluación antropométrica según el patrón de referencia seleccionado (35) ha perdido sensibilidad para la realidad chilena. En 1975 el 15,4% de la población bajo control se encontraba por debajo de una desviación estándar del promedio señalado por Sempé (35), y en 1984 el 8,4%, lo que indica que la población infantil chilena está por encima de dicho promedio en casi 0,75 de una desviación estándar. Ambas situaciones justifican no solo el intento de identificar a los niños con alta probabilidad de desviarse de la tendencia normal de crecimiento, sino también de adoptar una pauta antropométrica de referencia más exigente. La Organización Mundial de la Salud ha propuesto el uso universal del patrón elaborado en los Estados Unidos de América por el Centro Nacional de Estadísticas de Salud, después de una extensa investigación realizada hace más de un decenio (36, 37), en la que participaron numerosos países, entre ellos Chile. En el presente estudio se analiza la fuerza de asociación entre diversas variables y el deterioro del crecimiento infantil, por la técnica de riesgo relativo simple y por un modelo elaborado con el procedimiento de regresión logística.

MATERIALES Y METODOS

La recolección de la información que sirvió para elaborar los modelos se realizó en una cohorte de 1 151 niños nacidos en enero de 1982 en cinco maternidades de Santiago;⁵ el seguimiento se llevó a cabo en 11 consultorios periféricos⁶ de la ciudad, que prestaron una valiosa colaboración en el desarrollo de esta investigación. La población estudiada correspondió a la clientela del Sistema Nacional de Servicios de Salud e incluyó tanto a familias protegidas por el Sistema Nacional de Seguridad Social como a familias indigentes que recibían en forma gratuita los beneficios de un programa integral de salud (atención por equipo multiprofesional de salud, vacunación, entrega de alimentos desde el período prenatal hasta los seis años del niño, parto institucional y hospitalización). Se efectuó el seguimiento de 876 niños hasta el año de edad; los otros 275 casos solo pudieron seguirse hasta el control de los 90 días debido a la intensa migración de algunos subgrupos de familias. La información prenatal se obtuvo de las historias clínicas correspondientes y se registró junto con los demás datos de las entrevistas en cédulas precodificadas.

Se estudió el riesgo relativo de trastorno del crecimiento según las características de las variables correspondientes al riesgo biomédico del individuo y a la incompetencia familiar. La evaluación del ritmo del crecimiento ponderal se realizó tomando al menos tres momentos en cada período de edad (de

⁵ El Salvador, Barros, Luco, Sótero del Río, San José y San Juan de Dios.

⁶ Santa Julia; Rosita Renard; República del Uruguay; La Bandera; Julio Acuña; Independencia; Lucas Sierra; La Faena; Dr. Albertz; Salvador Bustos y Peñalolé.

recién nacido a 90 días y de 91 a 360 días) y fijando como límite el 90% del peso para la edad a los 30, 60 y 90 días en el primer caso y a los 91, 240 y 360 días en el segundo. Se consideró con crecimiento satisfactorio no solo a los niños que siempre estaban por encima del límite del 90% sino también a los que no alcanzaron dicho límite en el primer control, pero lograron superarlo en los dos controles siguientes. Se calificaron con evolución deficiente todos los niños cuyo peso para la edad fue inferior al límite del 90% en cada uno de los controles, o en dos de ellos, o en el último. De esta manera se logra una evaluación más dinámica del proceso de crecimiento. La valoración conjunta de factores biomédicos, economicosociales y culturales frente a la variable dependiente permite orientar la selección adecuada de las intervenciones destinadas a reforzar la prevención primaria (19, 38-40).

El análisis de la información se realizó en la terminal INTA 2 del computador del Servicio de Computación e Informática (SECI) de la Universidad de Chile. Se utilizaron los programas Statistical Package for Social Sciences (SPSS) y Statistical Analysis System del SAS Institute Inc. Cary, North Carolina, EUA, y, de este último, el procedimiento de regresión logística, que permite elaborar modelos que seleccionan las variables de acuerdo con su grado de independencia optimizando su valor de predicción.

RESULTADOS

El análisis de la cohorte estudiada permitió elaborar instrumentos sencillos para la predicción de la evolución del crecimiento desfavorable tanto en el período de recién nacido a 90 días como en el de 91 a 360 días de edad.

Riesgo relativo

De acuerdo con el sistema de riesgo relativo simple (7, 8), en el que se seleccionan todos los factores de riesgo cuyo registro es indiscutible en más del 90% de los casos, por lo menos el 5% de la población estudiada es de alto riesgo. En atención a que esta técnica de construcción de escalas solo permite trabajar con las variables dicotomizadas,⁷ en el caso de las variables continuas la elección del punto de quiebre⁸ constituyó un problema. Para ilustrar esta situación se presentan las curvas de la distribución de la población infantil total, así como las de los niños con falla en el crecimiento ponderal, según las dimensiones de las variables continuas seleccionadas: peso al nacer (figura 1), años de instrucción de la madre (figura 2) y número de controles prenatales (figura 3). En el primer caso, el pico de la curva en los 2 900 g separa claramente dos subgrupos con gran diferencia en el valor del riesgo relativo y deja casi 30% de la población en el grupo de alto riesgo, proporción similar a la prevalencia de la falla del crecimiento. En la instrucción materna, el quiebre en los 7 a 8 años deja casi un 50% de las madres en cada grupo, y en el caso de las consultas prenatales, el grupo de alto

⁷ Definición de variable dicotomizada: es la variable continua o discreta que se divide en dos de acuerdo con criterios combinados de riesgos relativos diferentes y proporción de la población asignada a cada una de sus partes.

⁸ Definición de punto de quiebre o límite de inclusión: es el nivel elegido de la variable para establecer el límite entre bajo y alto riesgo con lo que se transforma una variable continua en dicotómica.

FIGURA 1. Distribución de la población infantil total y con retraso en el crecimiento según peso de nacimiento

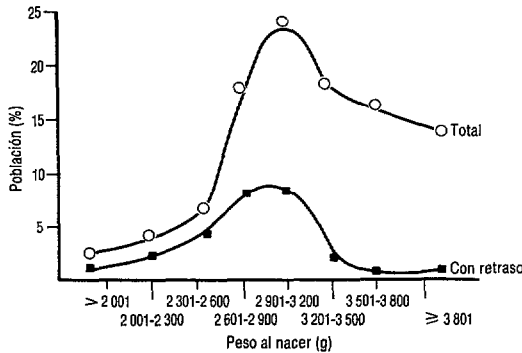


FIGURA 2. Distribución de la población infantil total y con retraso en el crecimiento según años de instrucción de la madre

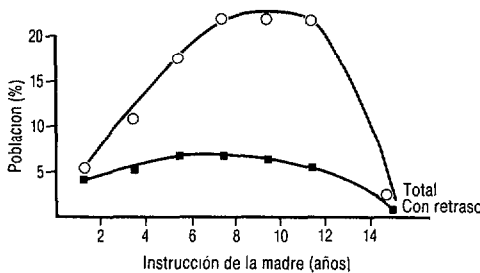
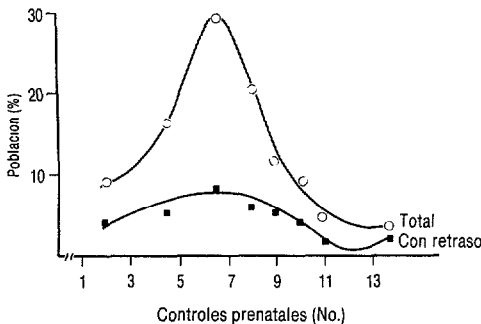


FIGURA 3. Distribución de la población infantil total y con retraso en el crecimiento según número de controles prenatales de la madre



riesgo incluye ambos extremos, es decir de 0 a 5 y de 11 y más, que suman casi el 30% de la población.

Un factor de riesgo que se denominó “desinterés materno en el niño” afectó a 3,5% de las madres encuestadas en la maternidad y tuvo el más alto valor de predicción. Es decir que su presencia estaba asociada con la más alta probabilidad de falla en el crecimiento ponderal. Se calificó como de “alto desinterés” la verbalización del deseo de desprenderse del niño, en general, por ser madres solteras sin apoyo familiar, lo que generaba la imposibilidad de cuidarlo. En otros casos la calificación del desinterés resultó de la observación de actitudes de la madre, tales como trato brusco del recién nacido, incapacidad de darle ternura y, en especial, insensibilidad frente al llanto, a veces con renuencia a ponerlo al pecho. La sola presencia de este factor de riesgo requeriría intervenciones inmediatas para educar a la madre al mismo tiempo que a la familia, a la pareja cuando no ha desertado y, en especial, a la abuela en el cuidado del recién nacido.

En el cuadro 1 se enumeran los factores de riesgo que cumplen con los requisitos señalados y cuyo intervalo de confianza inferior correspon-

CUADRO 1. Factores de riesgo en la evolución del crecimiento infantil de 0 a 90 días de edad y de 91 a 360 días, con el mismo punto de quiebre

Factores de riesgo	Relación entre alto/bajo riesgo	0 a 90 días (N=275) ^a					91 a 360 días (N=876) ^a				
		RR ^b	IC 95% ^c	Población		Puntaje	RR ^b	IC 95% ^c	Población		Puntaje
				(%) ^d	χ^2				(%) ^d	χ^2	
Datos de la familia											
Ocupación del padre	0 a 4, 17/5 a 16	1,81	1,5/2,2	42,0	39,95	6	1,30	1,1/1,5	42,7	8,40	3
Alcoholismo materno	Si/No	1,36	1,0/1,2	13,8	3,32	3	1,04	0,8/1,4	13,8	0,05	1
Allegados	Si/No	1,35	1,1/1,7	52,2	8,44	3	1,03	0,9/1,2	52,9	0,40	—
Personas en el hogar	2, $\geq 5/3$ y 4	1,34	1,1/1,6	38,9	8,30	3	1,28	1,1/1,5	38,8	7,90	2
Personas por cama	$\geq 3/1$ y 2	1,41	1,1/1,8	22,0	9,19	3	1,29	1,1/1,6	38,2	7,99	3
Personas por dormitorio	$\geq 5/1$ a 4	1,41	1,6/2,6	12,2	10,60	3	1,69	1,4/2,1	12,0	23,00	5
Piso del dormitorio	Tierra/Otros	2,14	1,7/2,7	14,6	45,50	8	1,68	1,3/2,0	14,8	26,40	5
Combustible en la cocina	Otros/Gas	2,24	1,8/2,8	10,7	43,90	8	1,60	1,2/2,1	9,3	13,40	5
Agua potable	Otros/Dentro de la casa	1,55	1,3/1,9	33,4	18,50	4	1,40	1,1/1,6	33,2	14,80	3
Eliminación de excretas	Inadecuada/Adecuada	1,52	1,2/1,9	31,4	16,70	4	1,40	1,2/1,7	31,3	14,70	3
Tipo de vivienda	"Mejora", pieza/casa, dpto.	1,82	1,5/2,3	43,3	31,07	6	1,43	1,2/1,7	42,9	15,53	4
Datos de la madre											
Edad	< 19 y > 35/19 a 35 años	1,26	1,0/1,6	18,1	3,60	2	1,00	0,9/1,4	18,1	1,73	1
Estado civil	No casada/Casada	1,50	1,2/1,9	21,1	13,15	4	1,20	1,0/1,4	20,8	2,51	2
Años de instrucción	0 a 6/ ≥ 7	1,70	1,4/2,0	33,5	24,90	5	1,35	1,1/1,6	33,4	11,90	3
Ocupación	Si/No	1,89	1,3/2,6	86,4	10,20	6	1,71	1,3/7,3	86,4	11,81	5
Edad al inicio del embarazo	< 17 y > 30/17 a 30 años	1,64	1,1/2,4	7,5	7,30	5	1,10	0,9/1,4	17,4	1,10	1
Semana primera visita prenatal	≥ 17 < 17	1,17	0,9/1,4	40,7	1,95	2	1,37	1,2/1,6	65,5	12,34	3
Peso primera visita prenatal	< 55/ ≥ 55 kg	1,34	1,1/1,6	39,9	13,90	3	1,19	1,0/1,4	39,4	3,59	2
Semana última visita prenatal	< 39/ ≥ 39	2,27	1,7/2,7	53,7	42,90	8	1,54	1,3/1,8	42,9	21,76	4
Peso última visita prenatal	< 65/ ≥ 65 kg	1,99	1,6/2,6	48,9	37,31	7	1,39	1,2/1,7	48,9	13,15	3
Incremento de peso semanal	< 200 y > 700/200 a 700 g	1,75	1,3/2,4	21,0	19,52	6	1,14	0,9/1,4	27,9	1,79	1
Visitas prenatales	0 a 5 y $\geq 13/6$ a 12	1,45	1,2/1,8	36,0	13,16	4	1,03	0,8/1,2	37,3	0,12	—
Enfermedades durante el embarazo	1, 4, 7, 11, 13, 15/Otras y 0	1,74	1,4/2,1	40,8	28,97	6	1,11	0,9/1,4	17,1	0,85	1
Complicaciones en el parto	2, 8, 14/Otras y 0	1,60	1,2/1,9	23,9	13,42	4	1,04	0,9/1,3	24,2	0,18	—
Enfermedades durante el puerperio	7, 8/Otras y 0	1,61	0,6/2,0	2,5	0,08	1	1,29	0,7/2,2	2,7	0,22	3
Estatura	< 1,52/ $\geq 1,52$ m	1,43	1,1/1,8	34,3	10,20	4	1,40	1,2/2,7	34,8	13,48	3
Interés en el niño	No/Sí	3,28	2,3/4,7	3,2	42,80	12	2,23	1,5/3,2	3,7	17,90	8
Peso al puerperio	< 55/ ≥ 55 kg	1,34	0,9/2,1	33,6	1,64	3	1,25	1,0/1,8	33,9	3,73	3
Datos del recién nacido											
Orden del nacimiento	≥ 5 to./1ro. a 4to.	1,60	1,8/3,2	9,2	8,70	5	1,44	1,1/1,9	7,2	6,35	4
Sexo	Mujer/Varón	1,24	1,6/1,5	52,7	4,20	2	1,64	1,4/1,9	52,9	30,10	5
Edad gestacional	< 39/ ≥ 39 semanas	4,30	3,6/5,2	30,0	214,10	15	1,57	1,3/1,9	24,9	23,70	5
Peso al nacer	< 2 901/ ≥ 2 901 g	2,15	1,7/2,6	29,0	51,60	8	2,04	1,7/2,4	29,1	70,90	7
Enfermedades	Según códigos	1,87	1,5/2,3	21,7	33,71	6	1,11	0,9/1,4	21,6	1,00	1

^a El método de regresión logística excluye los casos en que el instrumento de recolección de información carece de algún dato. Esto explica la diferencia de los valores de N de los cuadros 1 y 2. Esta situación ha justificado que los autores apliquen otros modelos matemáticos para validar o complementar la eficacia de la regresión logística. Se ha perfeccionado el método del riesgo relativo simple, por la evaluación del grado de independencia de los factores de riesgo, por la comparación de los valores correspondientes de los riesgos relativos crudos y ajustados (7) y por la utilización de los árboles de clasificación y regresión.

^b Riesgo relativo.

^c Intervalo de confianza al 95%.

^d Proporción de la población de bajo riesgo.

diente al riesgo relativo es 1 o más. Los valores extremos del intervalo de confianza al 95% se calcularon de acuerdo con la fórmula $RR(1 + 1,96/\sqrt{\chi^2})$ (40), y los del puntaje asignado a cada riesgo se estimaron multiplicando por 10 el valor del logaritmo natural del riesgo relativo, redondeado al entero más próximo (8).

Los factores de riesgo determinan el instrumento de predicción por el método de riesgo relativo simple y permiten trazar dos escalas, de riesgo biomé-

dico y de incompetencia familiar. El punto de intersección de ambas escalas forma la celdilla⁹ que indica el riesgo de desnutrición. El instrumento de predicción en cada edad considerada (de recién nacido a 90 días y de 91 a 360 días) permite fundamentar acciones preventivas. Con esta última denominación se destaca el papel preponderante de la familia en el cuidado del niño y, en consecuencia, la importancia que debe otorgar el equipo de salud a la adecuada capacitación de los padres, a través de medios de comunicación más eficaces (41).

Regresión logística

Este procedimiento, así como el análisis discriminante, permite seleccionar entre un conjunto de indicadores aquellos que tienen mayor valor predictivo o de asociación con la variable dependiente (21, 22). La preferencia por la regresión logística se fundamentó en su mayor adecuación a la distribución de las variables biológicas y sociales en estudio, las cuales no siempre se ajustan a la curva normal, como exige ese procedimiento.

En el cuadro 2 se señalan las variables seleccionadas por el modelo de regresión logística para los dos períodos de edad considerados, así como los valores de los coeficientes de la regresión logística correspondientes a cada variable. En cada instrumento pueden incorporarse uno o dos indicadores más que, aunque no agregan mucho al índice de predicción total (tanto de los casos positivos como negativos), pueden recordar al equipo de salud la importancia de realizar algunas actividades de prevención como, por ejemplo, estimular la lactan-

cia materna y procurar ser más aceptados localmente.

Para ambos modelos (recién nacido a 90 días y 91 a 360 días de edad), el valor de p fue inferior a 0,0001 y la probabilidad de predicción de pares concordantes fue de 89,7% para el primer período y de 75,7% para el segundo. El instrumento de predicción para el primer período incluyó nueve indicadores, siete de los cuales pueden obtenerse en el consultorio durante la atención prenatal y completarse más tarde con los puntajes correspondientes al peso al nacer y a los de la patología del recién nacido. El del segundo período (91 a 360 días) incluyó solo cinco indicadores.

La calidad del instrumento de predicción se evaluó según la sensibilidad y especificidad correspondientes (42) y resultó evidentemente mejor la que se obtiene del modelo elaborado con la regresión logística, que la que resulta de la simple adición de indicadores de riesgo relativo, ya que con el primer modelo la línea que conforman los cruces de sensibilidad y especificidad queda más distante de la línea de indiferencia que une los valores 90 de sensibilidad y especificidad (figuras 4 y 5).

DISCUSION

Los resultados obtenidos muestran que se han logrado elaborar instrumentos de gran sencillez y de fácil aplicación, cuya aceptabilidad por el personal de salud local y el tiempo que demanda su aplicación se han empezado a evaluar. Una limitación del método es que estos instrumentos son confiables solo para la clientela del Sistema Nacional de Servicios de Salud en Santiago,

⁹ Las celdillas quedan definidas por la intersección de los límites de inclusión de las escalas de ambas dimensiones ("susceptibilidad" y "exposición a condiciones adversas").

CUADRO 2. Variables seleccionadas en los modelos de regresión logística para los períodos de edad de 0 a 90 días y de 91 a 360 días

Variables	0 a 90 días (N=789) ^a				91 a 360 días (N=786) ^{a,b}			
	Beta ^c	EE ^d	χ^2	p ^e	Beta ^c	EE ^d	χ^2	p ^e
Datos de la familia								
Ocupación del padre	0,6654	0,2379	7,82	0,0052	—	—	—	—
Personas en el hogar ^f	0,4116	0,1703	5,84	0,0157	—	—	—	—
Datos de la casa								
Calidad del piso	1,5145	0,3456	19,19	0,0000	0,5949	0,2460	5,85	0,0156
Combustible en la cocina	1,1622	0,3830	9,20	0,0024	—	—	—	—
Datos de la madre								
Estado civil	0,7293	0,2973	6,02	0,0142	0,2984	0,2131	1,96	0,1616
Años de instrucción	—	—	—	—	0,0433	0,0284	2,32	0,1277
Ocupación	0,8437	0,3622	5,42	0,0199	0,4392	0,2602	2,86	0,0914
Visitas prenatales ^f	0,1055	0,0482	4,80	0,0284	0,0692	0,0347	2,91	0,0878
Complicaciones en el parto	0,6062	0,2643	5,26	0,0218	—	—	—	—
Datos del recién nacido								
Orden del nacimiento	0,2445	0,1812	1,82	0,1763	0,1731	0,0665	6,83	0,0090
Peso al nacer	0,0042	0,003	122,59	0,0000	0,0009	0,0002	16,16	0,0001
Enfermedades	0,4917	0,3543	1,93	0,1652	—	—	—	—
Talla	—	—	—	—	0,1318	0,0277	22,51	0,0000

^a Véase llamada^a del cuadro 1.

^b Incluye variables medidas a los tres meses.

^c Logaritmo natural del riesgo relativo.

^d Error estándar del valor anterior.

^e Nivel de significación de la regresión logística.

^f Variables continuas. El puntaje se asigna de acuerdo con la unidad en que se mide la variable.

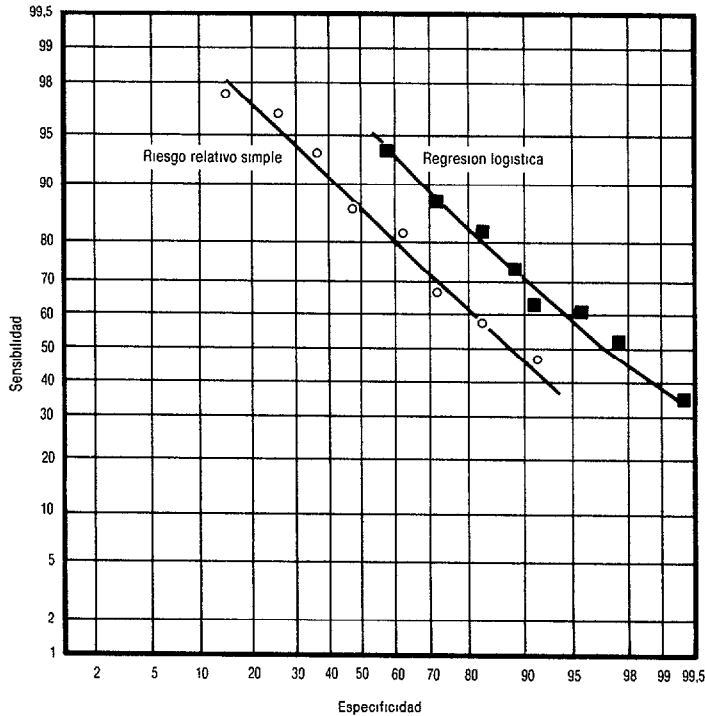
población que recibe un conjunto de prestaciones de salud (vacunación, controles por parte del equipo de salud, educación sanitaria, distribución de alimentos, entre otras), cuyos niveles de vida se ha intentado evaluar mediante un instrumento de estratificación social (IES) aplicado por los Comités de Acción Social (CAS) a nivel municipal.

La validación del instrumento en poblaciones heterogéneas exige realizar el seguimiento de cohortes similares de niños que presenten por lo menos los mismos indicadores de riesgo biomédico y de incompetencia familiar, así como otros que se asocien significativamente

con la evolución del crecimiento y que puedan identificarse en estudios exploratorios socioantropológicos especiales. A este respecto se han preseleccionado algunas áreas en diversas regiones de Chile: II (Antofagasta); V (Valparaíso); VII (Talca); VIII (Los Angeles y Chillán) y IX (Temuco), en las que se reconocen diferencias sustantivas en el nivel de vida, así como en los indicadores de salud (17).

Sin perjuicio de estos estudios, se ha validado el instrumento elaborado sobre la base del seguimiento de 876 niños durante un año, con un subgrupo de 275 niños que por causa de la migración de sus familias solo pudieron estudiarse en los primeros tres meses de vida. En comparación con el grupo de 876 niños, este subgrupo tenía mayor tasa de desnutrición (evolución des-

FIGURA 4. Relación entre sensibilidad y especificidad del riesgo relativo simple y de la regresión logística en la predicción de la desnutrición, de 0 a 90 días de edad en 876 niños



favorable del crecimiento) y se diferenciaba por el valor de algunas variables (peso al nacer, edad gestacional y estado civil de la madre); sin embargo, se ha obtenido una predicción satisfactoria, lo que se explica por la similar asociación de cada uno de los factores de riesgo con la variable dependiente en estudio. Este acierto se fundamenta en la muy semejante relación entre la sensibilidad y especificidad del grupo de 275 casos con la validación del modelo de 876 para esos mismos 275 casos.

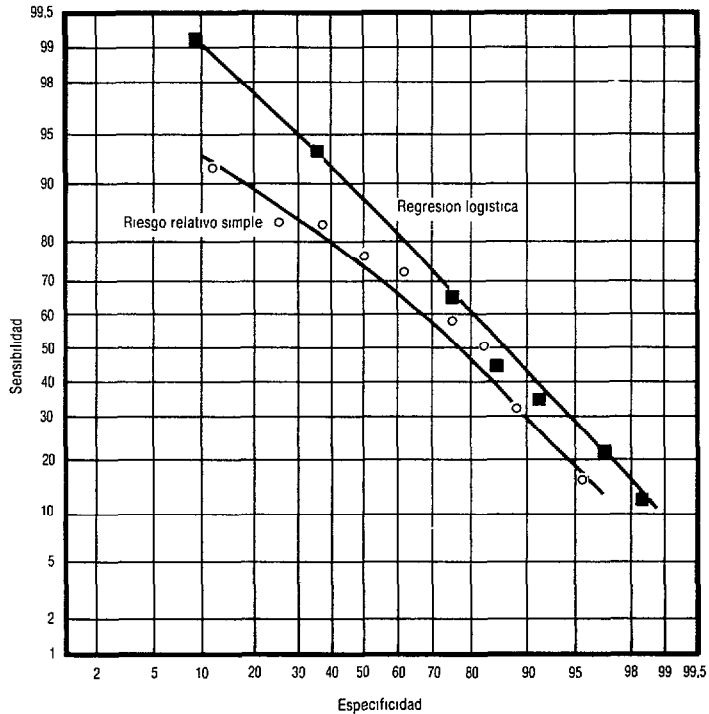
De acuerdo con estos antecedentes se podría elaborar un solo instrumento de predicción válido para todo el país, para cada uno de los períodos de edad descritos, haciendo algunas modifi-

caciones al modelo obtenido en Santiago, si bien se presume una pérdida en el nivel de predicción. Si esta fuera significativa, sería preferible mantener dos o tres modelos de predicción según el nivel de vida medio de la población.

RESUMEN

En Santiago, Chile, se realizó una investigación que muestra que la prevención primaria de las fallas del crecimiento ponderal infantil exige pronosticar en forma individual la probabilidad de que tal resultado no deseable pueda ocurrir. En este sentido, se ha probado que el enfoque de riesgo permite elaborar instrumentos de predicción con

FIGURA 5. Relación entre sensibilidad y especificidad del riesgo relativo simple y de la regresión logística en la predicción de la desnutrición (P/E) de 90 a 365 días de edad en 876 niños



escalas de puntajes basadas en el riesgo relativo, derivado tanto de la susceptibilidad del individuo y del grupo como de su nivel de exposición a condiciones adversas. En este estudio se presentan los resultados del seguimiento hasta el año de edad de 1 151 recién nacidos en cinco maternidades del Sistema Nacional de Salud del Área Metropolitana en enero de 1982, y se evalúan los efectos sinérgicos de diversas variables familiares, de la madre y del niño, con el nivel de fallas en el crecimiento infantil. Se comparan los resultados tratando los niveles de estas variables, tanto por la

técnica de riesgo relativo simple como por un modelo elaborado con el procedimiento de regresión logística y se destaca la mayor eficiencia de este último. Se hizo el seguimiento de la mayoría de los niños (876) por un año y de los restantes 275 por 90 días.

Los factores de riesgo determinan el instrumento de predicción por el método de riesgo relativo simple y permiten trazar dos escalas: de riesgo biomédico (peso al nacer y orden de nacimiento, edad y paridad de la madre, y enfermedades de la madre y del recién nacido) y de incompetencia familiar (ocupación de los padres, instrucción de la madre, calidad y condiciones sanitarias de la vivienda, y grado de uso de los servicios de salud). El punto de intersección

de ambas escalas forma la celdilla que indica el riesgo de deterioro en el crecimiento. El instrumento de predicción en cada edad considerada (de 0 a 90 días y de 91 a 360 días de edad) permite fundamentar acciones preventivas. Se considera que los puntajes propuestos podrán modificarse en la población usuaria de los servicios de salud en la medida en que se modifique no solo la situación socioeconómica y cultural de la población, sino también las características de los servicios. Se estima, asimismo, que estas serán diferentes en diferentes áreas del país, por lo que incluso puede ser necesario sustituir algunos de los indicadores que se mencionan en este estudio. □

A GRADECIMIENTO

Los autores agradecen a las siguientes personas la cooperación prestada al desarrollo de este estudio: Abraham Horwitz, Director Emérito de la Organización Panamericana de la Salud; Jean-Pierre Habicht, Universidad de Cornell, Estados Unidos de América (EUA); Norberto Dachs, Universidade de Campinas, Brasil; José Villar, Johns Hopkins University, EUA; Germán Rodríguez Galant, Universidad Católica de Chile; Fernando Monckeberg, Erica Taucher, Mirtha Díaz, Rosa Avendaño y Marcela Palma, Universidad de Chile; Arturo León, Cecilia Vargas y Mabel Anido, Sistema Nacional de Salud, Chile; Augusto Schuster, Sergio González, Fernando Symon, Eduardo Parker, Alberto Vigneau y Héctor Sánchez, Ministerio de Salud, Chile; Nicolás González, CONPAN; al personal del Instituto Nacional de Estadísticas, de la Dirección del Registro Civil y del Departamento de Control y Evaluación del Ministerio de Salud, Chile.

REFERENCIAS

- 1 Mardones-Restat, F. Evolución del peso al nacer en Chile (1977-1984). *Rev Chil Pediatr* 57(1):100, 1986.
- 2 Mardones-Restat, F. Beneficios de la Seguridad Social en el cuidado de la nutrición y salud de la madre y el niño en Chile. *Rev Chil Nutr* 12(1):23-27, 1984.
- 3 Mardones-Restat, F. Cobertura del PNAC y tasa de desnutrición en Chile (1982-83). *Rev Chil Nutr* 12(1):54-55, 1985.
- 4 Atalah, E., Puentes, R., Castillo, C. y Radvián, M. E. Programa de Alimentación Complementaria en Chile 1965-1985. *Rev Chil Pediatr* 56(5):362-368, 1985.
- 5 Miller, C. A. Infant mortality in the US. *Sci Am* 53(7):32-38, 1985.
- 6 Fineberg, H. *et al.* Infant mortality and socioeconomic conditions. Health Sciences Report I-II-85, School of Public Health, Harvard University. Citado por *Bol Vigil Epidemiol Chile* 12(141):14-15, 1985.
- 7 Organización Panamericana de la Salud. *Manual sobre enfoque de riesgo en la atención de salud*. Washington, DC, 1986. Serie Paltex 7.
- 8 Backect, E. M., Davies, A. M. y Petros-Barvazian, A. *El concepto de riesgo en la asistencia sanitaria*. Ginebra, Organización Mundial de la Salud, 1985. Cuaderno de Salud Pública 76.
- 9 Suárez-Ojeda, E. N. El enfoque de riesgo en la atención perinatal y maternoinfantil. *Bol Of Sanit Panam* 92(6):482-493, 1982.
- 10 Prindle, R. R. y Gómez, C. Y. Identification of maternal risk by the PAHO/WHO system. Washington, DC, Organización Panamericana de la Salud, 1973. Documento mimeografiado.
- 11 Osuna, J. Enfoque de riesgo en la atención maternoinfantil y atención primaria en las

- Américas. In: *Salud materno-infantil y atención primaria en las Américas. Hechos y tendencias*. Washington, DC, Organización Panamericana de la Salud, 1984. Publicación Científica 461, pp. 16-24.
- 12 Plaut, R. Análisis de riesgo. Alcance y limitaciones para el administrador de salud. *Bol Of Sanit Panam* 96(4):296-306, 1984.
 - 13 Bertoni, N., Serrano, C., Sarue, E. y Díaz, A. *Manual sobre enfoque de riesgo y salud*. Montevideo, Instituto Interamericano del Niño, 1983.
 - 14 Organización Mundial de la Salud. Risk approach for maternal and child health. A selected annotated bibliography. Ginebra, 1981. Documento MCH/RA/81.1. Documento mimeografiado.
 - 15 Estados Unidos de América. National Research Council. *Risk Assessment in the Federal Government*. Washington, DC, National Academy Press, 1983.
 - 16 Estados Unidos de América. Institute of Medicine. *Preventing Low Birthweight*. Washington, DC, National Academy Press, 1985.
 - 17 Chile. Ministerio de Salud. *Normas de atención infantil y del adolescente*. Santiago, 1982.
 - 18 González, J., Tironi, T., Parodi, L., Vargas, A., Oyarzún, M., Numair, L. y Hein, G. Validación de la escala de riesgo del programa infantil a nivel local. *Cuad Med Soc* 26(4):147-151, 1985.
 - 19 Jones de Mardones, G. y Mardones-Restat, F. Predicción del riesgo de desnutrirse del recién nacido. Diseño metodológico. Informe a CONPAN, Ministerio de Salud de Chile. Santiago, enero de 1982. Documento mimeografiado.
 - 20 Jones de Mardones, G., Mardones-Restat, F. y León B. A. Predicción del riesgo de desnutrirse. Informe de avance a CONPAN, Ministerio de Salud de Chile. Santiago, mayo de 1982. Documento mimeografiado.
 - 21 Jones de Mardones, G., Mardones-Restat, F., León B. A. y Vargas, C. Informe final a CONPAN, Ministerio de Salud de Chile. Santiago, septiembre de 1982. Documento mimeografiado.
 - 22 Mardones-Restat, F. y Jones de Mardones, G. A malnutrition risk assessment instrument. Preliminary report. Washington, DC, BOS-TID/National Research Council, 3 a 7 de enero de 1983. Documento mimeografiado.
 - 23 Jones de Mardones, G. y Mardones-Restat, F. Competencia familiar y desnutrición del lactante. *Rev Chil Nutr* 12(2):128, 1984.
 - 24 Mardones-Restat, F., Jones de Mardones, G., Díaz, M. y Villar, J. Instrumento predictor de falla en el crecimiento infantil. *Rev Chil Nutr* 12(2):132, 1984.
 - 25 Mardones-Restat, F. y Jones de Mardones, G. Report of the first phase of a research related with a malnutrition risk assessment instrument. Washington, DC, National Academy of Sciences, 23 a 27 de septiembre de 1985. Documento mimeografiado.
 - 26 Mardones-Restat, F., Jones de Mardones, G. y Díaz, M. Un predictor de la desnutrición infantil. Trabajo presentado en las XI Jornadas Chilenas de Pediatría, celebradas en Santiago, Chile, del 28 al 30 de noviembre de 1985. Documento mimeografiado.
 - 27 Bradley, E. The efficiency of logistic regression compared to normal discrimination analysis. *J Am Stat Assoc* 70(3):892-898, 1975.
 - 28 Press, J. y Wilson, S. Choosing between logistic regression and discrimination analysis. *J Am Stat Assoc* 73(4):699-705, 1978.
 - 29 Harrel, F. E. *The Logistic Procedure SUGI SAS. Supplemental Library User's Guide*. Cary, North Carolina, SAS Institute Inc., 1983.
 - 30 Monckeberg, F. *Política de alimentación en Chile*. Santiago, Consejo para la Alimentación y Nutrición, CONPAN, 1975.
 - 31 González, N. y Sánchez, H. Políticas de alimentación y nutrición en Chile. *Cuad Med Soc* 21:18-27, 1984.
 - 32 Mardones, J. *La reforma de la Seguridad Social del obrero en Chile*. Santiago, Editorial Jurídica de Chile, 1954.
 - 33 Chile. Ministerio de Salud. *Atenciones y recursos 1975-1984*. Santiago. Publicación anual.
 - 34 Monckeberg, F., Valientes, S. y Mardones-Restat, F. Desnutrición y mortalidad infantil en Chile en los últimos 20 años. *Rev CRECES* No. 10, octubre de 1984.
 - 35 Sempé, M. Surveillance de la croissance de l'enfant. Références pratiques. *Les concours médicales* No. 43, 24 de octubre de 1964.

- 36 Organización Mundial de la Salud. A growth chart for international use in maternal and child health care, 1978. (Based on the report of a consultation organized on Growth Charts, 1972.) Ginebra, 1978. Documento mimeografiado.
- 37 Organización Panamericana de la Salud. *Ficha de crecimiento para uso internacional en el cuidado de la salud materna e infantil. Guía para el personal de atención primaria de salud.* Washington, DC, 1981. Publicación Científica 457.
- 38 Jones de Mardones, G. y Mardones-Restat, F. Investigaciones operativas en programas de prevención integral de la desnutrición. *Cuad Med Soc* 21:39-53, 1980.
- 39 Schiaffino, A., Poch, A., Esoín, F., Jones de Mardones, G. y Mardones-Restat, F. *Mortalidad infantil en Uruguay.* Montevideo, Organización Panamericana de la Salud, Organización Mundial de la Salud, Fondo de las Naciones Unidas para Actividades de Población y Ministerio de Salud del Uruguay, 1983.
- 40 Kleinman, D. G., Kupper, L. L. y Morgenstern, H. *Epidemiologic research.* Belmont, California, Wadsworth Inc., 1982.
- 41 Mardones-Restat, F. Salud y bienestar familiar. Informe presentado al Programa de Salud Materno-infantil de la Organización Panamericana de la Salud, Santiago, 22 de mayo de 1984. Documento mimeografiado.
- 42 Habicht, J. P., Meyer, L. D. y Brownie, C. Indicator for identifying and counting the improperly nourished. *Am J Clin Nutr* 35:1241-1254, 1982.

SUMMARY

PREDICTION OF GROWTH DEFICIENCIES IN CHILDREN UNDER ONE YEAR

Research carried out in Santiago, Chile, showed that primary prevention of deficient weight gains during infancy required evaluation of the likelihood of this unwanted outcome in individual children. In this regard, the risk approach has proven useful for developing predictive tools with scoring curves based on relative risk, derived from both individual and group susceptibilities and exposure levels to adverse conditions. This study presents the results of the monitoring from birth to one year of age of 1 151 infants born during January 1982 at five maternity hospitals of the National Health System of the Metropolitan Area, and evaluates the synergistic effects of various variables pertaining to the mother and the child with the level of child growth deficiencies. The results of using these variables in both the simple relative risk technique and the logistic regression procedure were compared, and the latter was found to be more effective. Most of the

children (876) were followed for a year, the remaining 275 being followed for 90 days.

The risk factors are the predictive tool utilized by the simple relative risk method, and they permit two curves to be plotted: biomedical risk (which considers birth weight, birth order, age and parity of the mother, and diseases of the mother and newborn), and family incompetence (which takes into account parental occupation, mother's education, the quality and sanitary conditions of housing, and the degree of use of the health services). The point where both curves intersect forms the area that indicates the risk of growth deficiency. Use of the predictive tool for each age studied (from 0 to 90 days and 91 to 360 days) permits preventive actions to be taken. It is felt that improvement in the risk scores found for the users of the health services will depend on changes not only in the socioeconomic and cultural conditions of the population, but also in the characteristics of services. It is also noted that these characteristics will vary in different areas of the country, and consequently it may be necessary to replace some of the indicators used in this study.