

IDENTIFICACIÓN DE EMBARAZOS DE ALTO RIESGO DE BAJO PESO AL NACER EN ZONAS URBANAS DE AMÉRICA LATINA: II. ÍNDICE SIMPLIFICADO DE DETECCIÓN PRECOZ EN LA CIUDAD DE GUATEMALA¹

————— E. Kestler^{2,3}, J. Villar^{3,4}, L. Bolaños³ y W. Calvert⁴ —————

En los países en desarrollo hace falta un instrumento empírico sencillo para identificar a embarazadas en alto riesgo de dar a luz un hijo de bajo peso. Tal instrumento ayudaría a reducir la incidencia de bajo peso al nacer, ya que permitiría brindar a estas madres cuidados prenatales apropiados. El propósito del presente estudio fue crear un instrumento de este tipo a partir de datos obtenidos antes de la 26a semana de gestación en una población compuesta de 17 135 embarazadas de la Ciudad de Guatemala. El instrumento, al parecer, podría servir para detectar el riesgo de bajo peso al nacer en las poblaciones urbanas de otros países en desarrollo.

El bajo peso al nacer, definido como un peso al nacer inferior a 2 500 g, es uno de los problemas de salud materno-infantil más importantes de los países desarrollados y en desarrollo. Su incidencia varía desde un mínimo de 3,6% en Suecia hasta un má-

ximo de 40% en algunas partes de la India y Guatemala (1). Los niños con bajo peso al nacer corren un mayor riesgo de morbilidad y mortalidad neonatal (2, 3), y entre ellos los índices de crecimiento y desarrollo neurológico posnatales anormales son más altos que en el grupo de peso normal al nacer (4-6).

Si se identificaran precozmente los embarazos de alto riesgo de bajo peso al nacer se podrían hacer intervenciones prenatales apropiadas, y si esto no fuera posible, al menos se podría brindar una buena atención al lactante en el momento de nacer.

En la literatura médica se han descrito varios índices de riesgo obstétrico cuyo objetivo es detectar precozmente los embarazos de alto riesgo de bajo peso al nacer. Con dos excepciones (7, 8), estos índices se han basado en las poblaciones de países desarrollados.

¹ Este estudio contó con el apoyo del Consejo de Ciencias y Tecnología para el Desarrollo Internacional (BOSTID), Academia Nacional de Ciencias, Estados Unidos de América, (subvención No. REA GT 4-84-2). Se publicará en el *Bulletin of the Pan American Health Organization*, Vol. 25, No. 2, 1991, con el título "Epidemiologic identification of infants with low birth weight in urban areas of Latin America: II. A simplified risk score for early prenatal identification in an urban area of Guatemala City".

² Centro Colaborador de la Organización Mundial de la Salud para Actividades de Atención Perinatal, Centros para el Control de las Enfermedades, División de Salud Reproductiva, Atlanta, Georgia, Estados Unidos de América. Dirección postal: Division of Reproductive Health, Centers for Disease Control, 1600 Clifton Road, NE, Building 1/4054 C06, Atlanta, Georgia 30333, EUA.

³ Instituto Guatemalteco de Seguridad Social, Hospital de Ginecología y Obstetricia, Unidad de Investigación Perinatal, Ciudad de Guatemala.

⁴ National Institutes of Health, National Institute of Child Health and Human Development, Preventive Research Program, Bethesda, Maryland, EUA.

La revisión de la literatura revela que varios problemas metodológicos y prácticos menoscaban la utilidad de los índices. Las variables del desenlace que se busca medir (incluido el bajo peso al nacer) raras veces se definen claramente. El bajo peso al nacer suele expresarse como "prematuridad", y aparece como variable independiente solamente en uno de los índices (9). Muchos de los índices de riesgo se calculan según muestras ponderales arbitrarias basadas en observaciones clínicas, y raras veces según pesos derivados de estadísticas (10-12). Por otra parte, los índices de riesgo de origen estadístico son demasiado complejos para ser útiles en países en desarrollo (13, 14). Aunque los índices de riesgo de dos de los estudios se basaron en las poblaciones de estos países (7, 8), las desigualdades socioculturales de la población y los problemas metodológicos surgidos al calcular los índices limitaron su utilidad para predecir el bajo peso al nacer. El índice de Lechtig para predecir el bajo peso al nacer en las zonas rurales de Guatemala (7) es sencillo y tiene grados aceptables de capacidad de pronóstico, pero no es útil en un medio urbano porque entre este y el medio rural existen grandes diferencias en cuanto a una de las variables principales, la de "características de la vivienda". La medida de riesgo de Fortney y Whitehorne (8), establecida en Colombia, incluye datos que deben obtenerse durante el trabajo de parto, y por lo tanto es de poco valor para la detección precoz y remisión de madres expuestas a un alto riesgo.

Lo anterior indica que en los países en desarrollo no existe todavía un instrumento empírico sencillo para identificar los embarazos de alto riesgo de bajo peso al nacer. Este tipo de instrumento podría proporcionar información muy útil para distribuir racionalmente los recursos de atención perinatal y permitiría la asignación de métodos diagnósticos y tratamientos más modernos a las madres y neonatos expuestos a un alto riesgo de morbilidad y mortalidad como consecuencia del bajo peso al nacer.

Nuestra población de estudio se obtuvo en los dispensarios de atención prenatal del Hospital de Ginecología y Obstetricia del Instituto Guatemalteco de Seguridad Social en la capital de Guatemala. Se trata de un hospital de 230 camas donde se atienden los partos de todas las habitantes de la ciudad que pueden afiliarse al sistema de seguridad social. En otro artículo hemos descrito detalladamente los recursos usados en nuestro estudio y las características de la población estudiada (15).

En el estudio participaron las embarazadas que acudieron por primera vez al dispensario de atención prenatal del hospital entre el 1 de abril de 1984 y el 10 de enero de 1986. Se excluyó a las mujeres que no recibieron atención prenatal (9% de los partos atendidos en el hospital) o que fueron atendidas en los dispensarios periféricos (22% del total de partos). En el segundo caso, la restricción se impuso porque en los dispensarios periféricos no era posible aplicar los procedimientos estándares apropiados ni controlar la calidad de los datos. En total, 17 135 mujeres se alistaron en el estudio en el momento de inscribirse en uno de los dispensarios del hospital después de haberse confirmado su embarazo en el propio dispensario o en un laboratorio. Durante cada consulta subsiguiente, el médico o enfermera de turno llenó una ficha de antecedentes médicos para cada embarazada y un trabajador del servicio social obtuvo los datos sociodemográficos. El formulario, que forma parte de los registros de atención prenatal del hospital, se ajusta al formato propuesto por la OPS para América Latina (16).

Después de cada consulta prenatal, el personal a cargo del estudio resumió el contenido de la ficha médica y del formulario preparado por el trabajador del servicio social, transfiriéndolo a otro formulario de recolección de datos precodificado que se preparó especialmente para este estudio. Los entrevistadores visitaron a cada participante

durante el parto y antes de su egreso para complementar los datos previamente obtenidos y minimizar la posible omisión de valores del conjunto de datos final.

Antes de iniciar la recolección de datos durante el período de estudio, se instituyó un sistema de normalización y control de calidad para todas las variables de desenlace con objeto de reducir al mínimo la influencia externa de las variaciones en los métodos usados por distintos individuos para recolectar los datos. Se estudió la concordancia entre calificadores (17) para demostrar la validez de estos procedimientos y evaluar la confiabilidad de los datos recogidos.

Los médicos recopilaron los datos correspondientes a 97 variables antes y después de la 26a semana de gestación de las pacientes. Estas variables se referían a situación sociodemográfica, trabajo y actividad física durante el embarazo, antecedentes obstétricos, afecciones médicas y atención prenatal recibida. La principal variable de desenlace fue el bajo peso al nacer, definido como un peso no mayor de 2 500 g. Para determinar la edad gestacional del bebé se usaron la fecha del último período menstrual de la madre y el examen físico del recién nacido (18).

El índice de riesgo se calculó tomando una muestra aleatoria de 30% de la población total del estudio ($n = 5\ 125$). Luego se calcularon la razón de productos cruzados (RPC) y un intervalo de confianza de 95% para todas las variables empleadas en el análisis univariante, reservando ciertas variables para un análisis ulterior si su RPC era significativa con un nivel de $P < 0,10$, si mostraban una tendencia de carácter biológico a afectar la variable de desenlace o si su asociación con el peso al nacer en otras poblaciones era bien conocida.

El próximo paso fue agrupar las variables en las siguientes categorías: 1) trabajo y actividad física de la madre, 2) indicadores socioeconómicos, 3) antecedentes obstétricos, 4) asuntos relacionados con el embarazo en curso y la atención prenatal, in-

cluidos los medicamentos o tratamientos recibidos durante la gestación, y 5) estado nutricional de la madre. Se analizó cada categoría por separado aplicando un modelo de regresión logística (19). Después de efectuar estos subanálisis y de controlar el efecto de las otras variables, elegimos las variables con significación estadística a un nivel de $P < 0,05$ para su consideración en el modelo final. Por último hicimos un análisis de regresión múltiple, empleando el modelo logístico, para escoger las variables con un valor predictivo independiente del riesgo más alto de bajo peso al nacer observado en esta población.

A continuación convertimos los coeficientes de regresión logística obtenidos en este modelo final en razones de productos cruzados. Estas se emplearon para determinar el peso relativo de cada variable en el índice de riesgo, el cual se evaluó, a su vez, mediante su aplicación a la muestra de 6 542 mujeres elegibles que habían recibido atención prenatal en el dispensario del hospital antes de la 26a semana de gestación, pero que no se habían incluido en el análisis previo. Usando este grupo como muestra, se evaluaron la sensibilidad, especificidad y valor predictivo de una escala de índices de riesgo (20). También trazamos un cuadro de sensibilidad frente a especificidad para diversos índices de riesgo con el fin de poder escoger el más apropiado como punto de corte para identificar a madres con un alto riesgo de tener hijos con bajo peso al nacer (21).

RESULTADOS

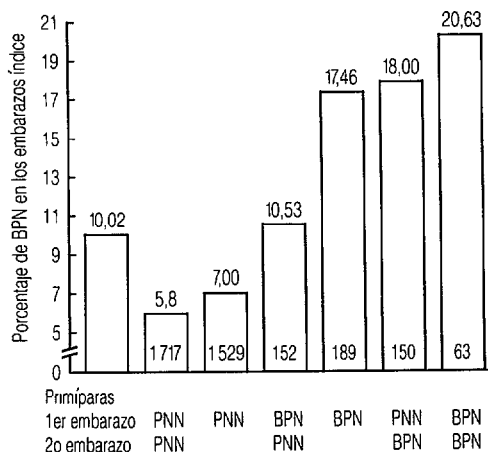
En el análisis univariante que se usó para calcular la RPC y el intervalo de confianza (IC) de 95%, ni los indicadores socioeconómicos (estado civil, saneamiento, zona de residencia, promedio de personas por habitación, abastecimiento de agua domiciliario, clase de construcción del piso de la casa e ingreso mensual per cápita) ni las variables relacionadas con el trabajo y la actividad física de la madre durante el embarazo produjeron RPC con significación estadística.

Sin embargo, el antecedente de bajo peso al nacer en los dos embarazos anteriores mostró una relación estrecha con la repetición del problema en el parto siguiente (figura 1). Entre las madres que habían tenido dos hijos con peso normal al nacer (>2 500 g), la incidencia de bajo peso en el tercer nacimiento fue de 5,8% solamente. En cambio, después de dos antecedentes de bajo peso al nacer, la incidencia de esta complicación en el tercer embarazo fue de 20,6%.

El peso al nacer registrado en el último embarazo fue el factor de mayor influencia en el peso al nacer del próximo recién nacido. Como se indica en la figura 1, el nacimiento de un niño con peso normal seguido de otro de bajo peso se acompañó de una incidencia de bajo peso al nacer de 18,0% en el tercer neonato. En cambio, en el caso inverso —esto es, el nacimiento de un niño con bajo peso al nacer seguido de uno nacido con un peso normal— la incidencia de bajo peso al nacer en el siguiente parto fue de solo 10,5%.

El análisis multivariante reveló que la presencia de un trastorno patológico durante el embarazo (infecciones respiratorias antes de la 26a semana de gestación, hemorragia vaginal, cardiopatía, hipertensión

FIGURA 1. Influencia del peso al nacer de los hijos anteriores de las embarazadas índice en el de los lactantes estudiados. Guatemala, 1987



PNN = peso normal al nacer, BPN = bajo peso al nacer

y diabetes) tuvo un efecto independiente en el aumento del riesgo de bajo peso al nacer. Las madres que acudieron por primera vez al dispensario de atención prenatal después de la 19a semana de gestación tuvieron una RPC de 1,53; IC = 95%, 1,08–2,18. Las madres mayores de 35 años mostraron un riesgo doble de dar a luz hijos con bajo peso al nacer en comparación con las otras madres incluidas en la muestra. Al parecer, las madres menores de 17 años también fueron más proclives a dar a luz hijos con bajo peso al nacer (RPC de 1,98; IC = 95%, 0,90–4,37), comparadas con las del grupo de 17 a 19 años (RPC de 1,53; IC = 95%, 0,98–2,40), aunque las asociaciones observadas no tuvieron significación estadística. Un caso previo de bajo peso al nacer se asoció con un mayor riesgo futuro y se obtuvo una RPC de 5,55 en los casos en que el último niño había pesado menos de 1 500 g, y de 2,18 si había pesado de 1 500 a 2 500 g. Dos indicadores del estado nutricional de la madre en los primeros meses del embarazo —un peso menor de 47 kg en la primera consulta (RPC de 1,73; IC = 95%, 1,10–2,71) y un aumento ponderal menor de 21 g semanales (RPC de 1,85; IC = 95%, 1,19–2,87), también guardaron una estrecha relación con el bajo peso al nacer, independientemente de otros factores nutricionales. Por último, la altura uterina inferior al décimo percentil se asoció con un riesgo aumentado de bajo peso al nacer (RPC de 1,78; IC = 95%, 1,32–2,40).

Todas las variables identificadas en el análisis de los subgrupos se incluyeron en el modelo final de regresión logística para determinar cuáles contribuían independientemente a la insuficiencia de peso al nacer, después de controlar el efecto de las otras variables del modelo (cuadro 1). Usamos estas últimas variables para calcular una escala de índices de riesgo multiplicando la RPC de cada variable por 5,0063 y redondeando la cifra para obtener un número entero que representara el índice de riesgo correspondiente a esa va-

CUADRO 1. Razón ajustada de productos cruzados^a de las variables relacionadas con bajo peso al nacer (BPN) en 5 125 embarazadas tomadas al azar de la población muestral. Análisis de regresión logística: número de niños con bajo peso al nacer = 429, regresión logística = 364; número de la muestra total = 5 125, regresión logística = 4 447

Variable	Razón de productos cruzados	Intervalo de confianza de 95%	Índice de riesgo ^b	Incidencia de BPN (%)	Total de BPN (%)
Padecimiento médico	1,84	1,07–3,16	9	14,71	4,66
Infección respiratoria	2,77	1,16–6,57	14	18,75	2,10
Primera consulta después de la 19a semana	1,74	1,22–2,49	9	10,20	26,11
Edad materna >35 años	1,81	1,07–3,09	9	11,10	6,80
Último peso al nacer:					
<1 500 g	6,38	2,52–16,14	32	33,30	2,80
1 500–2 500 g	1,68	1,10–2,54	8	16,71	14,22
>3 000 g	0,58	0,42–0,81	–8	5,25	25,87
Peso materno <47 kg en la primera consulta	2,09	1,47–2,99	10	13,50	32,63
Aumento de peso materno (g/semana)					
<21 g	1,55	1,07–2,24	8	11,15	27,20
<132 g	1,41	0,97–2,05		9,37	23,35
Altura uterina:					
1 valor <10o percentil	1,78	1,32–2,40	9	13,65	17,25

^a Las razones ajustadas de productos cruzados se obtuvieron a partir del antilogaritmo natural del coeficiente de regresión logística

^b El índice de riesgo se obtuvo multiplicando la razón de productos cruzados de cada variable por un factor de escalamiento de 5,0063 para obtener un máximo de 100, si una embarazada tuviera todos los factores de riesgo (incluido un último hijo nacido con un peso menor de 1 500 g).

riable. Luego, al sumar los índices correspondientes a las variables presentes en cada caso, se pudo asignar un índice total (correspondiente al riesgo de bajo peso al nacer) a cada embarazada antes de la 26a semana de gestación. Se podía obtener un índice máximo de 100 si estaban presentes todas las variables adversas.

Cuando se asignaron índices de riesgo a las 6 542 mujeres participantes que habían recibido atención prenatal en el dispensario del hospital, pero que se habían excluido del análisis anterior, se descubrió, como era de esperarse, que los índices de corte relativamente altos acompañados de una mayor sensibilidad reducían la especificidad. En el cuadro 2 se presenta el patrón observado. En nuestro estudio, se descubrió que el uso de un índice de riesgo de 5 a 10 para identificar a las madres con altas probabilidades de tener hijos con bajo peso al nacer produjo una

sensibilidad de 42 a 64% y una especificidad de 57 a 76%.

Naturalmente, en una situación particular el punto de corte óptimo dependerá de factores que se relacionan con el tratamiento médico y los servicios de salud accesibles a la población. También es cierto que habrá variaciones en la sensibilidad y especificidad detectadas en las distintas poblaciones debido, entre otras cosas, a la incidencia local de nacimientos de bajo peso. Asimismo, el porcentaje de resultados positivos falsos y el valor predictivo positivo de los índices de riesgo (que es igual a 100 menos el porcentaje de resultados positivos falsos) están determinados, en gran parte, por la incidencia de bajo peso al nacer en la población

CUADRO 2. Distribución acumulativa según el índice de riesgo total de las 6 542 mujeres a las que se asignaron las medidas del cuadro 1, mostrando la distribución de embarazos con bajo peso al nacer (BPN) pronosticada al adoptar cada medida individual como punto de corte, junto con la sensibilidad, especificidad y porcentaje de resultados positivos falsos correspondientes

Índice	Mujeres con un índice de riesgo igual o mayor		Partos con BPN		Sensibilidad	Especificidad	Tasa de resultados positivos falsos
	(No.)	(%)	(No.)	(%)			(%)
30	99	1,5	28	4,6	4	98	71
29	103	1,5	30	4,9	4	98	70
28	141	2,1	41	6,7	6	98	70
27	234	3,5	62	10,2	10	97	73
26	245	3,7	65	10,7	10	96	73
25	272	4,1	72	11,8	11	96	73
24	278	4,2	75	12,3	12	96	73
23	285	4,3	76	12,5	12	96	73
22	290	4,4	76	12,5	12	96	73
20	320	4,8	82	13,5	13	95	74
19	554	8,4	119	19,6	19	92	78
18	776	11,8	149	24,5	24	89	80
17	1 000	15,2	181	29,8	29	86	81
16	1 027	15,6	185	30,4	30	85	81
14	1 048	16,0	185	30,4	30	85	82
11	1 534	23,4	242	39,8	39	78	84
10	1 643	25,1	258	42,5	42	76	84
9	2 375	36,3	339	55,8	55	65	85
8	2 880	44,0	389	64,0	64	68	86
5	2 895	44,2	390	64,2	64	57	86
2	3 084	47,1	403	66,3	66	54	86
1	3 194	48,8	411	67,7	67	53	87
0	5 112	78,1	554	91,2	91	23	89
-1	5 315	81,2	559	92,0	92	19	89
-8	6 542	100,0	607	100,0	100	0	90

correspondiente. Por lo tanto, hay que tener en cuenta que los resultados aquí citados corresponden a la población de este estudio solamente.

Como se advierte en el cuadro 2, hemos calculado la proporción de la población incluida al aplicar diferentes puntos de corte y la capacidad de pronóstico de bajo peso al nacer que se habrían obtenido tomando cada índice de riesgo como punto de corte. Por ejemplo, si los 1 534 embarazos con un índice de riesgo de 11 puntos o más (23,4%) se hubieran incluido en el grupo de alto riesgo de bajo peso al nacer, se habrían pronosticado 39,8% de los casos con esta característica, con una sensibilidad de 39%, una especificidad de

78% y una tasa de resultados positivos falsos de 84%.

En el cuadro 3 se presenta el riesgo atribuible poblacional⁵ (*population at-*

⁵ El riesgo atribuible poblacional (como porcentaje del riesgo total) se expresa en la siguiente ecuación:

$$\text{Riesgo atribuible (\%)} = \frac{100F(RPC - 1)}{1 + F(RPC - 1)}$$

donde F es la porción decimal de la población que tiene el factor de riesgo y RPC la razón de productos cruzados

CUADRO 3. Porcentajes de riesgo atribuible a las variables directamente relacionadas con el bajo peso al nacer ($P < 0,05$)

Variable	Razón ajustada de productos cruzados	Población que tiene el factor de riesgo (%)	Riesgo atribuible poblacional (%)
Padecimiento médico	1,84	2,70	2,2
Infección respiratoria	2,77	0,94	0,9
Primera consulta después de la 19a semana	1,74	23,11	18,7
Edad materna >35 años	1,81	5,10	4,8
Último peso al nacer:			
<1 500 g	6,38	1,03	1,0
1 500–2 500 g	1,68	10,13	9,1
Peso materno <47 kg en la primera consulta	2,09	20,56	17,0
Aumento de peso materno (g/semana)			
<21	1,55	19,96	16,6
<132	1,41	20,38	16,9
Altura uterina:			
1 valor <10o percentil	1,78	10,60	9,5

tributable risk) para las diversas variables significativamente asociadas con el riesgo de bajo peso al nacer, entendiéndose por riesgo atribuible poblacional el grado en que podría reducirse la variable de desenlace (en este caso, BPN) si se eliminara de la población el factor de riesgo correspondiente. Este valor se calculó para todos los factores de riesgo presentados en el cuadro 1, tomándose como base la prevalencia de cada factor en la población estudiada y su RPC.

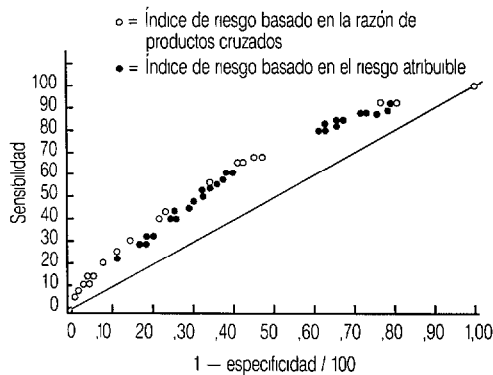
Estos cálculos permiten obtener una idea de la medida en que los programas preventivos podrían reducir la incidencia de la variable de desenlace, en lo cual influye mucho la prevalencia del factor de riesgo correspondiente. Por ejemplo, como se indica en el cuadro 3, las mujeres de nuestra población que recibieron atención prenatal tardía o que estaban en mal estado nutricional antes del embarazo y en sus primeros meses dieron a luz hasta 19% de los niños con bajo peso al nacer, aunque las RPC fueron relativamente bajas. En cambio, mientras que factores como las infecciones respiratorias durante el embarazo y el nacimiento de un hijo previo con un peso menor de 1 500 g constituyeron ries-

gos relativamente altos, la reducción de estos factores habría contribuido muy poco a reducir la incidencia de bajo peso al nacer, ya que su prevalencia es baja.

También trazamos una curva de las características operativas del receptor (*receiver operating characteristic curve*) (22) para ilustrar la relación entre la sensibilidad y especificidad con distintos puntos de corte. Esta curva, en la cual se representan en el eje X los valores recíprocos de la especificidad, se presenta en la figura 2. Según este esquema, cuanto más cerca esté un punto de la línea diagonal, menor será el valor predictivo atribuible al punto de corte del índice de riesgo que representa.

Esta curva se puede emplear para escoger el punto de corte óptimo para la medida de riesgo que debe utilizarse cuando hay varios conjuntos de variables o cuando es preciso comparar las medidas anteriores. Por ejemplo, en la figura 2 se comparan los índices de riesgo que reflejan la RPC (los únicos

FIGURA 2. Curva de las características operativas del receptor en lo que respecta a las medidas de riesgo de 6 542 embarazadas expuestas al riesgo de tener hijos con bajo peso al nacer



índices de riesgo que hemos empleado hasta ahora) (véase la figura 1) con otros que representan los riesgos atribuibles poblacionales (esta escala de índices de riesgo aparece en la columna de la derecha del cuadro 3). No se observaron diferencias significativas en los resultados obtenidos con los dos métodos.

DISCUSIÓN

Hemos descrito la derivación de un índice de riesgo que podría ser útil en los países en desarrollo para detectar a las mujeres en alto riesgo de tener hijos de bajo peso al nacer, habiéndose escogido este último parámetro como variable de desenlace por ser la variable dependiente más sencilla y la más citada en estudios similares. Sin embargo, apreciamos que el bajo peso al nacer (BPN) es un síndrome heterogéneo (1, 23) y que sus dos causas, la prematuridad y el retraso del crecimiento intrauterino, pueden asociarse con varios factores de riesgo (23).

Las variables que se eligieron usando un modelo de regresión logística múltiple son similares a las que ya se han asociado con el bajo peso al nacer en otras investigaciones. Diversas complicaciones médicas en etapa temprana del embarazo son indicadores conocidos del estado de salud materno pregestacional (8). Se sabe que el

efecto de una atención prenatal tardía, determinado por la edad gestacional en la primera consulta, también es un factor de riesgo que se asocia con un desenlace gestacional adverso (8, 24), aunque se ha sugerido que este efecto puede deberse a algunas limitaciones metodológicas propias de los estudios publicados (25, 26). Otro factor de riesgo muy conocido —el antecedente de haber dado a luz hijos con bajo peso al nacer o de corta edad gestacional (27)— también constituye un factor de riesgo conocido de prematuridad (28) y de retraso del crecimiento intrauterino (29).

El peso de la madre antes del embarazo y su aumento de peso a comienzos del mismo son dos indicadores del estado nutricional materno que también guardan relación con el bajo peso al nacer (30). Veinte por ciento de las mujeres incluidas en nuestro estudio aumentaron menos de 21 g a la semana y 70% de estas (14% del total) perdieron peso. La relación observada con el bajo peso al nacer subraya la importancia del aumento de peso en los primeros meses del embarazo para “abrir paso” al crecimiento fetal en las últimas etapas de la gestación. Además, nuestros datos confirman que la medición sistemática de la altura uterina es un método excelente para vigilar el crecimiento fetal (20, 31–33).

Descubrimos que las infecciones respiratorias tienen un efecto independiente muy marcado en el bajo peso al nacer, pero como consecuencia de su baja prevalencia en la población estudiada (0,94%), influyeron muy poco en la incidencia total de bajo peso al nacer (riesgo atribuible = 1,0%; véase el cuadro 3).

Las infecciones respiratorias podrían tomarse como indicadoras del estado de salud materno en general sin influencia directa en el bajo peso al nacer. Sin embargo, el hecho de que hayan mostrado una asociación independiente significativa con el bajo peso sin ninguna interacción con otros indicadores del estado nutricional materno más

bien señala la existencia de una relación causal o directa. En fecha reciente, se ha dado a conocer que el tratamiento con eritromicina previene el bajo peso al nacer (34), lo cual podría deberse, al menos parcialmente, a su eficacia contra las infecciones respiratorias y vaginales (34).

En nuestro esquema de índices de riesgo se emplean datos obtenidos antes de la 26a semana de gestación. Los datos correspondientes a algunas de las variables (por ejemplo, la edad materna y el peso al nacer del último hijo) se pueden obtener en cualquier etapa del embarazo, pero otros (por ejemplo, el aumento de peso y la altura uterina) requieren una consulta prenatal temprana. En nuestro análisis toda la información se recolectó antes de la 26a semana del embarazo. Si durante ese período se logra identificar a las madres con embarazos de alto riesgo, cualquier intervención destinada a prevenir el bajo peso al nacer podría dar buenos resultados. Después de la 26a semana, la factibilidad de prevención sería menor y la remisión de las pacientes a un centro obstétrico de atención terciaria podría ser el único recurso disponible para hacer frente a cualquier problema detectado.

Los resultados deficientes de los índices de riesgo publicados hasta ahora podrían deberse a varios problemas metodológicos. Por una parte, la variable de resolución pocas veces se expresa claramente (8). Además, los índices de riesgo a menudo se evalúan sin aplicar los métodos epidemiológicos más apropiados (20); otras veces estos métodos están mal explicados en las publicaciones y el lector carece de la información que necesita para hacer la evaluación. En ocasiones se detecta el problema cuando el embarazo está tan avanzado que la intervención preventiva es ineficaz (8). También se da el caso de que el peso de cada variable se determina mediante técnicas estadísticas inapropiadas. En nuestro análisis hemos tratado de superar todas esas limitaciones.

En el presente estudio no fue posible controlar el efecto del tratamiento en el resultado del embarazo. Es posible que los médicos, al basar el tratamiento en un factor de riesgo conocido, hayan impedido un resultado desfavorable. Una madre clasificada inicialmente como de alto riesgo podría dar a luz un niño normal (con un peso al nacer mayor de 2 500 g) como consecuencia del tratamiento, y sería registrada en la evaluación como un resultado positivo falso. No obstante, si bien es probable que tales errores de clasificación afecten las variables de desenlace que tienen que ver con la defunción o la morbilidad, es menos probable que influyan en el peso al nacer, sobre todo en el presente estudio, en que no se hizo ninguna intervención especial. Esto no descarta la posibilidad de que la tasa elevada de resultados positivos falsos que se obtuvo al emplear nuestros índices de riesgo constituya, hasta cierto punto, una estimación excesiva.

El mejor índice de predicción global se obtuvo cuando se clasificó como de alto riesgo a 25% de la población (al usarse un índice de 10, las madres de alto riesgo representaron 42% de todos los partos con bajo peso al nacer). Con este punto de corte, la sensibilidad fue de 42%, la especificidad, de 76% y la tasa de resultados positivos falsos, de 84% (cuadro 2).

Debe señalarse que la incidencia de bajo peso al nacer de la población en general influye mucho en la tasa de resultados positivos falsos (20). En otras palabras, cuanto menor sea aquella, mayor será esta tasa. Por tanto, es posible que al aplicarse nuestro método de índices de riesgo a las poblaciones de otros países en desarrollo con tasas más altas de incidencia de peso bajo al nacer, se produzcan menos resultados positivos falsos y que los valores predictivos positivos sean mayores que los obtenidos con nuestra muestra, cuya tasa de bajo peso al nacer fue de 8,4%. Lamentablemente, las poblaciones con tasas más altas suelen tener una menor disponibilidad de servicios de atención prenatal y tienden a iniciar la atención en etapas más tardías, cuando los datos que corresponden a algunas variables importantes (tales

como el aumento de peso inicial) son difíciles de obtener.

Sobra decir que el punto de corte citado no es, en forma alguna, el único que podría haberse usado con nuestro índice de riesgo. La selección del punto de corte óptimo depende de varios factores. Por una parte, al elegirse un valor siempre se sacrifica en cierto grado la sensibilidad o la especificidad. Por otra, la selección debe depender de la gravedad e incidencia del desenlace (bajo peso al nacer), la disponibilidad de medidas preventivas y el costo de la intervención ofrecida, sobre todo en los casos en que abundan los resultados positivos falsos. Asimismo, cabe recordar que, por lo general, el cambiar el punto de corte no mejora la exactitud de pronóstico correspondiente a un índice de riesgo, ya que sacrificaría uno de los dos elementos deseados (sensibilidad o especificidad) a cambio de mejorar el otro. Esto se debe a que la exactitud de pronóstico no depende

del punto de corte sino de un índice de riesgo mejorado, operaciones más eficientes (que mejoren la información y la recolección de datos) o la selección de una población con una mayor incidencia de bajo peso al nacer.

La sensibilidad y especificidad de nuestro índice de riesgo son similares a las de otros índices utilizados para predecir el bajo peso al nacer o la prematuridad en las poblaciones de diversos países desarrollados y en desarrollo (cuadro 4). Dos de los tres estudios presentados sobre la predicción del bajo peso al nacer tuvieron índices de sensibilidad y especificidad muy semejantes a los del presente estudio, y la mayor (35) parte de los que pronosticaban partos prematuros cayeron dentro de la misma escala general. Esto indica que la precisión de los índices de riesgo

CUADRO 4. Capacidad de predicción obtenida con los diferentes índices de riesgo empleados para pronosticar el bajo peso al nacer (BPN) o la prematuridad

Estudio	Resultado	Incidencia (%)	Población en riesgo (%)	Sensibilidad	Especificidad
Nesbitt y Aubry, 1969 (11)	Prematuridad		30	46,9	71,3
	BPN	6,0	30	43,2	72,8
Kominski, <i>et al.</i> , 1973 (36)	Prematuridad	8,1	16	30,0	68,0
Aktar y Sehgal, 1980 (37)	BPN		12	25,1	90,0
Creasy, <i>et al.</i> , 1980 (38):					
Único	Prematuridad	6,1	9	44,0	93,0
Repetido a las 26–28 semanas	Prematuridad	6,1	13	64,0	90,0
Fortney y Whitehorne, 1982 (8)	BPN	12,1–23,6	37,0–38,1	60,0	62,1
Herron, <i>et al.</i> , 1982 (35)	Prematuridad	2,4	15	56,0	87,0
Ross, <i>et al.</i> , 1986 (30)	Prematuridad	6,4	33	56,0	68,0
Main, <i>et al.</i> , 1987 (39)	Prematuridad	14,8	36	26,0	80,0
Nuestro estudio	BPN	8,4	25	42,0	76,0
"	BPN	8,4	36	55,0	65,0
"	BPN	8,4	44	64,0	58,0

es suficiente para poder identificar en una población de embarazadas a aquellas en alto riesgo y obtener una muestra que incluya entre 40 y 75% de todas las mujeres que darán a luz hijos con bajo peso al nacer.

El grado de predicción observado puede explicarse de varias maneras. A pesar de que los factores de riesgo sirven para identificar una población con una tasa elevada de bajo peso al nacer, los factores socio-demográficos y los antecedentes obstétricos harán, de por sí, que un gran número de madres con un riesgo bajo (resultados positivos falsos) queden incluidas en el grupo de alto riesgo. Los indicadores socioeconómicos no tuvieron mucho valor predictivo en nuestro estudio, probablemente porque los ingresos de la población estudiada eran bastante homogéneos. Además, algunas variables con valores predictivos muy altos (por ejemplo, el nacimiento previo de un niño con un peso al nacer inferior a 1 500 g, o la presencia de complicaciones médicas en la madre) son relativamente infrecuentes y, por ende, a ellas se atribuye una proporción relativamente baja de todos los niños con bajo peso al nacer. Por último, tenemos conocimientos limitados acerca de la fisiopatología del parto prematuro y del retraso del crecimiento intrauterino. Si mejoráramos nuestros conocimientos al respecto, quizá podríamos seleccionar indicadores más específicos para predecir el bajo peso al nacer.

Lo anterior da lugar a una pregunta importante. ¿Podrían emplearse en otro país en desarrollo los factores de riesgo que encontramos en la población guatemalteca de bajos ingresos, o será necesario que cada país invierta recursos monetarios en abundancia para identificar sus propios factores de riesgo? Según lo observado hasta ahora, es probable que no sea necesario realizar estudios longitudinales sobre los factores de riesgo en todas las regiones o países. Se ha documentado la relación biológica entre los factores de riesgo y el resultado del embarazo y, con algunas excepciones, la magnitud de esta relación es relativamente constante en las poblaciones estudiadas. Por tanto, la determinación de la prevalencia de un factor de riesgo determi-

nado y el empleo de esa información para determinar el riesgo atribuible dentro de las poblaciones y entre una y otra podrían convertirse en importantes instrumentos epidemiológicos para planificar y organizar las intervenciones de salud perinatal. Aun cuando dos poblaciones tienen el mismo riesgo relativo alto y la misma prevalencia de un padecimiento, es posible que una de las dos tenga un mayor riesgo atribuible, ya que la prevalencia del padecimiento puede aumentar debido a cambios en la eficiencia de los métodos de diagnóstico y tratamiento. La alternativa, es decir, el realizar un estudio que, como el nuestro en Guatemala, implique el establecimiento de una nueva estructura paralela a la burocracia hospitalaria, puede ser demasiado costosa para un país en desarrollo.

Consideramos que nuestro índice de riesgo podría servir como instrumento básico, aplicable a la mayoría de las poblaciones urbanas de los países en desarrollo, y que los investigadores deben añadir factores de riesgo específicos al estudiar una población determinada únicamente si el conjunto básico de estos factores no permite que se identifiquen con precisión y en etapa temprana a aquellas madres en alto riesgo de tener hijos con bajo peso al nacer. Con el fin de mejorar la capacidad de predecir este problema, sugerimos que se realice una de las siguientes actividades si en el primer examen se obtiene un porcentaje alto de resultados positivos falsos y uno bajo de resultados negativos falsos. Entre la 32a y 34a semanas de gestación, se podría volver a examinar sistemáticamente a todas las mujeres previamente clasificadas como de alto riesgo con técnicas como la ultrasonografía que permitan observar el crecimiento fetal. Se podría examinar a las embarazadas con antecedentes de partos prematuros para determinar la presencia de dilatación cervical y contracciones uterinas, o bien ellas mismas podrían monitorear su propia actividad uterina, o

ambas cosas. En el caso de mujeres cuyos hijos previos hayan tenido retraso del crecimiento intrauterino, se podría llevar un control de los movimientos fetales. Es evidente que algunas de las intervenciones sugeridas tendrán que evaluarse sistemáticamente antes de aplicarse a grandes poblaciones.

AGRADECIMIENTO

Los autores agradecen al Dr. Brian McCarthy, del Centro Colaborador de la OMS para Actividades de Atención Perinatal de los Centros para el Control de Enfermedades, Atlanta, GA, EUA, la revisión del manuscrito. También agradecen la colaboración del personal y las autoridades del Hospital de Ginecología y Obstetricia del Instituto Guatemalteco de Seguridad Social, así como del personal auxiliar que participó en el estudio de atención perinatal en Guatemala y, especialmente, de la Sra. Gloria García, directora de campo del estudio.

REFERENCIAS

1. Villar J, Belizán JM. The relative contribution of prematurity and fetal growth retardation to low birth weight in developed and developing societies. *Am J Obstet Gynecol.* 1982;143:793-798.
2. Low JA, Balbraith RS, Muir D. Intrauterine growth retardation: a preliminary report of long-term morbidity. *Am J Obstet Gynecol.* 1978;130:534-545.
3. Fitzhardinge PM, Steven EM. The small-for-date infant: II, Neurological and intellectual sequelae. *Pediatrics.* 1972;50:50-57.
4. Villar J, Belizán JM, Spalding D, Klein R. Postnatal growth of intrauterine growth retarded infants. *Early Hum Dev.* 1982;6:265-271.
5. Cruise MO. A longitudinal study of the growth of low birth weight infants: I, Velocity and distance growth, birth to 3 years. *Pediatrics.* 1973;51:620-628.
6. Villar J, Smeriglio V, Martorell R, Brown HC, Klein R. Heterogeneous growth and mental development of intrauterine growth retarded infants during the first three years of life. *Pediatrics.* 1984;74:783-791.
7. Lechtig A, Delgado H, Yarbrough C. A simple assessment of the risk of low birth weight to select women for nutritional intervention. *Am J Obstet Gynecol.* 1976;125:25-34.
8. Fortney JA, Whitehorne EW. The development of an index of high risk pregnancy. *Am J Obstet Gynecol.* 1982;143:501-508.
9. Feisner V, Brazied JV, Pratt MW. The risk of low birth weight. *Am J Public Health.* 1979;69:887-893.
10. Godwin JM, Dunne JT, Thomas BW. Antepartum identification of the fetus at risk. *Can Med Assoc J.* 1969;101(458):57-67.
11. Nesbitt REL, Aubry RH. High-risk obstetrics: II, Value of semiobjective grading system in identifying the vulnerable group. *Am J Obstet Gynecol.* 1969;103:972-985.
12. Hobel CJ, Yonkeles L, Forsythe A. Prenatal and intrapartum high-risk screening: I, Prediction of the high-risk neonate. *Am J Obstet Gynecol.* 1973;117:1-9.
13. Fredrick J. Antenatal identification of women at risk of spontaneous pre-term birth. *Br J Obstet Gynecol.* 1976;83:351-354.
14. Donahue CL, Wan TTH. Measuring obstetrics risks of prematurity: a preliminary analysis of neonatal death. *Am J Obstet Gynecol.* 1973;116:911-915.
15. Kestler E, Dorgan J, Sibrián R, Aquino O, Villar J. Identificación de embarazos de alto riesgo de bajo peso al nacer en zonas urbanas de América Latina: organización, población y metodología del estudio perinatal de Guatemala. *Bol Of Sanit Panam.* 1988;104:117-128.
16. Belizán JM, Díaz AG, Gioconmini H, Horcher H, Martell M, Quaranta P, Schwarcz R. *Historia clínica perinatal: propuesta de un modelo.* Buenos Aires: Ministerio de Bienestar Social, Secretaría de Estado de Salud Pública, Dirección Nacional de Maternidad e Infancia, Centro Latinoamericano de Administración Médica; 1976.
17. Villar J, Dorgan J, Menéndez R, Bolaños L, Pareja G, Kestler E. Perinatal data reliability in a large teaching obstetric unit. *Br J Obstet Gynecol.* 1988;95:841-848.
18. Capurro H, Konichezky S, Fonseca D, Caldeyro-Barcia R. A simplified method for diagnosis of gestational age in the newborn infant. *J Pediatr.* 1978;93:120-122.

19. Kleinbaum D, Kupper L, Chambless L. Logistic regression analysis of epidemiological data: theory and practice. *Common Statistic Theory and Methods*. 1982;11:485–547.
20. Villar J, Belizán JM. The evaluation of the methods used in the diagnosis of intrauterine growth retardation. *Obstet Gynecol Surv*. 1986;41:187–199.
21. Richardson DK, Schwartz JS, Weinbaum PJ, Gabbe SG. Diagnostic tests in obstetrics: a method for improved evaluation. *Am J Obstet Gynecol*. 1985;152:613–618.
22. Hernán AA, Irwig LM, Groeneveld HT. Evaluating obstetrics risk scores by receiver operating characteristics curves. *Am J Epidemiol*. 1988;127:831–842.
23. Villar J, Khoury MJ, Finucane FF, Delgado H. Differences in the epidemiology of prematurity and intrauterine growth retardation. *Early Hum Dev*. 1986;14:307–320.
24. Barros F, Victoria C, Vaughan JP, Smith P. Bajo peso al nacer en el municipio de Pelotas, Brasil: factores de riesgo. *Bol Of Sanit Panam*. 1987;102:541–543.
25. Strachan D. Antenatal booking and perinatal mortality in Scotland 1972–1982. *Int J Epidemiol*. 1987;16:229–231.
26. Chng PK, Hall M, McGilliuray I. An audit of antenatal care: the value of the first antenatal visit. *Br Med J*. 1980;281:1184–1187.
27. Kaltreider DF, Johnson JWC. Patients at high risk for low preterm labor. *Br J Obstet Gynecol*. 1985;92:921–923.
28. Carr-Hill RA, Hall MA. The repetition of spontaneous preterm labor. *Br J Obstet Gynecol*. 1985;92:921–923.
29. Bakketeig L, Bjerkedal T, Hoffman H. Small for gestational age births in successive pregnancy outcomes: results from a longitudinal study of births in Norway. *Early Hum Dev*. 1986;14:187–189.
30. Ross M, Hobel C, Bragonier JR, Bear M, Bemis RL. A simplified risk-scoring system for prematurity. *Am J Perinatol*. 1986;3:339–341.
31. Belizán JM, Villar J, Nardin JC. Diagnosis of intrauterine growth retardation by a simple clinical method: measurement of uterine height. *Am J Obstet Gynecol*. 1978;13:643–645.
32. Quaranta P, Currell R, Redman CW, Robinson JS. Prediction of small for dates infants by measurement of symphysial-fundal height. *Br J Obstet Gynecol*. 1981;88:115–119.
33. Pearce M, Campbell S. A comparison of symphysis-fundal height and ultrasound as screening test for light-for-gestational age infants. *Br J Obstet Gynecol*. 1987;94:100–104.
34. Kass EH, McCormack WM, Lin JS, Rosner B, Muñoz A. Genital mycoplasmas as a cause of excess premature delivery. *Trans Assoc Am Physicians*. 1981;94:261–266.
35. Herron MA, Katz M, Creasy RK. Evaluation of a preterm birth prevention program: preliminary report. *Obstet Gynecol*. 1982;59:452–456.
36. Kominsky M, Gouford J, Runeau-Rouquette C. Prediction of low birth-weight and prematurity by a multiple regression analysis with maternal characteristics known since the beginning of the pregnancy. *Int J Epidemiol*. 1973;2:195–204.
37. Akhtar J, Sehgal NN. Prognostic value of parturition and intrapartum risk-scoring method. *South Med J*. 1980;55:692–695.
38. Creasy RK, Gummer BA, Liggins GC. System for predicting spontaneous preterm birth. *Obstet Gynecol*. 1980;55:692–695.
39. Main D, Richardson D, Gabbe S. Prospective evaluation of a risk scoring system for predicting preterm delivery in black inner city women. *Obstet Gynecol*. 1987;69:61–66.

SUMMARY

IDENTIFICATION OF INFANTS WITH LOW BIRTH WEIGHT IN URBAN AREAS OF LATIN AMERICA: II. A SIMPLIFIED RISK SCORE FOR EARLY PRENATAL IDENTIFICATION IN GUATEMALA CITY

A simple, empirically derived instrument is needed in developing countries to identify mothers at risk of delivering low birth weight (LBW) infants, in order to help re-

duce the incidence of LBW deliveries and provide mothers at high risk with appropriate health care. The study reported here was devoted to developing an instrument of this kind using data obtained before the twenty-sixth week of gestation from an urban study population of 17 135 women in Guatemala City. It appears that this instrument could be appropriately applied to urban populations in other developing countries.

Octava Conferencia Mundial sobre Tabaco o Salud

Del 30 de marzo al 3 de abril de 1992 se celebrará en Buenos Aires, Argentina, la Octava Conferencia Mundial sobre Tabaco o Salud. Esta reunión está patrocinada por la American Cancer Society, la Unión Antitabáquica Argentina y el Latin American Coordinating Committee Against Smoking. Entre los principales temas que se tratarán figuran los siguientes: contrarrestar la publicidad, el mercadeo y la promoción del tabaco, prevenir el tabaquismo en los niños, elaborar políticas para conseguir interiores libres de humo de tabaco y obtener apoyo para controlar el tabaquismo. La fecha límite para la presentación de resúmenes es el 15 de septiembre de 1991. Información e inscripciones: Secretariado, Octava Conferencia sobre Tabaco o Salud, c/o American Cancer Society, 1599 Clifton Road NE, Atlanta, GA 30329, Estados Unidos de América, teléfono (404) 329-7575.