

ALGUNOS FACTORES DE RIESGO ASOCIADOS A LA MORTALIDAD INFANTIL EN LA CIUDAD DE BOGOTÁ EN EL 2008

Julieth Carolina Castillo Cañón¹

Luis Jorge Hernández Flórez¹

Bibiana Pérez Hernández¹

RESUMEN

Introducción: La tasa de mortalidad infantil en el Distrito Capital para el 2006 fue de 13,5 casos por 1.000 nacidos vivos. Aunque ha venido disminuyendo levemente en los últimos cinco años, la tendencia es a mantenerse estable. Para Bogotá era necesario caracterizar los factores asociados a la mortalidad infantil, que facilitarían las intervenciones de prevención y atención en la niñez menor de un año. *Objetivo:* Identificar algunos factores asociados a la mortalidad infantil en la ciudad de Bogotá en el 2008, mediante las variables incluidas en los certificados de defunción y los certificados de nacidos vivos. *Método:* Estudio de casos y controles. 1) Casos: defunciones en menores de un año durante el 2008 en Bogotá, y 2) controles: los nacidos vivos en el 2007 en Bogotá. Se utilizó un análisis bivariado estratificando por bajo peso y edad gestacional. Se empleó un modelo de regresión logística que incluía las variables con un valor de $p < 0,10$ en el análisis bivariado. *Resultados:* Los factores de riesgo para mortalidad infantil fueron: la edad gestacional menor de 37 semanas, el peso al nacer menor de 2.500 g, el nivel educativo de la madre con primaria o sin educación, la afiliación al régimen subsidiado y el sexo masculino. *Conclusiones:* Se identificaron factores de riesgo propios del recién nacido y del control prenatal, así como de la vinculación al Sistema de Seguridad en Salud. Estos factores son potencialmente modificables.

Palabras clave: factor de riesgo, mortalidad infantil, peso bajo al nacer, baja edad gestacional, estudio caso-control.

SOME RISK FACTORS ASSOCIATED WITH INFANT MORTALITY IN BOGOTA IN 2008

ABSTRACT

Introduction: Infant mortality in the Bogota for 2006 was 13.5 cases per 1,000 live births. While it has been declining slightly over the past five years the trend has been stable. For Bogota it's necessary to characterize the factors associated with infant mortality which facilitate the prevention and care interventions in this type of population. *Objective:* To identify some factors associated with infant mortality in Bogotá in 2008 through the variables included in

1 Secretaría Distrital de Salud Bogotá-Hospital Santa Clara, Bogotá, Colombia.

death certificates and certificates of live births. *Materials and methods:* Case-Control Studies: (1) Case: Deaths under one year old in 2008 in the Capital District, and (2) control: live births in 2007 in the Capital District. It was used a bivariate analysis, stratified by weight and gestational age. It was used a logistic regression model including the variables with $p < 0.10$ in the bivariate analysis. *Results:* The risk factors for infant mortality were: gestational age less than 37 weeks, birth weight less than 2,500 g, mother's educational level with primary or no education, affiliation to the subsidized regime and males. *Conclusions:* There are risk factors that can be modified through the maternal health care which will prevent preterm births and children with low birth weight. It can reduce the risk of infant mortality, ensuring a good education of the population, improving the quality of care in health services and giving greater attention to males, which is not only risk factor for infant mortality but for some morbidities.

Key words: Risk factors, infant mortality, low birth weight, low gestational age, case-control study.

Introducción

La tasa de mortalidad infantil (MI) refleja el desarrollo de un país, la calidad de vida de su población y, por supuesto, la calidad de los servicios de salud. Por esto, uno de los ocho objetivos del milenio (ODM) establece como meta para todos los países la disminución de dicha mortalidad en dos terceras partes para el 2015, tomando como línea de base 1990, cifras que han descendido en el mundo a diez millones de muertes anuales para el 2006, y de la cual se esperan cuatro millones para el 2015 (1). Según el mismo informe de los ODM, el 37% de las muertes de menores de cinco años de edad ocurre dentro del primer mes de vida; causas que en un 95% pudieran ser evitables. Para Bogotá, según el Departamento Administrativo Nacional de Estadística, se observó una disminución en la tasa de MI de 22,4 por cada 1.000 nacidos vivos durante el 2003 a 13,5 por cada 1.000 nacidos vivos en el 2006.

Se sabe que la principal causa de MI ocurre en la etapa neonatal temprana, dada por eventos perinatales como anoxia, hipoxia neonatal y malformaciones congénitas. En la mortalidad posneonatal tienen un gran peso las externalidades que facilitan la aparición de infección respiratoria aguda y enfermedad diarreica aguda. Para el Distrito Capital era necesario hacer una caracterización de los factores asociados a la MI,

lo cual facilitaría las intervenciones de prevención y atención en esta población vulnerable. Se han identificado algunas variables como el nivel educativo de la madre, la edad de la madre, la falta de controles prenatales, el lugar de nacimiento, los periodos intergenésicos menores a 24 meses, el bajo peso al nacer, entre otras, como factores de riesgo para MI; sin embargo, pocos estudios analizan esta problemática en la ciudad de Bogotá. Por esto se buscó identificar algunos factores asociados a la MI en menores de un año de edad en la ciudad de Bogotá, en el 2008, mediante las variables incluidas en los certificados de defunción y de nacidos vivos.

Materiales y métodos

Se realizó un estudio de casos y controles. Los casos fueron las defunciones en menores de un año de edad durante el 2008 en el Distrito Capital. Entre tanto, los controles fueron los nacidos vivos en el 2007 en el Distrito Capital. Se excluyeron los casos fallecidos o nacidos que residían fuera de Bogotá. La muestra se obtuvo a través de la base de estadísticas vitales de la Secretaría Distrital de Salud (fallecimientos menores de un año para el 2008 = 1.867; nacimientos para el 2007 = 117.214).

La muestra correspondió para los fallecidos a la totalidad de casos que se reportaron en Bogotá para ese año (1.867 casos) y para los casos nacidos vivos se calculó una muestra

probabilística de 3.712 nacidos vivos. Se buscó un emparejamiento de un caso por cada dos controles. Del total de nacidos vivos se calculó un intervalo de muestreo así: $(117.214/1.867 = 63)$. Se seleccionó un nacido vivo de cada 63 de la base, partiendo de un número de arranque al azar. Se tuvieron en cuenta variables definidas en los certificados de defunción y en los certificados de nacidos vivos, las cuales se pudieron comparar.

Se clasificaron las variables como características del menor y del parto (sexo, tipo de parto, tipo de embarazo, tiempo de gestación y peso al nacer) y características de la madre (edad de la madre, nivel educativo de la madre, estado civil de la madre, localidad de residencia, número de hijos y régimen de afiliación al sistema general de seguridad social en salud). Se realizó un análisis estadístico descriptivo de los casos fallecidos y nacidos vivos y una comparación de proporciones a través de ji cuadrado.

Sin ser un diseño de casos y controles se realizó un abordaje analítico similar. Para el análisis bivariado se estratificó por bajo peso y edad gestacional. Así se obtuvieron *odds ratio* (OR) crudos y ajustados, estos últimos por Mantel y Haenszel. Luego se empleó un modelo de regresión logística y se incluyeron en el modelo las variables con $p < 0,10$ del análisis bivariado. La base de datos se encontraba en Microsoft Excel y fue analizada en SPSS versión 15.

Posibles fuentes de incertidumbre. Los estudios de casos y controles tienen una mayor susceptibilidad a los sesgos (2). En este estudio pudo presentarse el sesgo de mala clasificación, por cuanto un control pudo haber sido un caso, si se trató de un recién nacido que tuvo un desenlace de mortalidad antes de cumplir un año de edad. Esto puede sobreestimar el verdadero riesgo. No se contó con una variable de identificación que permitiera filtrar aquellos nacidos en el 2007 (casos nacidos vivos) que pudieron haber muerto para el 2008. La confusión se controló analizando cada una de las variables

mediante la estratificación entre las variables de tiempo gestacional y peso al nacer ajustando los OR con la prueba de Mantel-Haenszel.

Resultados

De los 5.571 registros incluidos en el estudio, 1.869 (33,5%) correspondieron a niños fallecidos menores de doce meses en el 2008 (casos fallecidos) y 3.712 (65,5%) niños nacidos vivos en el 2007 (casos nacidos vivos). En las tablas 1 y 2 se relacionan de manera porcentual las variables según sexo, tipo de parto, multiplicidad, tiempo de gestación, peso al nacer, edad de la madre, estado civil, educación de la madre, número de hijos vivos, localidad y régimen de afiliación para cada uno de los grupos. En la tabla 1 se resalta que los casos (fallecidos) comparados con los casos nacidos vivos presentaron en mayor proporción partos no espontáneos (62,9% *vs.* 38,8%), de bajo peso (66,9 *vs.* 12%) y edad gestacional pretérmino (57,9 *vs.* 9,6%). En la tabla 2 se muestran las características de la madre donde se evidencia para casos fallecidos y nacidos vivos una media de edad de 25 años, con una edad mínima de 13 años y una edad máxima de 43 años; predominan las madres con edades entre 18 y 40 años (87,4% *vs.* 89,4%).

Según el estado civil, el grupo de casos fallecidos contó en mayor proporción con mujeres con compañero (61,4%); mientras que en los casos nacidos vivos predominaron las mujeres sin compañero (82,1%). Las madres con educación secundaria y más estuvieron en mayor proporción para ambos grupos (83,3% *vs.* 91,5%). El número de hijos mostró una media de dos con un máximo de trece hijos para los casos fallecidos, y de diez hijos los casos nacidos vivos. Las madres con dos hijos o menos predominaron en los grupos (72,4% *vs.* 79%). Según la localidad de residencia, la red suroccidente fue la de mayor número de defunciones (31,1%); mientras que la red norte, la de mayores nacimientos (34,4%). El régimen contributivo y vinculado predominó en los grupos (69,9% *vs.* 74,5%).

Tabla 1
Características del menor y del parto

Variable	Fallecidos		Nacidos vivos		Total	P*
	N	%	N	%	N	
Sexo						
Masculino	1.049	56,4	1.883	50,7	2.932	0,00
Femenino	810	43,6	1.829	49,3	2.639	
Total	1.859	100,0	3.712	100,0	5.571	
Tipo de parto						
No espontáneo	1.175	62,9	1.434	38,8	2.609	0,00
Espontáneo	694	37,1	2.258	61,2	2.952	
Total	1.869	100,0	3.692	100,0	5.561	
Multiplicidad						
Doble o más	124	7,2	72	2,0	196	0,00
Simple	1.596	92,8	3.614	98,0	5.210	
Total	1.720	100,0	3.686	100,0	5.406	
Tiempo de gestación						
Pretérmino	1.051	57,9	357	9,6	1.408	0,00
A término	765	42,1	3.354	90,4	4.119	
Total	1.816	100,0	3.711	100,0	5.527	
Peso al nacer						
Menor de 2.500 g	1.077	66,9	445	12,0	1.522	0,00
Igual o mayor de 2.500 g	532	33,1	3.267	88,0	3.799	
Total	1.609	100,0	3.712	100,0	5.321	

*Prueba de ji cuadrado para comparación de medias.

Tabla 2
Características de la madre

Variable	Fallecido		Nacido vivo		Total	p*
	N	%	N	%	N	
Edad de la madre						
Menor de 18 o mayor de 40 años	210	12,6	394	10,6	604	0,04
Entre 18 y 40 años	1.461	87,4	3.318	89,4	4.779	
Total	1.671	100,0	3.712	100,0	5.383	
Estado civil						
Sin compañero	600	38,6	2.995	82,1	3.595	0,01
Con compañero	954	61,4	652	17,9	1.606	
Total	1.554	100,0	3.647	100,0	5.201	
Educación de la madre						
Sin educación	311	16,7	317	8,5	628	0,00
Con educación	1.553	83,3	3.395	91,5	4.948	
Total	1.864	100,0	3.712	100,0	5.576	

Continúa

Variable	Fallecido		Nacido vivo		Total	p*
	N	%	N	%	N	
Número de hijos vivos						
Tres hijos o más	450	27,6	779	21	1.229	0,00
Dos hijos o sin hijos	1.179	72,4	2.933	79	4.112	
Total	1.629	100,0	3.712	100	5.341	
Localidad						
Red sur	274	19,5	633	17,5	907	
Red centrooriente	272	19,3	624	17,3	896	0,02
Red suroccidente	437	31,1	1.122	31	1.559	
Red norte	424	30,1	1.235	34,2	1.659	
Total	1.407	100	3.614	100	5021	
Régimen de afiliación						
Subsidiado	534	30,1	772	25,5	1.306	0,01
Contributivo + vinculado	1.239	69,9	2.254	74,5	3.493	
Total	1.773	100,0	3.026	100,0	4.799	

*Prueba de ji cuadrado para comparación de medias.

Al realizar el análisis bivariado, estratificando por bajo peso al nacer y edad gestacional, se evidenció en las características del individuo y del parto (tabla 3) que los casos de mortalidad tienen 1,3 veces más probabilidad de pertenecer al sexo masculino que los casos nacidos vivos (OR = 1,30. IC 95%: 1,13-1,50) y 1,58 veces más

la probabilidad de nacer por cesárea o parto instrumentado. Otras de las variables que se comportó como factor de riesgo fue edad gestacional menor de 37 semanas y peso al nacer menor de 2.500 g (OR = 5,73. IC 95%: 4,7-7,0 y OR = 4,98. IC 95%: 4,10-6,05 respectivamente) todas estas con significancia estadística ($p < 0,000$).

Tabla 3

Características del menor y del parto: análisis bivariado

Variable	OR crudo		OR ajustado*	
Sexo				
Masculino	1,26	1,12-1,41	1,30	1,13-1,50 [§]
Femenino				
Tipo de parto				
No espontáneo	2,66	2,37-2,99	1,58	1,37-1,82 [§]
Espontáneo				
Multiplicidad				
Doble o más	3,90	2,90-5,24	0,83	0,59-1,16*
Simple				
Tiempo de gestación				
Pretérmino	12,90	11,1-14,8	5,73	4,7-7,0 [§]
A término				
Peso al nacer				
Menor de 2.500 g	14,80	12,8-17,1	4,98	4,10-6,05 [§]
Igual o mayor de 2.500 g				

§ Prueba Mantel Haenszel y ajustado por edad gestacional. * Ajustado por bajo peso.

En cuanto a las características de la madre (tabla 4), se observó que los niños cuyas madres con escolaridad primaria y sin estudio tuvieron 2,42 veces más el riesgo de morir que los niños de madres con educación secundaria o más (OR = 2,42. IC 95%: 1,97-2,98). Los niños de madres con tres o más hijos tuvieron 1,44 veces el riesgo de morir que las madres con dos hijos o menos (OR = 1,44. IC 95%: 1,22-1,40). El régimen subsidiado se comportó

como factor de riesgo para MI (OR = 1,39. IC 95%: 1,18-1,63).

Se realizó un modelo de regresión logística (tabla 5) que incluyó las variables significativas con $p < 0,10$ en el análisis bivariado. Se obtuvieron como factores de riesgo significativos el sexo masculino, la edad gestacional menor de 37 semanas, el peso al nacer menor de 2.500 g, el nivel educativo de la madre con primaria o sin educación, y la afiliación al régimen subsidiado.

Tabla 4

Características de la madre: análisis bivariado

Variable	OR crudo		OR ajustado*	
Edad de la madre				
Menor de 18 o mayor de 40 años	1,21	1,01-1,44	1,08	0,8-1,3
Entre 18 y 40 años				
Estado civil				
Sin compañero	0,14	0,12-0,16	0,14	0,11-0,16 [§]
Compañero				
Educación de la madre				
Sin educación	2,14	1,81-2,54	2,42	1,97-2,98 [§]
Con educación				
Número de hijos vivos				
Tres hijos o más	1,44	1,26-2,54	1,44	1,22-1,70 [§]
Dos hijos o sin hijos				
Localidad				
Red sur	1,26	1,05-1,50	0,15	0,91-1,44
Red centrooriente	1,26	1,06-1,52	1,21	0,96-1,53
Red suroccidente	1,13	0,97-1,32	1,09	0,89-1,33
Red norte				
Régimen de afiliación				
Subsidiado	1,26	1,10-1,43	1,39	1,18-1,63 [§]
Contributivo + vinculado				

[§] Prueba Mantel-Haenszel. * Ajustado por bajo peso.

Tabla 5

Factores de riesgo: análisis multivariado (regresión logística)

Variables	OR	IC 95%		Wald	Sig.
Niño con edad gestacional \leq a 36 semanas	5,99	4,82	7,44	260,63	0,00
Niño con peso menor de 2.500 g	4,76	3,85	5,89	206,09	0,00
Madre sin educación o primaria	2,42	1,9	3,08	51,13	0,00
Afiliación de la madre al régimen subsidiado	1,96	1,64	2,36	52,29	0,00
Niño con sexo masculino	1,34	1,14	1,58	12,63	0,00

Discusión

Si bien el diseño utilizado no fue estrictamente de casos y controles, sino de comparación entre dos tipos de desenlace en momentos diferentes de tiempos, el abordaje analítico utilizado permitió una aproximación a OR. Los factores de riesgo para MI encontrados en este estudio estuvieron acorde con lo descrito en la literatura. Estas características se asociaron no sólo a condiciones propias de la madre o del niño, sino a las características que les brinda el entorno y la sociedad.

En el presente trabajo, el bajo peso y el parto pretérmino fueron los factores de riesgo más asociados a MI, dato ya descrito en países como Perú (3), donde los niños con pesos menores de 2.500 g tienen cinco veces más el riesgo de morir que un niño con peso mayor y los niños pretérmino (edad gestacional menor a 36 semanas) cerca de nueve veces más el riesgo de morir que los niños a término. En otros países de América Latina, como Guatemala (4), Argentina (5), Cuba (6), Chile (7) y México (8) se ha observado igualmente datos estadísticamente significativos, pero con menor fuerza de asociación. En el estudio de Delgado, realizado en Popayán (Colombia), se describió un riesgo de mortalidad por bajo peso al nacer del doble comparado con niños de peso adecuado.

Para Bogotá se han desarrollado ejercicios de análisis de la MI por parte de la Secretaría Distrital de Salud (9), que definió un OR de bajo peso de 17,15 ($p < 0,05$) y un OR para edad gestacional menor de 36 semanas de 54,6 ($p < 0,05$) para el 2006. Para el 2007, en el presente estudio, se muestra una probabilidad cinco veces mayor de mortalidad en niños con bajo peso o con edades gestacionales menores de 36 semanas.

Entre los principales factores de riesgo citados se muestra el sexo masculino como una condición importante para MI. El estudio de Campa (10) mostró una sobremortalidad de 1,6 veces superior al sexo femenino, muy parecido a lo arrojado en este estudio donde la

sobremortalidad es de 1,30. Sin embargo, otros estudios como el estudio de casos y controles de Delgado (11) describieron una mayor proporción de muertes en el sexo masculino, pero sin significancia estadística.

Entre las características propias del parto se analizó la multiplicidad (más de un producto por nacimiento). Diferentes publicaciones han encontrado entre tres y diez veces más el riesgo de mortalidad en embarazos múltiples (12) y se asoció a compartir el espacio intrauterino durante la gestación, que aumentó el riesgo de problemas de crecimiento y desarrollo, así como a un mayor riesgo de alteraciones hormonales en las madres, que los hace más vulnerables a nacimientos pretérmino (13). Sin embargo, en este estudio no se mostró como factor de riesgo, al ser ajustado por peso al nacer, es decir, el riesgo en los partos gemelares con bajo peso es igual que un parto normal con bajo peso. Esto está respaldado por el estudio de Herrera (11), donde se afirma que a pesar que el embarazo múltiple muestra un exceso de mortalidad respecto al de tipo sencillo, cuando se controla el peso en el momento del parto, los riesgos de mortalidad para ambos son similares.

En cuanto al tipo de parto, se sabe que el hecho de requerir una intervención quirúrgica como la cesárea se debe principalmente a embarazos complicados. Estudios como el de Annibale y colaboradores (14) observaron en un estudio de cohorte que comparaba partos quirúrgicos de embarazos no complicados con partos vaginales mayores complicaciones en el neonato como bajos puntajes en el Apgar, hospitalizaciones y requerimiento de oxigenoterapia.

En el presente estudio se observó tal tendencia con un OR de 1,58. Sin embargo, otros estudios, como el de Delgado (11), mostraron la cesárea como factor protector, aunque posiblemente se debe a un sesgo de selección, como ellos afirman, por contar con pacientes de un hospital de tercer nivel, donde generalmente se atienden partos que vienen con complicaciones. Otros estudios (15) realizados en menores pre-

maturos muestran la cesárea como un factor asociado a sobrevida, lo cual lo asocia el autor Rodrigo Salas (16) a una inadecuada atención de los partos vaginales en la población de prematuros.

Al analizar las características de la madre, se observa que las edades extremas han sido definidas como factor de riesgo importante y catalogadas en dos grupos: el primero para las menores de 18 años, no sólo por la falta de desarrollo de su sistema reproductivo, sino por sus características en comportamiento con déficit en el cuidado propio y en el del niño (16), y el otro para las mayores de 40 años (17,18), por un mayor riesgo de niños de bajo peso (19), pretérmino o con malformaciones congénitas.

Aunque otros estudios hablan de edades mayores de 30 años como factor de riesgo (20). Para este estudio se decidió clasificar a las madres con edades menores de 18 y mayores de 40 años en un grupo, y entre 18 y 40 años en otro, con el fin de determinar si realmente las edades extremas se comportan como asociación de mortalidad. Sin embargo, no hubo una significancia estadística; probablemente, se deba realizar el corte a partir de los 35 años, como edad extrema que permita ver la asociación, como lo muestran algunos estudios (19).

El estado civil de la madre es otra de las variables analizadas cuando se habla de mortalidad. Estudios en adolescentes observan un menor riesgo de mortalidad en el grupo de mujeres casadas (16). Otros estudios, como el de Feroz (21) o el de Bortman (22), describieron una mayor incidencia de niños de bajo peso y MI en mujeres solteras. Así mismo, estudios como el de Sotelo (23), en Uruguay, donde se analizó el estado civil materno y su asociación con los resultados perinatales en una población hospitalaria, encontraron que los niños de mujeres solteras tienen un riesgo de 1,5 veces más de mortalidad frente a las mujeres casadas o de otro estado civil. No obstante, tal estudio no mostró el estado civil soltero como factor de riesgo; por el contrario, como factor protector posiblemente por menores conflictos de pareja

o violencia intrafamiliar. Otros autores, como Clever, en Perú (24), y Vélez (25), en Colombia, no encontraron una asociación estadísticamente significativa, ni con MI ni con bajo peso o parto pretérmino, que podrían ser variables predictoras de mortalidad.

La educación materna ha mostrado una relación inversamente proporcional tanto con la mortalidad como con la morbilidad infantil (26). Estudios más recientes encuentran una relación entre la baja escolaridad materna (analfabeta/primaria) y el nivel secundario o superior, al hallar una probabilidad de mortalidad del doble, comparada con las mujeres de escolaridad secundaria o más. Tales datos están respaldados también por este artículo, donde se describe un riesgo 2,4 veces mayor.

En cuanto al número de hijos, algunos estudios definen que a partir de cuatro hijos puede aumentar el riesgo de mortalidad (27), y en otros casos para más de cinco (28). En este estudio se catalogó como factor de riesgo el tener tres hijos o más, con un probabilidad de 1,4 veces de MI. En el estudio de Ticonal (27), se muestra que el grupo de riesgo está en las multíparas, porque generalmente se asocian con madres desnutridas, fatigadas y muchas veces con embarazos no deseados; sin embargo, estudios como el de Moctezuma (29), asocian la primiparidad como factor de riesgo para mortalidad (30).

Al observar la variable de localidad por redes, no se encuentra significancia estadística. Tampoco hay estudios que analicen esta variable, tal vez porque las localidades no representan el común de la población, pues en cada una de ellas puede haber más de un estrato socioeconómico, que es finalmente la variable de interés para observar cómo la pobreza influye en la mortalidad.

Al analizar la MI por el tipo de vinculación al sistema general de seguridad social de la madre, se aproxima al acceso a los servicios de la salud, así como a la calidad de la atención (9) que brindan las empresas promotoras de salud-contributivas y subsidiadas. Ello evidencia en este estudio que los niños de madres que pertenecen a tal sistema tienen 1,39 veces el riesgo

de morir frente a los niños que pertenecen al contributivo o vinculado. Estos hallazgos han sido definidos por Martínez (32), cuyos resultados se observan en todos los grupos de edad, pero principalmente para los menores de un año, donde se analiza como un problema de equidad en salud.

Conclusiones

El estudio evidenció cinco posibles factores de riesgo para MI: edad gestacional pretérmino, bajo peso al nacer, educación materna menor de la primaria, afiliación al régimen subsidiado y sexo masculino. Si bien algunas de ellas pueden modificarse mediante un excelente cuidado de la salud materna, otras se pueden reducir brindando una mayor educación a la población, especialmente a las mujeres.

También es necesario mejorar la calidad de la atención de los servicios de salud, especialmente en el régimen subsidiado, realizando seguimientos y análisis de las posibles barreras que impiden una atención adecuada a esta población más vulnerable. Otras variables no pueden ser modificadas directamente, como es el caso del sexo masculino, pero sí nos orienta para prestar un mayor cuidado a los niños.

Referencias

- Restrepo M, Gómez-Restrepo C. Sesgos en diseños analíticos. *Rev Colomb Psiquiatr*. 2004; 33(3):331.
- Unicef. Estado mundial de la infancia: supervivencia infantil. Ginebra; 2008.
- Ticonal M. Factores de riesgo de la mortalidad perinatal en Perú. *Sociedad Peruana de Obstetricia y Ginecología*. 2003;49(4):227-36.
- González R et al. Factores de riesgo de mortalidad infantil: municipio Aguacatán, Departamento Huehuetenango. s. l.; 2004.
- Abeya E. Algunos factores de riesgo para mortalidad neonatal en un hospital de III nivel, Popayán. *Colombia Médica*. 2003;34(4):179-85.
- Puerta J et al. Factores de riesgo en la mortalidad infantil neonatal, hospital distrital de Chimhanda, Zimbabwe [internet]. Policlínico “Antonio Maceo”, municipio Cerro, ciudad Habana; 2005. Disponible en: http://www.cursosparamedicos.com/newsite/pags/ac_cient/monos/publi.htm.
- Kaempffer RA et al. Mortalidad infantil reciente en Chile: éxitos y desafíos. *Rev Chil Pediatr*. 2006;77(5):492-500.
- Rivera L et al. Factores asociados a mortalidad perinatal en el hospital general de Chiapas, México. *Rev Saúde Pública*. 2003;37(6):687-92.
- Secretaria Distrital de Salud. Sala situacional para mortalidad infantil en Bogotá. Bogotá; s. f.
- Marlene Campa C et al. Algunos factores de riesgo de la mortalidad infantil en un área de salud. *Revista Cubana de Medicina General Integral* [internet]. 1995 abr-jun. Disponible en: http://bvs.sld.cu/revistas/mgi/vol11_2_95/mgi19295.htm.
- Delgado M et al. Algunos factores de riesgo para mortalidad neonatal en un hospital de III Nivel. *Colombia Médica*. 2003;34(4):179-85.
- Cáceres Manrique F et al. Factores de riesgo asociados a la mortalidad neonatal. Bucaramanga: Hospital Universitario Ramón González Valencia-Universidad Industrial de Santander; 2000.
- Herrera L. El embarazo múltiple: ¿es realmente un factor de alto riesgo obstétrico? *Revista Novedades en Población*. 2009;6(2).
- Annibale DJ et al. Comparative neonatal morbidity of abdominal and vaginal deliveries after uncomplicated pregnancies. *Arch Pediatr Adolesc Med*. 1995;149(8):862-7.
- Salas R et al. Risk factors and clinical evolution in premature infants less than 1000 g of weight. *Rev Chil Pediatr*. 2006;77(6):577-88.
- Linares J et al. Factores de riesgo de salud materno-infantil en madres adolescentes de Colombia. *Rev Panam Salud Publica*. 1998;4(2):80-6.
- Luque Fernández M. Evolución del riesgo de mortalidad fetal tardía, prematuridad y bajo peso al nacer, asociado a la edad materna avanzada, en España (1996-2005). *Gac Sanit*. 2008;22(5):396-403.
- Bedoya F. Mortalidad fetal, frecuencia y factores de riesgo, departamento de Antioquia, noviembre 1997 a junio de 1998. *CES Med*. 1999;13(1):26-33.

19. Canttingius S et al. Delayed childbearing and risk of adverse perinatal outcome: a population based study. *JAMA*. 1992;268:886-90.
20. Nabukera W et al. First-time births among women 30 years and older in the United States: patterns and risk of adverse outcomes. *J Reprod Med*. 2006;1:676-82.
21. Feroz A. Unmarried mothers as a high-risk group for adverse pregnancy outcomes. *J Community Health*. 1990;15(1):35-44.
22. Bortman M. Factores de riesgo de bajo peso al nacer. *Rev Panam Salud Pública*. 1998;3(5):314-21.
23. Sotero Salgueiro G et al. El estado civil materno y su asociación con los resultados perinatales en una población hospitalaria. *Rev Med Urug*. 2006;22(1):59-65.
24. Clever HL et al. Mortalidad neonatal en el hospital de Sullana: un estudio caso control. *Rev Electrón Biomed*. 2008;2:72-7.
25. Vélez M. Prevalencia de bajo peso al nacer y factores maternos asociados: unidad de atención y protección materno infantil de la clínica universitaria bolivariana, Medellín, Colombia. *Rev Colomb Obstet Ginecol*. 2006;57(4):264-70.
26. Gale R et al. Is teenage pregnancy a neonatal risk factor?: Bikun Cholin Hospital, Jerusalén, Israel. *J Adolesc Health Care*. 1989;10:404-8.
27. Ticonal M. Factores de riesgo de la mortalidad perinatal en Perú. *Sociedad Peruana de Obstetricia y Ginecología*. 2003;49(4):227-36.
28. Puerta J et al. Factores de riesgo en la mortalidad infantil neonatal, hospital distrital de Chimhanda, Zimbabwe. Policlínico "Antonio Maceo", municipio Cerro, ciudad Habana; 2005.
29. Moctezuma S et al. Mortalidad perinatal 1 en Colima: estudio de casos y controles. *Rev Ginecol Obstet Méx*. 2000;68(5):207-11.
30. Barrios E. Factores de riesgo de la mortalidad materna en San Marcos, Guatemala. Tesis de grado Programa de Epidemiología de Campo (FETP). Guatemala; 2007.
31. Martínez R. Equidad en salud: un análisis desde la mortalidad diferencial por régimen de aseguramiento, Bogotá, 2001. Tesis de grado. Bogotá; 2006.

Conflictos de interés: los autores niegan tener conflictos de interés.

Correspondencia
Luis Jorge Hernández-Flórez
Hospital de Santa Clara
Bogotá, Colombia
ljhernandez@saludcapital.gov.co

Recibido para evaluación: 24 de noviembre del 2010
Aceptado para publicación: 1 de agosto del 2011