

COMPARACIÓN DE TRES PATRONES DE VALORACIÓN DEL CRECIMIENTO FETAL¹

Francisco Mardones-Santander,² Gloria Icaza² y Mirta Díaz²

Con objeto de pronosticar el riesgo de muerte neonatal, se compara la confiabilidad diagnóstica y la capacidad predictiva —medidas respectivamente por la sensibilidad y la especificidad y por los valores predictivos positivo y negativo— de tres patrones de valoración del crecimiento fetal desarrollados en poblaciones de Denver (Estados Unidos de América), Santiago (Chile) y Aberdeen (Escocia). El estudio se realizó con nacidos vivos y defunciones neonatales notificados en Chile en 1986. Los datos obtenidos se agruparon en tres categorías de edad gestacional en el momento del parto: 38–42, 32–37 y 26–31 semanas. El análisis de la curva de las características operativas para el receptor indicó que estos patrones no detectan con una probabilidad más alta que el azar a los recién nacidos grandes para la edad gestacional (GEG) que van a morir o sobrevivir, aunque lo hacen en los recién nacidos pequeños para la edad gestacional (PEG). El área sobre la línea de indiferencia fue relativamente pequeña en todos los casos. El valor predictivo positivo fue en general muy bajo, con la excepción del grupo de edad gestacional de 26 a 31 semanas. Los valores predictivos negativos fueron altos con la excepción antes indicada. Se concluye que los límites que definen el riesgo de muerte neonatal no siguen de cerca a los percentiles que definen los diagnósticos de PEG o GEG de las distribuciones de los patrones estudiados. Se propone desarrollar nuevos patrones que incorporen el análisis combinado de los efectos del peso al nacer y de la edad gestacional en el momento del parto sobre la mortalidad neonatal, para mejorar la confiabilidad diagnóstica y la capacidad predictiva de los patrones de valoración del crecimiento fetal.

El estudio de Lubchenco et al. (1) en el que se describió el crecimiento intrauterino de una población de Denver, Colorado, Estados Unidos de América, estimuló el uso de gráficas de crecimiento para medir anomalías del peso al nacer. Desde entonces, se han publicado diversos estudios locales en los que, basándose en la distribución del peso para cada edad gestacional, se clasifica a los niños nacidos con pesos por debajo de cierto percentil de la distribución de

peso como pequeños para la edad gestacional (PEG). Además, se considera que estos niños presentan un retraso del crecimiento, a no ser que otro examen permita demostrar lo contrario (2). Los recién nacidos con pesos entre los percentiles extremos, 10–90 ó 25–75, se consideran adecuados para la edad gestacional (AEG), mientras que aquellos cuyos pesos se encuentran por encima de los percentiles 90 ó 75 se definen como grandes para la edad gestacional (GEG).

Las curvas de crecimiento intrauterino disponibles discrepan considerablemente en cuanto a los valores correspondientes a los límites de cada una de las categorías

¹ Este trabajo fue financiado parcialmente con el proyecto 986/89 del FONDECYT, Chile. Se publica en el *Bulletin of the Pan American Health Organization*, Vol. 26, No. 1, 1992 con el título "Comparison of three standards for evaluating fetal growth".

² Universidad de Chile, Instituto de Nutrición y Tecnología de los Alimentos. Dirección postal: World Bank, 1818 H Street, N.W., Washington, DC, 20433, Estados Unidos de América.

indicadas. Consecuentemente, el mismo niño puede ser clasificado en diferentes categorías dependiendo de la curva utilizada. Esto es particularmente importante para clasificar a los niños PEG, dado que varios autores han demostrado que las tasas de mortalidad son considerablemente más altas en ellos que en los AEG para cada edad gestacional en el momento del parto. Se ha afirmado que estas diferencias son más marcadas en los nacidos a término que en los nacidos pretérmino (3-13).

El presente estudio surgió del interés, planteado por varios autores (4, 7), de pronosticar el riesgo de muerte a partir de los patrones de crecimiento fetal en poblaciones diferentes.

Los límites basados en los percentiles mencionados más arriba se pueden modificar —según los recursos disponibles para supervisar y actuar sobre los grupos más necesitados con diferentes medidas diagnósticas y terapéuticas— aumentando o reduciendo, de ese modo, el riesgo de nacer PEG o GEG (14). Considerando esta situación, se propone que, antes de definir el punto de corte, sería preciso elegir el patrón de crecimiento fetal de acuerdo con su confiabilidad diagnóstica y su capacidad predictiva (15, 16). Para ello, se puede estudiar, según los distintos patrones de crecimiento intrauterino, la presencia de un trastorno neonatal o la muerte neonatal en las poblaciones de recién nacidos diagnosticados como PEG o GEG según distintos patrones.

Cuando en 1986 se estudió la distribución del peso al nacer para la edad gestacional en 97,75% de los nacidos vivos de Chile (17), los valores de los percentiles 10, 25 y 50 detectados fueron más altos que los del patrón de Denver (1), similares a los del patrón de Aberdeen (18) y menores que los de un estudio clínico realizado en Santiago (19). Estos hallazgos sugirieron la posibilidad de seleccionar alguno de esos patrones para utilizarlos en la práctica clínica y comparar cómo pronostican el riesgo de muerte neonatal.

El objetivo del presente estudio fue comparar los tres patrones de valoración del crecimiento fetal mencionados y estudiar su confiabilidad diagnóstica y su capacidad

predictiva en relación con las muertes neonatales y los supervivientes de Chile en 1986, considerando diferentes grupos de edad gestacional en el momento del parto.

MATERIALES Y MÉTODOS

Para realizar el estudio se usaron los datos del peso al nacer y de la edad gestacional de todos los nacidos vivos en el país durante 1986 obtenidos por el Servicio de Registro Civil. En Chile, alrededor de 98% de todos los niños nacen en hospitales, y la edad gestacional se estima sobre la base de la fecha de la última regla. Cuando la madre no recuerda esta fecha o el dato notificado no coincide con el examen clínico de la embarazada, la edad gestacional se estima por medio de la ecografía (los 26 servicios públicos de salud del país disponen de ecógrafo), del examen posnatal del pediatra o ambos.

Se obtuvieron datos sobre el peso al nacer, la edad gestacional en el momento de parto, el sexo y la paridad de 254 878 nacidos vivos (98,3% de un total de 259 347 casos) y de 2 558 recién nacidos fallecidos (94,6% de un total de 2 705 casos). Los hospitales públicos o privados incluyen un informe obligatorio en el certificado del parto, que es entregado por los familiares al Servicio de Registro Civil. En dicho informe se incluyen los acontecimientos más importantes que se producen en el nacimiento, que son necesarios para la notificación legal del nacimiento o la defunción. Las oficinas locales del Registro Civil están ubicadas en las mismas maternidades de los hospitales, lo cual facilita la inscripción mencionada. La inscripción también es incentivada, porque constituye un requisito para el cobro de los beneficios económicos de la seguridad social. Estos beneficios incluyen la asignación familiar para los ase-

gurados, el subsidio único familiar cuando carecen de previsión y el derecho de la mujer trabajadora a disfrutar de vacaciones pagadas antes y después del parto. Por otra parte, los certificados de defunción deben ser rellenados por un médico —con la excepción de 1% de las defunciones infantiles que se producen sin atención médica alguna y que son notificadas por testigos— y son obligatorios para poder enterrar al fallecido.

A pesar de que en los recién nacidos pretérmino la relación entre la mortalidad neonatal y la edad gestacional parece ser más importante que su relación con el peso en el nacimiento, es difícil precisar la edad gestacional desde el punto de vista pediátrico si son muy inmaduros (20). Sin embargo, en este estudio se excluyeron los recién nacidos cuya edad gestacional en el momento del parto fue menor de 26 semanas.

Hace más de 20 años, la Investigación Interamericana de Mortalidad en la Niñez detectó en Chile un subregistro de muertes neonatales, especialmente en los recién nacidos de menos de 1 000 g (21). Las estimaciones actuales indican que la magnitud de este subregistro parece ser pequeña por la gran atención que se le ha prestado. El último informe de la Organización Panamericana de la Salud (OPS) sobre las condiciones de salud en las Américas presentaba a Chile —según los datos del Centro Latinoamericano de Demografía— como el país de América Latina con menor subregistro de defunciones (1,2% en el período 1980–1985) (22).

En la presente investigación se compararon tres patrones de crecimiento fetal correspondientes a las poblaciones de Denver (EUA) (1), Aberdeen (Escocia) (18) y Santiago (Chile) (19). El patrón de Denver, basado en 5 635 casos, es ampliamente conocido en Chile y contiene información por separado de ambos sexos. El patrón de Aberdeen se basó en el estudio de 46 703 nacimientos que incluyen datos sobre la paridad y el sexo del recién nacido. El patrón basado en 11 543 nacimientos de Santiago se elaboró a partir del estudio de una población de mujeres de clase media que dieron a luz en la maternidad de la Facultad de Medicina de la

Universidad Católica. Los datos de este patrón también están presentados según el sexo y la paridad.

Los valores del peso al nacer de los patrones estudiados difieren en cada edad gestacional. En el cuadro 1 se presentan los valores del peso al nacer correspondientes a los percentiles 10, 25, 75 y 90 de la semana 40 de embarazo de los patrones evaluados. El patrón de Santiago es el menos estricto para el diagnóstico de PEG. Los valores de los percentiles 10 y 25 son los más altos y, por lo tanto, incluyen en el diagnóstico de PEG a un número de casos más elevado. El patrón de Denver es el más estricto y el de Aberdeen, intermedio. En relación con los nacidos GEG, diagnosticados por los percentiles 75 y 90, los niveles de exigencia en la semana 40 son inversos a los señalados anteriormente para cada patrón. Para los nacidos PEG, la comparación con otras semanas de edad gestacional presenta diferencias de similar magnitud. En el caso de los nacidos GEG, los percentiles 75 y 90 de los nacidos pretérmino son más altos en los patrones de Denver y de Aberdeen que en los de Santiago.

Las diferencias cuantitativas entre las curvas de crecimiento intrauterino parecen reflejar la presencia o ausencia de factores ambientales y maternos que pueden estimular o retrasar el crecimiento fetal (15). Como en el caso del patrón de Santiago se excluyeron muchos de estos factores (19), la comparación con los otros patrones muestra que los valores de los percentiles 10 ó 25 aumentan en todo el intervalo de la edad gestacional, mientras que los valores de los percentiles 75 y 90 disminuyen en los recién nacidos pretérmino.

Los patrones desarrollados en Santiago y Aberdeen, a diferencia del patrón de Denver, no incluyen datos sobre el peso al nacer correspondientes a las semanas 24–25 y 24–31 de gestación, respectivamente. Para

CUADRO 1. Valores de peso al nacer (g) en diferentes percentiles correspondientes a la semana 40 según las distribuciones de tres patrones de crecimiento fetal. Chile, 1986

Patrones	Percentiles			
	10	25	75	90
Denver				
Varón	2 700	2 995	3 610	3 880
Hembra	2 630	2 905	3 440	3 720
Aberdeen				
Hijo de primípara	2 870	3 130	3 710	3 980
Hijo de múltipara	2 950	3 220	3 860	4 170
Hija de primípara	2 730	3 000	3 540	3 790
Hija de múltipara	2 810	3 080	3 690	3 990
Santiago				
Hijo de primípara	3 027	3 252	3 783	4 044
Hijo de múltipara	3 152	3 377	3 908	4 169
Hija de primípara	2 897	3 122	3 653	3 914
Hija de múltipara	3 022	3 247	3 778	4 039

observar los efectos de la edad gestacional en el riesgo de muerte, los resultados finales se dividen en tres grupos de edad gestacional: 26-31, 32-37 y 38-42 semanas. En los dos últimos grupos se compararon los tres patrones, mientras que en la primera solo se compararon los resultados del patrón de Denver con los del patrón de Santiago.

Los nacidos vivos en la semana 25 o antes fueron 330, cifra que equivale a 0,13% del total de casos con información completa (259 347 casos) y los nacidos vivos en las semanas 43 y 44, 269, equivalente a 0,1% del total. Ambos grupos se excluyeron del estudio. Las defunciones neonatales que se produjeron en la semana 25 o antes fueron 247 casos, correspondientes a 10,6% del total con información completa (2 335 casos) y las defunciones neonatales posteriores a las 42 semanas, 8 casos, es decir, 0,3% del total. Esos grupos también se excluyeron del estudio. Por tanto, se analizaron 253 946 nacidos vivos y 2 101 recién nacidos que fallecieron entre las semanas 26 y 42 de gestación.

Los tres patrones se compararon usando como puntos de corte los percentiles 10, 25, 75 y 90. Los dos primeros sirven para

diagnosticar a los nacidos PEG y los dos últimos, para diagnosticar a los nacidos GEG. No se usaron otros puntos de corte, dado que no aparecían en dos de las tres publicaciones originales (18, 19).

Para distribuir a los nacidos PEG y GEG en nacidos vivos y fallecidos antes de los 28 días de vida extrauterina según los grupos de edad gestacional de los patrones respectivos, fue necesario utilizar el paquete estadístico SAS (23) con un computador IBM 4361 de la Universidad de Chile, habida cuenta del elevado número de casos estudiados.

La confiabilidad con que los patrones de crecimiento fetal pueden diagnosticar a los recién nacidos que fallecen y a los que sobreviven se valoró a partir de su sensibilidad y especificidad (24). El indicador más confiable es aquel cuya sensibilidad y especificidad son más altas para cada grupo de la población clasificada. Cuando la suma de los valores de ambos parámetros es 100 o menor, el examen no discrimina mejor que el azar a los recién nacidos que fallecen o sobreviven (25).

La sensibilidad y la especificidad se analizaron conjuntamente mediante el análisis de la curva de las características operantes relativas o de las características operativas para el receptor (curva COR o *relative operating characteristics curve* o ROC curve,

CUADRO 2. Defunciones neonatales (DN) y nacidos vivos (NV) diagnosticados por medio de diferentes percentiles de las distribuciones de tres patrones de crecimiento fetal según la edad gestacional en el momento del parto. Chile, 1986

Patrón (percentil)	Semanas de edad gestacional					
	38-42		32-37		26-31	
	DN	NV	DN	NV	DN	NV
Denver						
10	131	7 282	181	2 003	156	188
25	252	27 717	351	6 728	351	528
75	205	82 161	88	5 943	83	598
90	82	35 078	38	2 172	26	282
Aberdeen						
10	202	17 185	295	5 398
25	328	51 915	453	12 701
75	108	46 090	42	3 215
90	35	15 674	18	1 149
Santiago						
10	274	40 448	345	7 177	218	305
25	403	79 834	451	132 502	304	487
75	86	37 683	70	4 339	184	882
90	30	13 369	38	1 996	97	570

en inglés), que sirve para evaluar en una gráfica la confiabilidad diagnóstica de los indicadores (26, 27). Como siempre existe una relación inversa entre la sensibilidad y la especificidad, la curva COR permite estudiar gráficamente esta relación, pero con signo positivo. En esta modalidad se representa gráficamente la relación entre los valores de la sensibilidad y los de la especificidad, estos últimos sustraídos de 100. En otras palabras, con este análisis se expresa la probabilidad condicional de obtener resultados positivos verdaderos (proporción de resultados positivos verdaderos —*true positive ratio*— o sensibilidad) en relación con la de obtener resultados positivos falsos (proporción de resultados positivos falsos —*false negative ratio*— o 1 - especificidad). Siempre que aumenta la primera, aumenta la segunda. Por ello, la decisión sobre el punto de corte es la que fijará la probabilidad condicional de obtener resultados positivos verdaderos o positivos falsos. La línea diagonal que divide a la curva en dos áreas iguales —inferior y superior— se denomina *línea de indiferencia*. Los puntos que caen sobre ella corresponden a la

suma de los valores de sensibilidad y especificidad iguales a 1. Cuando los valores se encuentran en el área inferior, el examen no discrimina mejor que el azar. La curva COR más alejada de la línea de indiferencia corresponde, comparativamente, a la mejor prueba.

Para estudiar la capacidad predictiva, se tuvo en cuenta que la frecuencia de muertes neonatales es distinta en las poblaciones de nacidos PEG o GEG que identifican los patrones. Por ello, la capacidad predictiva no se puede calcular a partir de la sensibilidad y de la especificidad (24).

RESULTADOS

En el cuadro 2 se presenta el número de nacidos vivos y defunciones en menores de 29 días diagnosticados como PEG y GEG. En los grupos de edad gestacional de 38-42 y 32-37 semanas, el número de nacidos vivos PEG fue más elevado cuando se

CUADRO 3. Sensibilidad (S) y especificidad (E) para diagnosticar las defunciones de los recién nacidos PEG^a y GEG^b según los patrones de Denver, Aberdeen y Santiago. Chile, 1986

Patrón (percentil)	Semanas de edad gestacional					
	38-42		32-37		26-31	
	S	E	S	E	S	E
Denver						
10	16,5	96,8	23,7	93,7	20,9	97,7
25	31,7	87,6	46,1	78,0	47,0	87,2
75	25,7	63,1	11,5	79,8	11,1	62,6
90	10,3	84,3	5,0	92,6	3,5	81,4
Aberdeen						
10	27,4	92,3	42,4	82,2
25	44,6	76,6	65,1	57,2
75	14,6	79,2	6,0	88,9
90	4,8	92,9	2,6	96,0
Santiago						
10	37,2	81,8	49,6	76,1	32,6	93,5
25	54,8	64,0	64,8	54,4	45,4	86,4
75	11,7	82,9	10,1	85,1	27,5	48,2
90	11,7	82,9	5,5	93,2	14,5	64,9

^a PEG = Pequeño para la edad gestacional.

^b GEG = Grande para la edad gestacional.

aplicó el patrón elaborado en Santiago y más bajo cuando se usó el de Denver. En el grupo de 26 a 31 semanas las cifras fueron similares. En los nacidos vivos GEG, con el patrón de Denver se diagnosticó la proporción más elevada de casos, y con el de Aberdeen, la más baja, con la excepción del grupo de edad gestacional de 26 a 31 semanas en el cual la situación fue inversa.

El número de recién nacidos PEG fallecidos en los grupos de edad gestacional de 38-42 y 32-37 semanas fue también más bajo cuando se usó el patrón de Denver y más elevado cuando se aplicó el de Santiago. En el grupo de 26-31 semanas estas cifras fueron algo más altas cuando se aplicó este último patrón. En el caso de los recién nacidos fallecidos diagnosticados como GEG, la situación fue muy variable. En el grupo de 38-42 semanas, con el patrón de Denver se diagnosticó el número más alto de casos, y con el de Denver, el más bajo. Esta situación se invirtió en el grupo de edad gestacional de 26-31 semanas. En el grupo de edad gestacional de 32-37 semanas los patrones de Denver y

Santiago detectaron un número similar de casos, y el de Aberdeen, el más bajo.

En el cuadro 3 se presentan los valores de sensibilidad y especificidad calculados. La probabilidad de diagnosticar un recién nacido PEG fue generalmente más alta con el patrón de Santiago, seguida por el de Aberdeen. La especificidad tuvo, como es de esperar, un comportamiento inverso. La sensibilidad del diagnóstico de GEG en las semanas 38-42 y 32-37 fue más baja con el patrón de Aberdeen, y con los otros dos patrones se obtuvieron valores similares. Con el patrón de Santiago, los valores más altos corresponden a las semanas 26-31.

El análisis combinado de los valores de la sensibilidad y de 100 - especificidad se expresa gráficamente en las curvas COR que aparecen en las figuras 1, 2 y 3 para los distintos grupos de edad gestacional en el momento del parto. Se observa que ninguno

FIGURA 1. Análisis de las curvas de las características operativas para el receptor (curvas COR) de tres patrones de crecimiento fetal en el grupo de edad gestacional de 38–42 semanas

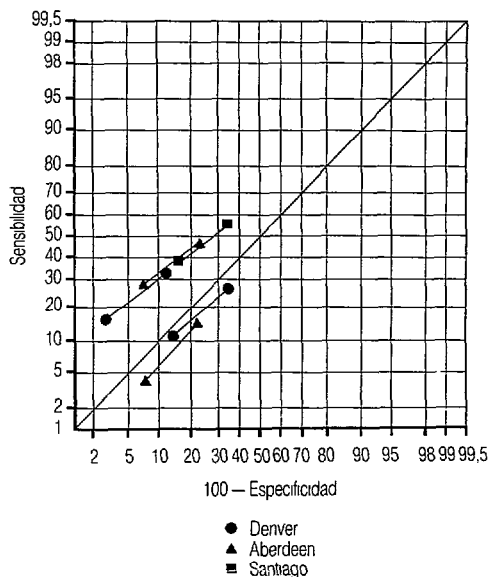


FIGURA 2. Análisis de las curvas de las características operativas para el receptor (curvas COR) de tres patrones de crecimiento fetal en el grupo de edad gestacional de 32–37 semanas

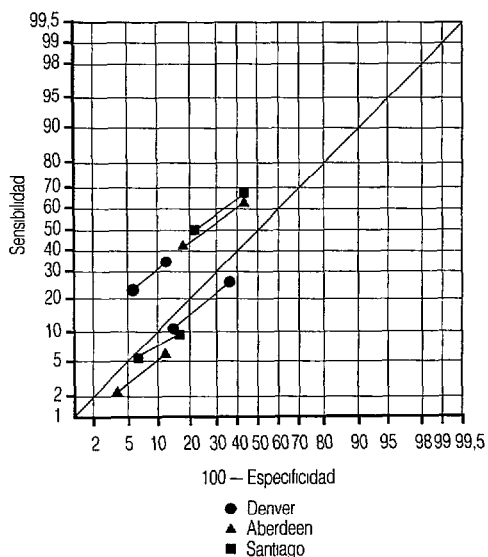
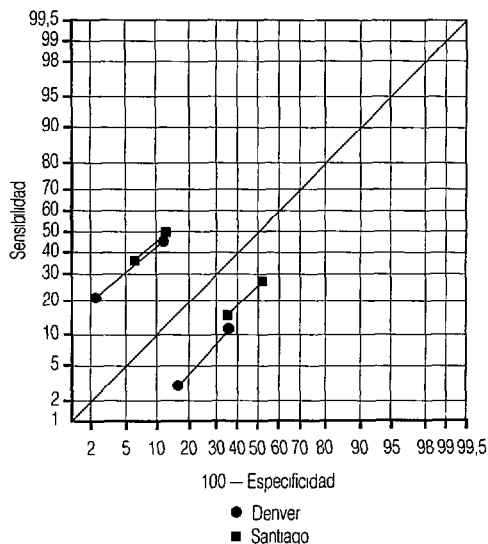


FIGURA 3. Análisis de las curvas de las características operativas para el receptor (curvas COR) de tres patrones de crecimiento fetal en el grupo de edad gestacional de 26–31 semanas



de los patrones estudiados permite distinguir a los fallecidos de los que sobreviven en las poblaciones con diagnóstico de GEG, puesto que las curvas respectivas se encuentran por debajo de la línea de indiferencia. Por otra parte, en las poblaciones con diagnóstico de PEG, los tres patrones permiten distinguir a los sujetos con la probabilidad más elevada de morir o sobrevivir. En este último caso, las distancias entre las curvas y la línea de indiferencia son muy similares en todos los grupos de edad gestacional.

En cuanto a la capacidad predictiva, en el cuadro 4 se observa que los valores predictivos positivos para el diagnóstico de PEG fueron francamente bajos, excepto en el grupo de edad gestacional en el momento del parto de 26–31 semanas. Para el diagnóstico

CUADRO 4. Valor predictivo positivo (VP +) y negativo (VP -) del diagnóstico de los recién nacidos PEG^a y GEG^b realizado según los patrones de Denver, Aberdeen y Santiago. Chile, 1986

Patrón (percentil)	Semanas de edad gestacional					
	38-42		32-37		26-31	
	VP +	VP -	VP +	VP -	VP +	VP -
Denver						
10	1,8	99,7	9,0	97,9	83,0	69,5
25	0,9	99,7	5,2	98,2	66,5	75,2
75	0,2	99,6	1,5	97,2	13,8	56,5
90	0,2	99,6	1,7	97,4	9,2	60,9
Aberdeen						
10	1,2	99,7	5,5	98,3
25	0,6	99,8	3,6	98,5
75	0,2	99,6	1,3	97,5
90	0,2	99,6	1,6	97,6
Santiago						
10	0,7	99,7	4,8	98,4	71,5	73,6
25	0,5	99,8	3,3	98,4	62,4	76,1
75	0,2	99,6	1,6	97,5	20,9	57,2
90	0,2	99,7	1,9	97,6	17,0	60,4

^a PEG = Pequeño para la edad gestacional.

^b GEG = Grande para la edad gestacional.

de GEG fueron muy bajos y similares en los tres patrones. Los valores predictivos negativos fueron muy altos en todos los patrones, tanto para el diagnóstico de PEG como para el de GEG, con la excepción antes indicada.

DISCUSIÓN

La evaluación de la confiabilidad del diagnóstico de PEG de los tres patrones muestra que las diferencias entre los mismos no son muy marcadas, lo cual dificulta la selección del patrón más adecuado. La distancia entre las curvas COR y la línea de indiferencia fue escasa en relación con lo observado previamente por los mismos autores de este trabajo al estudiar los trastornos del crecimiento infantil (28). Este hecho se podría explicar por la falta de concordancia entre los valores de los percentiles con los riesgos reales de muerte neonatal. Por otra parte, la confiabilidad del diagnóstico de GEG fue nula, lo cual revela también la existencia de una gran

diferencia entre los límites de riesgo y los percentiles respectivos.

Los valores predictivos positivos del diagnóstico de PEG de los tres patrones fueron muy bajos, debido a la escasa incidencia de muertes neonatales. El grupo de 26-31 semanas de edad gestacional en el momento del parto constituye una excepción y en este grupo la incidencia de muertes neonatales fue mucho más alta. La baja incidencia de recién nacidos fallecidos diagnosticados como GEG también explica que sus valores predictivos positivos fueran muy bajos. Los valores predictivos negativos de todos los patrones fueron muy altos, tanto para el diagnóstico de PEG como para el de GEG, lo cual concuerda con la elevada proporción de supervivientes,

con la excepción antes indicada relativa al grupo de 26–31 semanas de edad gestacional. Es de esperar que el mejoramiento de la definición de las poblaciones en riesgo mejore la capacidad predictiva.

Una conclusión importante de este estudio es que los límites que definen el riesgo de muerte neonatal no se acercan a los percentiles que definen a un recién nacido PEG o GEG en todos los patrones. Esta situación ya se sacó a relucir en un estudio realizado en Gran Bretaña (29). La razón fundamental de esta débil asociación entre el bienestar del recién nacido y el percentil de peso al nacer parece responder a que los llamados “patrones” de crecimiento fetal se han construido distribuyendo el peso al nacer para la edad gestacional, fijando ciertos límites de normalidad con alguna medida de distribución estadística, pero sin validar su confiabilidad diagnóstica y capacidad predictiva.

Un autor destacó la importancia de estudiar la relación conjunta entre el peso al nacer y la edad gestacional, con el fin de elaborar correctamente patrones de crecimiento fetal. El motivo de realizar este tipo de estudios es que se desconoce la verdadera dirección de la causa y el efecto (6). Otros investigadores también han propuesto este tipo de análisis para comprender su efecto combinado sobre la supervivencia infantil (30), aspecto que se ha destacado indicando que el resultado perinatal es la meta clave para juzgar la adecuación del crecimiento prenatal (31). Es de esperar que el mejoramiento de la determinación de las probabilidades de muerte o de daño funcional, derivadas de la medición adecuada del efecto combinado del peso al nacer y la edad gestacional, permitirá obtener patrones de crecimiento fetal con confiabilidad diagnóstica y capacidad predictiva más elevadas que las observadas en este estudio. Los riesgos neonatales detectados se consideran “esenciales para orientar la atención perinatal”. La propuesta basada en datos de mortalidad neonatal —determinados por el peso al nacer y la edad gestacional en el momento del parto— de Denver para el período 1958–1969 y otra realizada con datos de Denver correspondientes al período 1974–

1980 (7) se han utilizado ampliamente en la práctica clínica. Sin embargo, el avance de la atención perinatal ha permitido disminuir notablemente el riesgo de muerte. Por ello, surge la necesidad de explorar el uso de nuevas curvas que determinen riesgos de muerte más ajustados a la realidad actual de una población determinada.

REFERENCIAS

1. Lubchenco LO, Hansman Ch, Dressler M, Boyd E. Intrauterine growth as estimated from live-born birth-weight data at 24 to 42 weeks of gestation. *Pediatrics*. 1963;32:793–800.
2. Thomson AM. Fetal growth and size at birth. En: Barron SL, Thomson AM, eds. *Obstetrical epidemiology*. London: Academic Press; 1983:89–142.
3. Battaglia FC, Frazier TM, Hellegers AE. Birth weight, gestational age and pregnancy outcome, with special reference to high birth weight-low gestational age infant. *Pediatrics*. 1966;37:417–422.
4. Lubchenco LO, Searls DT, Brazie JV. Neonatal mortality rate: relationship to birth weight and gestational age. *J Pediatr*. 1972;81:814–822.
5. Goldstein H. Factors related to birth weight and perinatal mortality. *Br Med Bull*. 1981;37:259–264.
6. Wilcox AJ. Birth weight, gestation and the fetal growth curve. *Am J Obstet Gynecol*. 1981;139:863–867.
7. Koops BL, Morgan LJ, Battaglia FC. Neonatal mortality risk in relation to birth weight and gestational age: update. *J Pediatr*. 1982;101:969–977.
8. Williams RL, Creasy RK, Cunningham GC, Havens WE, Norris FD, Tashiro M. Fetal growth and perinatal viability in California. *Obstet Gynecol*. 1982;59:624–632.
9. Bernard RP, Sastrawinata S. Infant outcome, fetal growth, and pregnancy care: relationships in Indonesian University Obstetrics. *Acta Paediatr Scand*. 1985;319(Suppl):111–119.

10. Sporken MJJ, de Boo T, Boon JM, Hein HR. Survival probabilities of infants delivered prior to the 34th week of pregnancy as estimated by means of a logistic model. *Eur Obstet Gynecol Reprod Biol.* 1985;19:215–221.
11. Institute of Medicine. *Preventing low birth weight.* Washington, DC: National Academy Press; 1985.
12. Mardones Santander F, Mardones Restat F [Carta al editor]. Mortalidad infantil de los pequeños para la edad gestacional. *Rev Chil Pediatr.* 1987;58:100.
13. Mardones Santander F, Mardones Restat F, Rosso P, Díaz M, Icaza G. La mortalidad infantil de los pequeños para la edad gestacional en Chile. *Rev Latinoam Perinatol.* 1987;7:33–41.
14. Habicht J-P, Meyers LD, Brownie C. Indicators for identifying and counting the improperly nourished. *Am J Clin Nutr.* 1982;35(Suppl 5): 1241–1254.
15. Keirse MJNC. Epidemiology and etiology of the growth retarded baby. *Clin Obstetr Gynaecol.* 1984; 11:415–436.
16. Murrells TJ, Smith TM, Catford JC. The use of logit models to investigate social and biological factors in infant mortality. I, Methodology. *Stat Med.* 1985;4:175–187.
17. Mardones Santander F, Mardones Restat F, Dachs N, Díaz M. Distribución del peso al nacer para cada edad gestacional en Chile. *Rev Chil Pediatr.* 1989; 60:181–188.
18. Thomson AM, Billewicz WZ, Hytten FE. The assessment of fetal growth. *J Obstetr Gynecol Br Commonw.* 1968;75:903–916.
19. Juez G, Lucero E, Ventura-Juncá P, González H, Tapia JL, Winter A. Crecimiento intrauterino en recién nacidos chilenos de clase media. *Rev Chil Pediatr.* 1989;60:198–202.
20. Oto MA, Burgos J, Martínez V. Mortalidad neonatal en un hospital de Santiago. *Rev Chil Pediatr.* 1986;57:278–282.
21. Legarreta A, Aldea A, López L. Omisión del registro de defunciones de niños ocurridas en maternidades, Santiago, Chile. *Bol Of Sanit Panam.* 1973;75:303–314.
22. Oficina Sanitaria Panamericana. Volumen I: *Las condiciones de salud en las Américas.* Edición de 1990. Washington, DC: Organización Panamericana de la Salud; 1990:13–14.
23. SAS Institute Inc. *SAS user's guide: basics.* Versión 5a. ed. Cary, North Carolina: SAS Institute Inc; 1985.
24. Vecchio TJ. Predictive value of a single diagnostic test in unselected populations. *N Engl J Med.* 1966;274:1171–1173.
25. Youden WJ. Index for rating diagnostic tests. *Cancer.* 1950;2:32–35:1950.
26. Erdreich LS, Lee ET. Use of relative operating characteristics analysis in epidemiology. *Am J Epidemiol.* 1981;114:649–662.
27. Brownie C, Habicht J-P, Cogill B. Comparing indicators of health and nutritional status. *Am J Epidemiol.* 1986;124:1031–1044.
28. Mardones-Restat F, Jones G, Mardones-Santander F, Dachs N, Habicht J-P, Díaz M. Growth failure prediction in Chile. *Int J Epidemiol.* 1989;18(Suppl 2):44–49.
29. Hepburn M, Rosenberg K. An audit of the detection and management of small for gestational age babies. *Br J Obstetr Gynaecol.* 1986;93:212–216.
30. Hoffman HJ, Stark CR, Lundin FE, Ashbrook JD. Analysis of birth weight, gestational age, and fetal viability, U.S. births, 1968. *Obstetr Gynecol Surv.* 1974;29:651–681.
31. Falkner F. Key issues in perinatal growth. *Acta Paediatr Scand.* 1985;319(Suppl):21–25.

SUMMARY

COMPARISON OF THREE FETAL GROWTH ASSESSMENT CURVES

To predict the risk of neonatal death, a comparison was made of the diagnostic reliability and predictive power—measured respectively by sensitivity/specificity and positive/negative predictive values—of three fetal growth assessment curves that have been developed for populations in Denver (United States of America), Santiago (Chile), and Aberdeen (Scotland). The study used data in births and deaths of newborns reported in Chile during 1986, grouped into three categories according to gestational age at time of delivery: 38–42, 32–37, and 26–31 weeks. Analysis of the relative operating characteristic curve showed that these patterns do not predict with a probability greater

than chance whether newborns who are large for gestational age (LGA) will die or survive, whereas they are capable of such prediction for newborns who are small for gestational age (SGA). The area above the indifference line was relatively small in all cases. Except with the group 26 to 31 weeks, the positive predictive values were generally very low and the negative predictive values were high. Thus it was concluded that the parameters identifying risk of neonatal death are not closely correlated with the percentiles defined as SGA or LGA in the distribution curves studied. In order to improve the diagnostic reliability and predictive power, new fetal growth assessment curves should be developed that take into account the effects on neonatal mortality of both birth weight and gestational age at delivery.

Premio Fred L. Soper para 1991

La Junta Directiva de la Fundación Panamericana de la Salud y la Educación (PAHEF) ha acordado otorgar el Premio Fred L. Soper para 1991 al investigador costarricense Rolando Herrero y sus colaboradores Louise A. Brinton, William C. Reeves, María M. Brenes, Francisco Tenorio, Rosa C. de Britton, Eduardo Gaitán, Patricia Montalván, Mariana García y William E. Rawls, por su artículo "Factores de riesgo de carcinoma invasor del cuello uterino en América Latina". Este estudio de casos y testigos que se publicó en el número de julio de 1990 del *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana* (Vol. 109, No. 1) surgió a raíz de un grupo de trabajo reunido en Panamá en julio de 1983 bajo el auspicio de la OPS. Contó con financiamiento parcial de los Institutos Nacionales del Cáncer de los Estados Unidos y el Canadá, y con la participación de varias instituciones de salud de Colombia, Costa Rica, México y Panamá. El premio honra la memoria de Fred L. Soper, Director de la Oficina Sanitaria Panamericana de 1947 a 1959, galardonando anualmente a un trabajo científico sobresaliente aplicable a la salud pública en los países de América Latina o del Caribe.