

# Un instrumento de diagnóstico que relaciona el peso al nacer y la edad gestacional de parto con la mortalidad neonatal

*Francisco Mardones-Santander, MD, MSc; Norberto Dachs, Ph.D.; Francisco Mardones-Restat, MD, MPH.; Gloria Icaza, BS; Mirtha Díaz, BA; Barton R. Burkhalter, Ph.D.*

## Resumen

El peso al nacer (PN) y la edad gestacional de parto (EGP) son determinantes importantes de la sobrevivencia neonatal y el consiguiente estado nutricional y de salud. Estos determinantes han adquirido protagonismo creciente en el mundo, tanto desde el punto de vista de la salud pública como de la economía, pues es necesario tomar decisiones sobre la destinación de recursos para prevenir y atender los nacimientos de alto riesgo. Este trabajo informa sobre el desarrollo de un modelo de regresión logística que estima la probabilidad de muerte neonatal según PN y EGP. El modelo se basa en una muestra de 253.951 nacimientos vivos en hospital y 2.108 muertos neonatales, que se estiman incluyen el 98.2% de todos los nacidos vivos y el 86.6% de todas las muertes neonatales que ocurrieron en Chile en 1986.

Como se esperaba, PN y EGP fueron altamente predictoras de muerte neonatal. Sin embargo, se encontró que el sexo y la paridad ejercen influencias muy discretas sobre el resultado neonatal. El modelo es altamente significativo y altamente no lineal. Es similar en su forma a estudios previos pero superior por las metodologías utilizadas.

Se desarrolló una gráfica diagnóstica de uso simple. Esta gráfica es una herramienta clínica efectiva que también se puede usar en el planeamiento de la atención de salud tanto a nivel local como nacional.

## Introducción

El peso al nacer (PN) y la edad gestacional de parto (EGP) son los determinantes mayores de la sobrevivencia, la mortalidad y el estado nutricional durante los períodos neonatales y postneonatales tanto en países desarrollados como en países en vías de desarrollo (1-4). Aunque en los países desarrollados existen cuidados perinatales altamente sofisticados que pueden incrementar notablemen-

te las posibilidades de sobrevivencia en niños de bajo PN, tales cuidados son muy costosos y generalmente no están disponibles en países en vías de desarrollo.

Las acciones preventivas durante la gestación dirigidas a aumentar el PN y la EGP han mostrado que son costo-efectivas (1,5-7). Estas acciones preventivas aumentan los costos de los cuidados primarios de salud antes y durante la gestación pero también disminuyen efectivamente los costos del cuidado siguiente al nacimiento. También reducen los costos relacionados con discapacidades neurológicas en niños de alto riesgo y en último término pueden mejorar el comportamiento y la productividad escolar (1,2).

El conocimiento de la relación entre PN y EGP con la sobrevivencia del niño sirve para cuatro propósitos. Primero, ayuda a identificar a recién nacidos de alto riesgo. Segundo, es importante en la evaluación tanto de las estrategias de cuidado prenatales como perinatales dado que proporciona una línea base. Tercero, permite una cuantificación mejor de la población en riesgo para propósitos de asignación de recursos. Cuatro, contribuye a las actividades encaminadas a establecer patrones de ganancia de peso materno y crecimiento fetal durante la gestación.

El efecto de PN y EGP sobre la probabilidad de sobrevivencia neonatal es altamente dependiente de la calidad del cuidado de salud neonatal. Hace dos décadas aproximadamente, Lubchenko y colaboradores (8) usaron información de mortalidad según PN y EGP para evaluar la calidad del cuidado perinatal en un hospital de los Estados Unidos. Desde ese estudio, hallazgos en diferentes países han sido considerados los patrones para relacionar PN y EGP con la sobrevivencia neonatal (8-13). Sin embargo, los avances en los cuidados intensivos neonatales han mejorado la sobrevivencia durante el período neonatal y han tornado esos resultados obsoletos. Además, se han cuestionado los aspectos metodológicos de esos estudios desde la perspectiva de la disponibilidad de nuevas técnicas de recolección de datos y de análisis; ahora existen métodos estadísticos que usan análisis

multivariados y regresión logística para separar los efectos independientes sobre la mortalidad de diferentes variables (14,15). Sporcken y colaboradores (16) presentaron un modelo logístico pero no consideraron las interacciones posibles entre PN y EGP, principalmente porque ellos incluyeron solamente 188 casos con EGP menor de 34 semanas.

Con la idea de tomar en cuenta estas preocupaciones, se obtuvo para este estudio información correspondiente a una muestra amplia de nacimientos en un sistema de cuidados de salud moderno (Chile). Se determinó el efecto interactivo de PN y EGP sobre la sobrevivencia neonatal. El modelo resultante se trabajó en forma gráfica y algebraica para usarlo en el planeamiento de recursos a nivel de la comunidad y también para la evaluación del riesgo individual en las salas de maternidad.

Chile tiene un moderno sistema de cuidado de salud neonatal y prenatal, tal como lo indican su alto porcentaje de nacimientos en hospital y su baja tasa de mortalidad neonatal. La tasa de Chile es de 10.4 muertes neonatales por 1.000 nacidos vivos; aunque esta tasa es más alta que países como Japón o Finlandia con 4 muertes neonatales por 1.000 nacidos vivos, es más baja que muchos países en desarrollo, donde las tasas llegan a 50 muertes neonatales por 1.000 nacidos vivos.

## Material y Métodos

El estudio obtuvo datos de todos los nacimientos vivos (259.347) y de todas las muertes neonatales (2.705) que fueron registradas en el Servicio Chileno de Registro Civil durante 1986. El número de nacimientos vivos no registrados y de muertes neonatales no registradas se asume que es de mínima importancia. Hace más de 20 años el Estudio Interamericano de Mortalidad en la niñez (17) encontró una alta proporción de muertes neonatales sin registro en Chile. Parcialmente a causa de este descubrimiento, Chile instituyó distintas políticas y prácticas que en conjunto eliminaron los nacimientos vivos no registrados y las muertes neonatales no registradas. En 1986 más del 98% de todos los nacimientos vivos ocurrieron en maternidades de hospitales. Todos los hospitales públicos y privados en Chile requieren llenar un certificado de parto. Los certificados de defunción también son hechos por los médicos tal como lo prescribe la ley. Tanto los certificados de parto como los de defunción deben quedar registrados en el Servicio de Registro Civil que generalmente está localizado

dentro de los propios hospitales, facilitando de esta manera el registro inmediato de nacimientos y de muertes. Además el registro de nacimientos está alentado por los incentivos monetarios del sistema de seguridad social y se requiere el certificado de defunción antes del entierro del cuerpo. En los comienzos de los años 80 Chile reportó la más baja proporción de casos sin registro para todas las muertes en América Latina (18). De esta manera, el número de nacimientos y de muertes no registradas parece ser muy pequeño.

Para cada nacido vivo se obtuvo información sobre PN, EGP, sexo y paridad. Estos cuatro datos se anotan en el certificado de nacimiento en el registro civil y se dispusieron en 254.845 casos (98.26% del total de nacimientos). En este estudio se utilizaron solamente casos con información completa. La mayoría de los casos con datos faltantes correspondían a nacimientos ocurridos fuera del hospital.

El PN se determina en las maternidades inmediatamente después del parto por personal entrenado, utilizando balanzas y procedimientos normados. La EGP se determina por la fecha del último período menstrual; en los casos con fechas dudosas, se utiliza una prueba temprana de ultrasonido o el examen clínico post-natal.

Para cada defunción neonatal registrada en 1986 se obtuvo información referente a los mismos cuatro datos. En 29.8% de los casos faltaban uno o más de estos datos. En consecuencia para los propósitos de este estudio la información de los resultados de defunción se complementó con datos de las auditorías médicas que se utilizan para casi todas las muertes infantiles en Chile. Debido a la falta de códigos únicos de identificación, no fue posible relacionar registros individuales en el nacimiento con registro de defunciones. Usando ambas fuentes (registro y auditoría) en el caso de las defunciones, se obtuvo una información completa en 2.343 (86.6%) muertes neonatales que ocurrieron en 1986.

La mayoría de los datos que faltaron correspondían a EGP. Ello podría resultar en un sesgo de la muestra porque la EGP es más difícil de juzgar por los pediatras en los nacimientos de pre-término, especialmente en nacimientos muy inmaduros. De esta manera, la EGP para nacimiento pre-término, especialmente en los muy inmaduros, podría haber sido omitida más frecuentemente que la EGP para

nacimientos a término. Parte de este posible sesgo se disminuyó al excluir todos los nacimientos en que la EGP era menor de 26 semanas.

Muy pocos nacimientos o muertes sucedieron con EGP menores de 26 semanas o mayores de 42 semanas (641 nacimientos y 227 muertes neonatales bajo 26 semanas; 253 nacimientos y 8 muertes neonatales por encima de 42 semanas). Por tanto, las muertes finales incluyeron todos los nacimientos vivos y muertos neonatales en los cuales se obtuvieron datos de PN y EGP, sexo y paridad que tuvieron EGP entre 26 y 42 semanas. Las muestras analizadas incluyeron 253.951 nacimientos y 2.108 muertes neonatales. Esta información se resume en la Tabla 1.

**Tabla 1.** Número de nacimientos vivos y muertos neonatales en Chile en 1986

	Nacimientos vivos (%) <sup>d</sup>	Muertes neonatales (%) <sup>d</sup>
Total Estimado <sup>a</sup>	259.347 (100%)	2.705 (100%)
Registrados en 1986	259.347 (100%)	2.705 (100%)
Registrados con datos completos <sup>b</sup>	254.845 (98.3%)	2.346 (86.6%)
Registrados con datos completos <sup>b</sup> y GA entre 26-42 semanas <sup>c</sup>	253.951 (97.9%)	2.108 (77.9%)

<sup>a</sup> Nacimientos totales vivos y muertes neonatales son estimadas por igual al número registrado.

<sup>b</sup> Los datos completos incluyen PN, GAP, sexo y paridad del registro o auditoría.

<sup>c</sup> Estas filas contienen las muestras usadas en el análisis.

<sup>d</sup> Porcentaje de estimado total.

Nuestro propósito fue desarrollar un modelo que prediga con certeza el riesgo de muerte neonatal en función de PN y EGP. Las siguientes medidas generales fueron tomadas para cumplir ese objetivo: 1) normalizar el efecto de sexo y paridad transformando el PN en puntajes Z; 2) desarrollo de dos modelos que predicen el logito de la probabilidad de muerte neonatal como función de puntajes Z de PN y EGP utilizando técnicas de regresión logística; 3) combinar los modelos en una gráfica única que muestra la probabilidad de muerte neonatal en función de PN real y EGP; y 4) probar la adecuación de los modelos usando estadísticas C\* y H\* calculando la sensibilidad (proporción de muertes neonatales diagnosticadas como en riesgo) y especificidad (proporción de sobrevivientes diag-

nosticados como sin riesgo) de los modelos para los diferentes puntos de corte.

### Normalizar el efecto de sexo y paridad

Dado que el sexo y la paridad influyen el PN (2-19-20), nosotros normalizamos los valores de PN con respecto al sexo y paridad, transformando los valores de PN real en puntajes Z, usando técnicas similares a Altman y Coles (21). La muestra de nacidos vivos fue dividida en cuatro subgrupos por sexo y paridad (masculino-primíparas, masculino-multíparas, femenino-primíparas, femenino-multíparas). Para calcular los puntajes Z, luego se usó la regresión lineal para estimar la media y la desviación estándar como función de la EGP para cada uno de los cuatro subgrupos. Los resultados, resumidos en la Tabla 2, toman la forma de ecuaciones lineales cuadráticas en EGP y se utilizaron para calcular un puntaje Z de PN para cada caso en la muestra de 253.951 nacimientos vivos y en la muestra de 2.108 muertes neonatales.

**Desarrollo de Modelos Logísticos.** La muestra de 253.951 nacimientos vivos y la muestra de 2.108 muertes neonatales se fusionaron en una muestra de 256.059 casos que denominamos como la "muestra combinada". Se definió un subgrupo de la muestra combinada que incluyó todos los casos donde la edad gestacional al nacer estuviera comprendida entre 36-42 semanas y se denominó como "la submuestra de 36-42 semanas". Se desarrollaron dos modelos separados: uno con la submuestra de 36-42 semanas y el segundo con la muestra combinada total. El último modelo EGP (26-42 semanas) se utilizó para elaborar predicciones en el rango de EGP entre 26-35 semanas, mientras que el primero (36-42 semanas) se usó en el rango de 36-42 semanas. El modelo de submuestra de 36-42 semanas se utilizó en el rango de 36-42 semanas porque la mayoría de los nacimientos vivos ocurrieron dentro de este rango. No se realizaron predicciones cuando la edad gestacional al nacer estaba por debajo de las 26 semanas o por encima de 42 semanas.

Se obtuvieron modelos de regresión logística (15) para las dos muestras descritas utilizando el paquete computacional SAS (22). El logito de mortalidad neonatal,  $\log p/(1-p)$ , donde p es la probabilidad de muerte neonatal, fue obtenido como función de puntajes Z de PN y EGP.

**Retransformación de PN y Combinación de los Modelos.** Con la finalidad de construir un modelo

**Tabla 2.** Coeficientes para estimadores de probabilidad máxima en PN: media y desvíos estándar (en gramos) como una función de la EGP (en semanas) por sexo y por grupos de paridad.

	Término				
	Constante	EGP	EGP <sup>2</sup>	EGP <sup>3</sup>	EGP <sup>4</sup>
<b>Masculino-Primíp:</b>					
PN (Promedio)	-129,073	+16,434.03	-779.1029	+16.35248	-0.126904
PN (Desv. St.)	+21,376	-2,741.988	-129,7788	-2.662954	+0.020110
<b>Masculino-Múltip:</b>					
PN (Promedio)	-152,543	+19.213.50	-902.4562	+18.77984	-0.144707
PN (Desv. St.)	+15.142	-2.010.225	+97.08022	-2.006742	+0.015155
<b>Femenino-Primíp:</b>					
PN (Promedio)	-99.374.6	+12.660.64	-602.4980	+12.73793	-0.099610
PN (Desv. St.)	+36.437	-4.672.355	-221.1813	-4.558262	+0.034635
<b>Femenino-Múltip:</b>					
PN (Promedio)	-138.454	+17.487.58	-824.0811	+17.21339	-0.133114
PN (Desv. St.)	+21.424	-2.698.080	+124.9476	-2.502184	+0.018409

simple de probabilidad de muerte neonatal como función de PN y EGP, se volvieron a transformar los puntajes Z de PN de los 2 modelos logísticos en PN utilizando las ecuaciones de regresión de la Tabla 2 (usadas para derivar originalmente los puntajes Z) y los resultados se combinan en un solo modelo.

**Prueba de la Adecuación de los Modelos.** Primero, se probó la adecuación de los modelos logísticos utilizando las estadísticas C\* y H\* (23). Segundo, para comparar la habilidad diagnóstica se calculó la especificidad de los modelos de 26-42 semanas y 36-42 semanas para luego usar una curva con estos valores ROC (Relative Operating Characteristics) (24-26) para diferentes niveles de mortalidad. Finalmente se calcularon la sensibilidad y especificidad del modelo final mostrado en la Figura 3 asumiendo diferentes de punto de corte p.

Todos los análisis se realizaron en un computador IBM 4361 en la Universidad de Chile.

## Resultados

Los resultados de los dos análisis de regresión logística se presentan en las tablas 3 y 4. El modelo logístico para las semanas 36-42 incluyó términos lineales y cuadráticos en EGP y en los puntajes Z de PN. El modelo logístico de 26-42 semanas incluyó términos cuadráticos lineales en EGP y en puntajes

de PN así como un término de interacción (EGP x puntajes Z PN). La inclusión de todos los términos fue significativo al nivel de 0.0001 (usando la prueba de Chi-Cuadrado) excepto en el término EGP<sup>2</sup> en el modelo semana 26-42 que fue significativo a nivel de 0.0027.

**Tabla 3.** Modelo de regresión Logit de mortalidad neonatal para edad gestacional (GAP)=26-42 semanas<sup>a</sup>

Término	Coefficiente (c <sub>i</sub> )	Error de Medio	Nivel de Significativo
Constante	-18.4094	1.8561	0.0001
GAP	0.8129	0.1111	0.0001
PN Z-scores	2.0214	0.2110	0.0001
GAP (PNZ-score)	-0.0410	0.0059	0.0001
(GAP <sup>2</sup> )	-0.0049	0.0016	0.0027
(PN Z-scores) <sup>2</sup>	-0.2210	0.0185	0.0001

$$a[\log(p/(1-p))] = c_0 + c_1 * GAP + c_2 * Z + c_3 * GAP * Z + c_4 * GAP^2 + c_5 * Z^2$$

Los modelos de regresión arrojaron diferentes medias y diferentes desvíos estándar en cada uno de los cuatro grupos sexo-paridad (Tabla 2). Por lo tanto, cada uno de los modelos logísticos se dividió en cuatro submodelos sexo-paridad. Cada uno de los submodelos género-paridad fue graficado con iso-líneas, donde la probabilidad de muerte neonatal para predecir es constante para diferentes valores de EGP y de PN (Figuras 1 y 2).

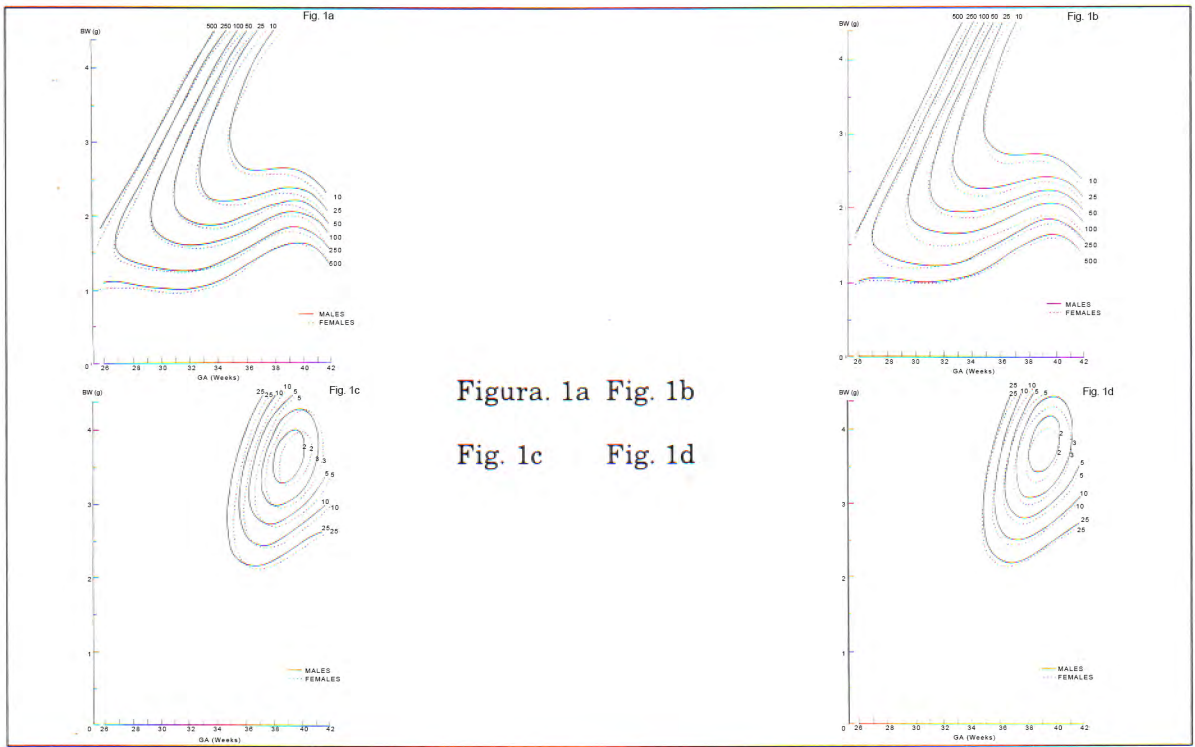


Figura. 1a Fig. 1b  
Fig. 1c Fig. 1d

**Figura 1.** Efecto del género sobre la probabilidad de muerte neonatal en cuatro modelos separados. La línea sólida representa el masculino, los niños; la línea de puntos representa las niñas. Figuras 1a y 1b son del modelo de 26-42 semanas. Las figuras 1c y 1d son del modelo de 36-42 semanas. Las figuras 1a y 1c son para las primíparas. Figuras 1b y 1c son para multipáras.

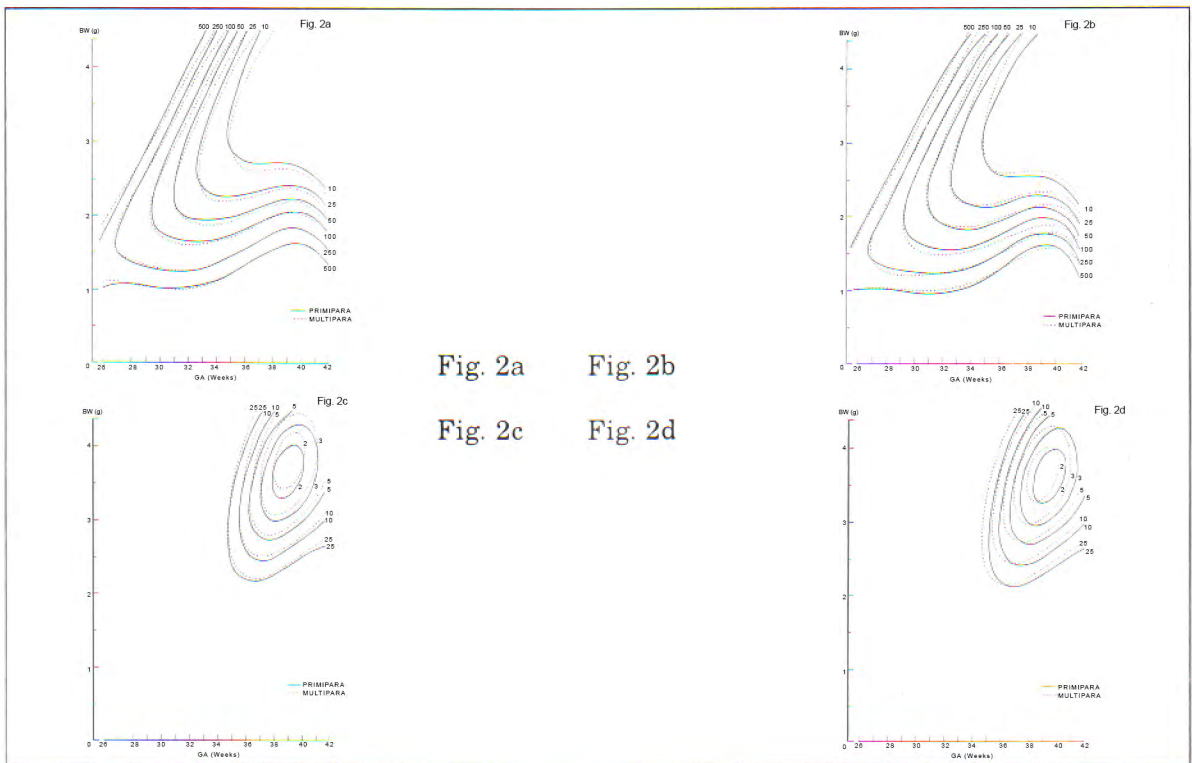


Fig. 2a Fig. 2b  
Fig. 2c Fig. 2d

**Figura 2.** Efecto de la paridad sobre la probabilidad de muerte neonatal en cuatro modelos separados. La línea sólida representa primíparas; la línea punteada representa multipáras. Figuras 2a y 2c son del modelo de 26-42 semanas. Figuras 2c y 2d son del modelo de 36-42 semanas. Figuras 2a y 2c son para masculinos. Figuras 2b y 2d son para femeninos.

**Tabla 4.** Modelo de regresión Logit de mortalidad neonatal para edad gestacional (GA)=36-42 semanas<sup>a</sup>

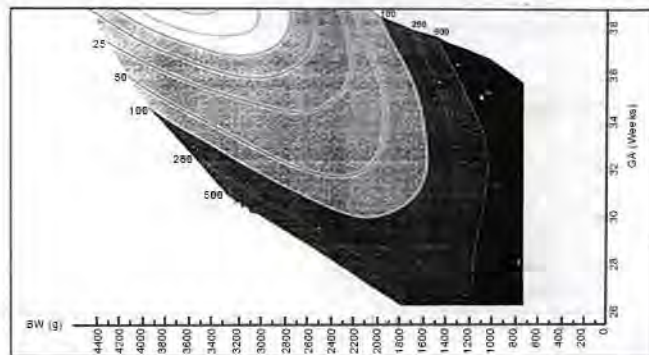
Término	Coefficiente (c <sub>i</sub> )	Error de medio	Nivel de Significado
Constante	--231.032	17.1164	0.0001
GAP	11.9899	0.8889	0.0001
PN Z-score	0.4086	0.0300	0.0001
(GAP) <sup>2</sup>	--0.1515	0.0115	0.0001
(PN Z-score) <sup>2</sup>	--0.2649	0.0232	0.0001

$$a(\log[p/(1-p)]) = c^0 + c^1 * GAP + c^2 * Z + c^3 * GAP^2 + c^4 * Z^2$$

El sexo y la paridad mostraron poca influencia independiente sobre la probabilidad de mortalidad neonatal. En la Figura 1 se muestra que, en rangos de PN bajos, a igualdad de PN las niñas tenían tasa de mortalidad mas bajas que los varones. En los rangos de PN mayores que lo normal, las tasas de mortalidad en las niñas fueron ligeramente más altas que los varones, tal como se esperaba. A igualdad de EGP las niñas mostraron mortalidad ligeramente más alta que los varones. La Figura 2 muestra que la influencia de paridad es más débil y menos sistemática que el sexo. En el modelo de 36-42 semanas, las tasas de mortalidad para nacimientos múltiparos son ligeramente más bajas que para los nacimientos primíparos a igualdad de PN, mientras que las tasas de mortalidad son ligeramente más altas en nacimientos múltiparos para la misma edad gestacional.

Al superponer las gráficas de los diferentes modelos, se determinó que las diferencias entre los grupos sexo-paridad eran muy discretas. Por lo tanto, se suavizaron manualmente las iso-líneas para producir gráficas únicas de los modelos siguientes: de 36-42 semanas, de 26-42 semanas y finalmente una combinación de los dos (Figura 3). En el modelo combinado las iso-líneas de p=0.002, 0.003 y 0.005 se basaron solamente en el modelo de 36-42 semanas. Las iso-líneas de p=0.050 y más altas se basaron sólo en el modelo de 26-42 semanas. Las iso-líneas de p=0.010 y 0.025 se obtuvieron dibujando una línea intermedia entre las iso-líneas de ambos modelos.

En el modelo combinado final (Figura 3), el riesgo de mortalidad neonatal más alto de 500 por 1.000 nacidos vivos ocurrió cuando el PN estaba por debajo de 1.100 gramos. El riesgo de mortalidad decrece monótonicamente en la medida en que PN



**Figura 3.** Un instrumento de diagnóstico para estimar la probabilidad de muerte neonatal en función del peso al nacer y de la edad gestacional al parto.

y EGP suben. El riesgo menor presentado es de 2 muertes por 1.000 nacidos vivos; esto ocurre para un PN entre 3.300 y 4.100 gramos y una EGP alrededor de 40 semanas.

El PN es la influencia más importante sobre el riesgo de mortalidad neonatal en los infantes pre-término, cuando el PN es menor de 2.300 gramos. La EGP parece ser el factor más importante a pesos al nacer mayores. Para EGP entre 38-42 semanas los dos factores tuvieron una influencia similar sobre el riesgo, como se demostró por los círculos aproximadamente concéntricos de riesgo constante para p=3 y por debajo. Sin embargo, los infantes de pre-término que eran relativamente macro-sómicos tuvieron un riesgo de mortalidad más alto que sus contrapartes de PN promedio.

La aplicación a los modelos logísticos de las estadísticas C\* y H\* (23) dio valores significativos a nivel de 10%, indicando un ajuste adecuado. La sensibilidad y la especificidad del modelo de 26-42 semanas y del modelo de 36-42 semanas se presentan en la Figura 4. La superioridad del modelo de 36-42 semanas es aparente. La suma de sensibilidad y especificidad del modelo final era más alto que 100% en todos los niveles de punto de corte de mortalidad neonatal (puntos de corte de mortalidad significa que todos p igual o menor que el valor de mortalidad se predicen como sobrevivientes mientras que todos los casos con p mayor que el valor de mortalidad se predicen como muertes neonatales) y por encima de 140% a niveles de punto de corte entre 0.007 y 0.080. Como se ve en la Tabla 5 el valor más alto era 155.9, a un punto de corte de p=0.010.

El modelo presentado en la Figura 3 está sombreado diferencialmente para mayor claridad.

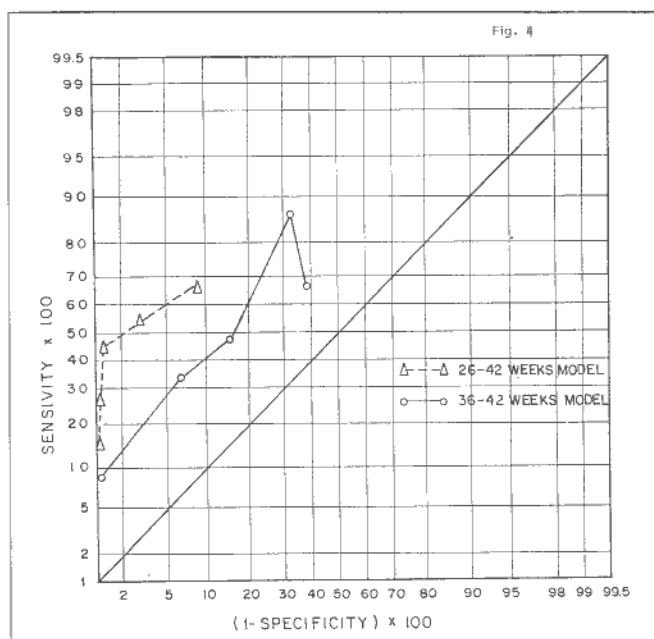


Figura 4. Curvas ROC para dos modelos Logit

**Tabla 5.** Sensibilidad y Especificidad del modo final para diferentes puntos de corte de probabilidad de muerte neonatal<sup>a</sup>

Mortalidad de puntos de corte (P)	Sensibilidad (%)	Especificidad (%)	Sensibilidad + Especificidad
0.002	86.4	27.6	114.0
0.003	66.2	61.8	128.3
0.005	47.9	82.6	130.5
0.010	65.3	90.6	155.9
0.025	54.3	96.8	151.1
0.050	45.4	98.7	144.1
0.100	38.0	99.3	137.3
0.250	27.1	99.8	126.9
0.500	15.4	99.9	116.7

<sup>a</sup> Para cada uno de los valores de mortalidad de punto de corte, en la primera columna se asume que el modelo predice que un recién nacido morirá en el período neonatal si el valor de "p" calculado para los recién nacidos es más alto que la mortalidad punto de corte.

## Discusión

Estos datos clínicos son de alta calidad y muy completos. Por ello, son aceptables como un registro confiable de crecimiento fetal para la determinación de riesgo de mortalidad neonatal. La aplicación de análisis logísticos a los datos ha generado modelos con formas similares y con confiabilidad más alta que los modelos previamente publicados. Dos estrategias que fueron importantes para el éxito del análisis logístico fueron la normalización de los PN con respecto al sexo y la paridad al

transformarlos en puntajes Z y el desarrollo del segundo modelo para EGP entre 36-42 semanas. EL segundo modelo fue necesario porque muy pocas muertes neonatales ocurren cuando la EGP es mayor que 36 semanas. Por lo tanto, la exactitud en esta parte del rango se hace relativamente menos importante cuando se usan todos los datos 26-42 semanas.

Los resultados informados aquí con respecto al sexo y la paridad son generalmente compatibles con informes previos que están en la literatura (27, 28). Una excepción a ello puede ser que en nuestros datos las tasas de mortalidad eran ligeramente más bajas en nacimientos múltiparos que en nacimientos primíparos para igualdad de peso al nacer pero más altos para la misma edad gestacional. Una explicación posible para este resultado es la relación no lineal entre mortalidad y paridad puesto que la mortalidad es más baja cuando la paridad es 2 o 3 (28). A lo anterior se combina el hecho que estos datos contienen un desproporcionado alto número de nacimientos con paridad de cuatro o más (12.7%) y sólo 5.7% con paridad de 5 o más (19).

Las estadísticas C\* y H\* son indicadores apropiados de la bondad del ajuste para los modelos logísticos, indicando que el modelo es muy confiable (23). Aunque la sensibilidad y la especificidad no son indicadores apropiados de la bondad del ajuste para este modelo, ellos fueron calculados y presentados aquí para comparar con patrones informados previamente. La suma de la sensibilidad y la especificidad del modelo final estaba por encima 140% para un amplio rango de niveles de punto de corte para mortalidad neonatal. Esto indica que es una prueba eficiente (24-26, 29-31). Estas figuras son más altas que aquellas provenientes de patrones publicados previamente (26).

La forma de la Figura 3 es similar a los resultados informados por otros autores (8-13). El hecho que encontraran formas similares sugiere que la forma de la función podría reflejar un fenómeno biológico subyacente y no un fenómeno sociológico relacionado con la atención médica. Por lo tanto, el modelo puede ser aplicable tanto para países en desarrollo como países desarrollados. Datos recientes de algunos países desarrollados, basados en análisis menos extensos (11, 12), informan valores de mortalidad neonatal por PN y EGP que son más altos que los reportados aquí.

El modelo puede ser usado para reducir niveles de mortalidad neonatal en al menos tres maneras. Primero, el modelo puede usarse para detectar recién nacidos en alto riesgo de mortalidad neonatal de modo que se puedan tomar acciones preventivas apropiadas. Segundo, en estudios retrospectivos será más fácil obtener muestras adecuadas de individuos en riesgo basados en los PN y EGP que en muertes neonatales reales. Esto puede ayudar a mejorar la asignación de los escasos recursos para el propósito de reducir el tamaño de la población en riesgo (1-7). Tercero, la calidad del cuidado en las maternidades puede ser auditada comparando sus tasas de mortalidad neonatal real según PN y EGP con el modelo (1).

El aumento de la incidencia de niños pre-término macrosómicos en la población de nacidos vivos chilenos (19) ha sido previamente identificada en otros países (9, 20). Nuestros datos demuestran en forma similar a los de Koops y colaboradores (11), que tales niños tienen un riesgo de mortalidad neonatal más alto que sus contrapartes con EGP similares. Varias explicaciones se pueden dar. La EGP puede haber sido subestimada conduciendo por lo tanto, a la aparición errónea de este grupo de alto riesgo. Sin embargo, esto es poco probable puesto que niños con PN similares pero de EGP más avanzada tendrían una mortalidad neonatal más baja que la observada. Otra explicación podría ser la patología materna. Las madres obesas generalmente dan a luz niños más grandes que el promedio. Esta explicación también es poco plausible porque las madres obesas también tienden a dar a luz en época más tardía que en la EGP promedio (33). Otra posibilidad es que madres no-diabéticas con intolerancia a la glucosa tienden a dar a luz bebés más pesados (34). Esta posibilidad no fue analizada.

Los Neonatólogos y Perinatólogos están al tanto de la necesidad de evaluar los riesgos de mortalidad. Falkner (35) ha enfatizado que el resultado perinatal debe ser el criterio con el cual jugar la adecuación del crecimiento. Estudios previos (26, 36) han mostrado que hay una correlación débil entre los percentilos de PN para la EGP y la sobrevivencia del recién nacido, pues se valoriza solamente la posible influencia del PN. Al incorporar PN y EGP en el análisis de la mortalidad neonatal, el modelo presente permite una correlación más fuerte con el bienestar del recién nacido que en estudios anteriores. Por lo tanto, se propone a este modelo como un patrón para determinar la adecuación del crecimiento fetal.

## Reconocimientos

Este trabajo fue apoyado por: a) la Organización Panamericana de la Salud, Contrato CHI-MS-010-87 con el Ministerio de Salud de Chile; b) FAPESP, Sao Paulo, Brasil, Contrato 88/1278-9; y c) el Banco Mundial.

## Referencias

1. National Academy of Sciences, Institute of Medicine. Preventing low birth weight. Washington, D.C., National Academy Press, 1985.
2. KRAMER, M.S. Determinants of low birth weight: methodological assessment and metaanalysis. Bulletin of the World Health Organization, 65: 663-737 (1987).
3. POFFER, R.R. & SERRANO C.V. Patterns of birthweights. PAHO Scientific Publication No. 504. Washington, D.C., Pan American Health Organization, 1987.
4. MARDONES-SANTANDER, F. Algunos factores condicionantes del bajo peso de nacimiento. Revista Médica Chile, 108: 839-854 (1980).
5. MOORE, T.R. et al. The perinatal and economic impact of prenatal care in a low socioeconomic population. American journal of obstetrics and gynecology, 154: 29-33 (1986).
6. MARDONES-SANTANDER, F. et al. Cost effectiveness of a nutrition intervention program for women. Nutrition research, 11: 295-307 (1991).
7. MARDONES-SANTANDER, F. & Zamora, R. Socio-economic evaluation of powered milk delivery to pregnant women in Chile. Revista Médica Chile, 118: 1043-1051 (1990).
8. LUBCHENCO, L.O. et al. Neonatal mortality rate: relationship to birth weight and gestational age. Journal of pediatrics, 81: 814-822 (1972).
9. HOFFMAN, H.J. et al. Analysis of birth weight, gestational age and fetal viability, U.S. births, 1968. Obstetrics and gynecology, 29: 651-681 (1974).
10. GOLDSTEIN, H. Factors related to birth weight and perinatal mortality. British medical bulletin, 37: 259-264 (1981).



11. KOOPS, B.L. et al, Neonatal mortality risk in relation to birth weight and gestational age: update. *Journal of pediatrics*, 101: 969-977 (1982).
12. WILLIAMS, R.L. et al. Fetal growth and perinatal viability in California. *Obstetrics and gynecology*, 59: 624-632 (1982).
13. BERNARD, R.P. & SASTRAWINATA, S. Infant outcome, fetal growth, and pregnancy care: relationships in Indonesian university obstetrics. *Acta paediatrica Scandinavica*. 319 (supplement): 111-119 (1985).
14. MURELLS, T.J. et al. The use of logit models to investigate social and biological factors in infant mortality. I: Methodology. *Statistic in medicine*, 4: 175-187 (1985).
15. MATHEWS, D.E. & FAREWELL, V.T. Using and understanding medical statistics, 2nd revised edition. New York: Karger, 1988. pp. 141-54.
16. SPORKEN, J.M.J. et al. Survival probabilities of infants delivered prior to the 34th week of pregnancy as estimated by means of a logistic model. *European journal of obstetrical and gynecological reproductive biology*, 19: 215-221 (1985).
17. PUFFER, R.R. & SERRANO, C.V. Patterns of Mortality in Childhood. PAHO Scientific Publication No. 262. Washington, D.C.: Pan-American Health Organization, 1973.
18. Health conditions in the Americas. 1990 edition, Volume 1. PAHO Scientific Publication No. 524. Washington, D.C.: American Health Organization, 1990, pp. 13-14.
19. MARDONES-SANTANDER, F. et al. Distribución del peso al nacer para cada edad gestacional en Chile. *Revista Chilena de pediatría*, 60: 181-188 (1989).
20. THOMSON, A.M. Fetal growth and size at birth. In: Barron, S.L. & THOMSON, A.M. (eds). *Obstetrical epidemiology*. London, Academic Press, 1983, pp. 89-142.
21. ALTMAN, D.G. & Coles, E.C. Assessing birth weight-for-dates on a continuous scale. *Annals of human biology*, 7: 35-44 (1980).
22. HASTINGS, R.P. SUGI supplemental library user's guide, 5th edition. Cary, North Carolina, SAS Institute Inc., 1986.
23. HOSMER, D.W. & LEMESHOW, S. Goodness of fit statistics tests for the multiple regression model. *Communication statistics*, A9: 1043-1069 (1980).
24. ERDREICH, L.S. & LEE, E.T. Use of relative operating characteristic analysis in epidemiology. *American journal of epidemiology*, 114: 649-662 (1986).
25. BROWNIE, C. et al. Comparing indicators of health or nutritional status. *American journal of epidemiology*, 124: 1031-1044 (1986).
26. MARDONES-SANTANDER, F. et al. Comparison of three fetal growth standards. *Bulletin of the Pan-American Health Organization*, 26(1): 37-46 (1992).
27. National Research Council. Contraception and reproductive health: Health consequences for women and young children in the developing world. Washington, D.C., National Academy Press, 1989
28. GRAY, R.H. & DOYLE, P.E. The epidemiology of conception and fertility. In: BARRON, S.L. & THOMSON, A.M. (eds.) *Obstetrical epidemiology*. London, Academic Press, 1983, pp. 25-62.
29. VECCHIO, T.J. Predictive value of a single diagnostic test in unselected populations. *New England journal of medicine*, 274 (21): 1171-1173 (1966).
30. YODEN, W.J. Index for rating diagnostic test. *Cancer*, 2: 32-35 (1950).
31. MARDONES-RESTAT, F. et al. Growth failure prediction in Chile. *International journal of epidemiology*, 18 (supplement 2): 44-49 (1989).
32. EDWARDS, L.E. et al. Pregnancy in the massively obese: course, outcome and obesity prognosis of the infant. *American journal of obstetrics and gynecology*, 131: 479-483 (1978).

33. GROSS, T. et al. Obesity in pregnancy: risks and outcome. *Obstetrics and gynecology*, 56: 446-450 (1980).
34. TALLARIGO, L. et al. Relation of glucose intolerance to complications of pregnancy in nondiabetic women. *New England journal of medicine*, 315: 989-992 (1986).
35. FALKNER, F. Key issues in perinatal growth. *Acta paediatrica Scandinavica*, 319 (yy Supplement): 21-25 (1985).
36. HEPBURN, M. & ROSENBERG, K. An audit of the detection and management of small-for-gestational age babies. *British journal of obstetrics and gynaecology*, 93 (3): 212-216 (1986).



**Esta Publicación es  
cortesía de  
Laboratorios ITALMEX**