



¿Es adecuado el uso de curvas de peso neonatales para el diagnóstico de retardo del crecimiento en recién nacidos prematuros?

DRES. CARLOS GRANDI¹, GUILLERMO LUCHTENBERG², ELIO ROJAS²

Resumen

Introducción: las curvas estandarizadas derivadas del peso de nacimiento a diferentes edades gestacionales (curvas neonatales) probablemente subestiman la prevalencia del "bajo peso para la edad gestacional" (<percentilo 10) en comparación con estándares ecográficos fetales. El objetivo del presente estudio observacional fue comparar el estándar de peso neonatal local con los pesos estimados sobre la base de diferentes modelos a similares edades gestacionales.

Población, material y métodos: se incluyeron 55.706 recién nacidos vivos entre la 25ª y la 42ª semanas de edad gestacional del período 1988-1999 del Hospital Materno-Infantil "Ramón Sardá" de Buenos Aires (pretérminos, de 25 a 36 semanas, n=3.745). Mediante la fórmula de Mongelli se construyó la "curva fraccional de crecimiento" que, para cualquier edad gestacional, estima el peso fetal como un porcentaje del feto a término. Se calcularon las diferencias porcentuales al nivel de los percentilos 10 y 50 entre los pesos observados (curva neonatal) y los pesos estimados (curva fraccional) y se compararon estas diferencias con el intervalo de confianza al 95% (error medio absoluto del peso estimado). Se contrastó la curva fraccional del Hospital Materno-Infantil "Ramón Sardá" con una similar de Nottingham (Reino Unido) y con el estándar fetal por ecografía de Hadlock.

Resultados: los pesos neonatales fueron significativamente menores que los derivados de la curva fraccional hasta la 36ª semana tanto para el percentilo 10 como para el 50. A nivel del percentilo 10, los pesos derivados de estándares neonatales en el período de la prematuridad fueron significativamente menores a los estimados por ecografía, mientras que la curva fraccional del Hospital Materno-Infantil "Ramón Sardá" fue ligeramente superior a la de Nottingham. Las diferencias porcentuales entre el peso al nacer y los pesos previstos fueron estadísticamente muy significativas durante el período de la prematuridad, siendo constantemente mayores para el percentilo 10 ($p=0,009$). A nivel del percentilo 10, las diferencias entre la curva fraccional y la neonatal fueron sistemáticamente mayores al límite superior del intervalo de confianza al 95%.

Conclusiones: a nivel del percentilo 10, los pesos derivados de estándares neonatales en el período de la prematuridad (27ª a 34ª semanas) fueron significativamente menores a los derivados de la curva fraccional –estimator del peso normal– así como a los estimados por ecografía (Hadlock) y ligeramente superiores al compararlos con una curva similar pero de otro país (Nottingham).

Palabras clave: PREMATURO
PESO AL NACER
INSUFICIENCIA DE CRECIMIENTO
ESTÁNDARES DE REFERENCIA

1. Epidemiología Perinatal y Bioestadística, Hospital Materno-Infantil Ramón Sardá. Consejo de Investigación, Secretaría de Salud del GCBA, Buenos Aires, Argentina.

2. Epidemiología Perinatal y Bioestadística, Hospital Materno Infantil Ramón Sardá Buenos Aires, Argentina.

No existió ningún tipo de apoyo económico para la realización de este estudio.

Summary

Introduction: *growth standards derived from birth weight at different gestational ages (neonatal curves) probably underestimate the small-for-gestational-age (<10th percentile) prevalence, when compared with ultrasonographically determined fetal growth standards. The aim of this observational study was to compare local neonatal standards with estimated fetal weight, using different models, at similar gestational ages.*

Population, material and methods: *55.706 singleton births between 25th and 42th gestational weeks, born at Hospital Materno-Infantil "Ramón Sardá" in Buenos Aires between 1988 and 1999, were included (preterms -25th to 36th weeks-, n=3.745). A fractional growth curve was designed, using Mongelli's formula, showing the fetal weight at any gestational age, as a percentage of the final, term weight. Percentage differences were calculated at the 10th and 50th percentile levels, between observed weight (neonatal curve) and estimated weight (fractional curve). These differences were then compared with the 95% confidence interval (estimated absolute median error). The fractional curve of Hospital Materno-Infantil "Ramón Sardá" was compared with a similar one from Nottingham (UK) and with the Hadlock's fetal ultrasonographic standards.*

Results: *neonatal weights were significantly lower than those derived from the fractional curve, for the 10th as well as for the 50th percentile. At the 10th percentile level, weights from neonatal standards for the premature period were significantly lower than those estimated ultrasonographically, while the Sardá fractional curve was slightly above that of Nottingham. The percentage differences between neonatal and predicted weights were highly significant for the premature period, being consistently higher for the 10th percentile (p=0,009).*

Differences at 10th percentile systematically fell above the upper limit of the 95% confidence interval.

Conclusions: *at the 10th percentile level, neonatal derived fetal growth standards of the preterm period (27th-34th weeks) were significantly lower than the estimated fractional and the published ultrasound derived fetal growth curves, while the local fractional curve fell slightly above that of Nottingham.*

Key words: INFANT, PREMATURE
BIRTH WEIGHT
FAILURE TO THRIVE
REFERENCE STANDARDS

Introducción

Se estima que anualmente nacen en todo el mundo alrededor de 13 millones de prematuros. El parto prematuro es la mayor causa de mortalidad y morbilidad neonatal, y contribuye al 75-90% de todas las muertes neonatales, excluidas las malformaciones congénitas, y al 50% de la discapacidad neurológica infantil, incluidas parálisis cerebral, ceguera e hipoacusia ⁽¹⁾.

Las causas del parto prematuro no se comprenden claramente. En cerca del 50% de los casos existe una condición clínica objetivable, como preeclampsia, embarazo múltiple, enfermedades maternas sistémicas, anomalías congénitas o desprendimiento de placenta ⁽²⁾. Sin embargo, en otros casos, como en nuestro medio, se ha logrado identificar a la infección ovular como la principal entidad asociada al parto prematuro ⁽³⁾.

Datos recientes sugieren que podría existir una relación entre un crecimiento intrauterino subóptimo y el parto prematuro ⁽⁴⁻⁶⁾.

Por ejemplo, mediciones ecográficas prenatales del diámetro biparietal (DBP) y la circunferencia abdominal (CA) obtenidas en fetos nacidos prematuramente sin causa aparente son menores que las derivadas de una población normal (llegada al término y a similares intervalos de la gestación), lo que constituye una evidencia directa de crecimiento intrauterino disminuido (restricción del crecimiento fetal) ^(7,8).

Por otro lado, son crecientes las evidencias que demuestran que las curvas estandarizadas derivadas del peso de nacimiento (PN) a diferentes edades gestacionales (curvas neonatales) subestiman la prevalencia del "bajo peso para la edad gestacional" (definido como inferior al percentilo 10) en comparación con estándares ecográficos fetales ^(4,5,8,9).

Debido a que el peso al nacer es una medida retrospectiva que, aisladamente, impide hacer inferencias seguras sobre la ganancia de peso prenatal, la evaluación del crecimiento intrauterino de aquellos fetos destinados a nacer antes del término basada en curvas neonatales puede significar un serio sesgo y comprometería la implementación de intervenciones médicas oportunas, además de las implicancias para el futuro de estos niños tan vulnerables ^(10,11).

El objetivo del presente estudio fue comparar el estándar de peso neonatal local con los pesos estimados sobre la base de diferentes modelos a similares edades gestacionales (EG).

Población, material y métodos

Para la clasificación de recién nacido pretérmino (<37 semanas completas) y de bajo peso para la edad gestacional (<percentilo 10) se utilizó la curva local 12 que

es representativa de la población asistida en el Hospital Materno-Infantil "Ramón Sardá" de Buenos Aires.

Criterios de inclusión: 55.706 RN vivos entre la 25ª y la 42ª semana de edad gestacional del período 1988-1999. La subpoblación de pretérminos comprendió a 3.745 RN vivos entre la 25ª y la 36ª semana de EG.

Criterios de exclusión: condiciones fetales o maternas reconocidas universalmente por afectar el crecimiento fetal: embarazo múltiple, hipertensión arterial previa, preeclampsia, eclampsia, diabetes y anomalías congénitas.

El coeficiente de variación medio, utilizado para comparar la variabilidad de diferentes distribuciones, fue del 14,2%. Los errores máximos, estimados por el puntaje z, comparando el percentilo estimado con el teórico, fueron del 6,4% y 7,5% para el percentilo 50 y 10 respectivamente.

Este es un estudio observacional y analítico. Para la comparación con diferentes estimadores del crecimiento fetal se utilizaron varias estrategias. En primer lugar, se ha demostrado⁽¹³⁾ que cualquier curva de crecimiento fetal puede expresarse, independientemente del peso observado, como una "curva fraccional" que, para cualquier edad gestacional, estima el peso fetal como un porcentaje del feto a término (280 días, 40 semanas). Si se asume que el PN al término expresa el verdadero crecimiento fetal, este enfoque reflejaría el auténtico potencial de crecimiento a edades gestacionales menores en contraste con las curvas derivadas del peso al nacer.

Para esto se utilizó la fórmula de Mongelli⁽¹³⁾, que promedia las medias aritméticas de los coeficientes de regresión lineal de cuarto grado de tres estándares: curva fraccional promedio por ecografía (diámetro biparietal, circunferencia abdominal y longitud femoral), curva de peso posnatal y estándar de peso fetal por resonancia magnética nuclear de embarazos normales en el tercer trimestre, de donde:

$$\% \text{ de peso medio al término} = 5,18 \times EG - 107,66 \\ (R^2 > 0,999)$$

Posteriormente se calcularon los porcentajes aplicando esta fórmula para cada EG y, una vez ingresado el PN medio a las 40 semanas del estándar de la Maternidad Sardá (3.470 g)⁽¹²⁾, se construyó la curva fraccional promedio de crecimiento (peso medio estimado en gramos, para cada semana de edad gestacional) que se equiparó al percentilo 50.

De acuerdo con Mongelli⁽¹³⁾, se fijó para todas las edades gestacionales un coeficiente de variación (CV) del 12% y a partir de éste se calcularon las desviaciones estándar (DE) para cada EG ($DE = CV \times \text{media fraccional} / 100$), lo que permitió estimar el percentilo 10 mediante la fórmula:

$$\text{Percentilo 10} = \text{media fraccional} - (1,28 \times DE)$$

A continuación se calcularon las diferencias porcentuales al nivel de los percentilos 10 y 50 entre los pesos observados por la curva neonatal 12 y los pesos estimados por la curva fraccional para cada EG (peso observado - peso estimado / peso estimado $\times 100$).

Diferencias positivas indicaban que el peso observado era mayor que el estimado, mientras que una diferencia negativa denotaba que los pesos estimados eran superiores. Por ejemplo, semana 32, percentilo 10: $1.300 - 1.706 / 1.706 \times 100 = -23\%$.

Ante la posibilidad de errores en la curva de crecimiento fraccional, se calcularon sus intervalos de confianza al 95% (error medio absoluto del peso estimado) empleando el valor máximo comunicado por Eden y colaboradores (21,5 a 50,7 g/kg), y aplicando la modificación de la fórmula de Warsoff^(14,15).

Para probar si la magnitud de las diferencias entre el peso predicho de fetos normales (curva fraccional) y de aquellos nacidos prematuramente (curva neonatal) era mayor que la que podría atribuirse al error medio de la fórmula, es decir, fuera del intervalo de confianza al 95% de la media, se compararon estas diferencias (observado - estimado) con el IC 95%.

Por último, se contrastó la curva fraccional de la Maternidad Sardá con la previamente publicada por Mongelli⁽¹³⁾, elaborada a partir de la base perinatal de Nottingham (Reino Unido)⁽¹⁶⁾ y con el estándar de crecimiento fetal por ecografía de Hadlock⁽¹⁷⁾, basado en embarazos continuos sin patología, de una población caucásica de clase media y sin corrección para el sexo.

Para la diferencia entre valores positivos y negativos se utilizó la prueba del orden con signo⁽¹⁸⁾. Diferencias a nivel $p < 0,05$ se consideraron significativas. Para el análisis estadístico se usó el programa Statistica (Versión 5.1, Statsoft, Tulsa, OK).

Resultados

La comparación entre los pesos de nacimiento neonatales al nivel de los percentilos 10 y 50 extraídos de estándares publicados⁽¹²⁾ y los derivados de la fórmula fraccional para la Maternidad Sardá y Nottingham y los pesos fetales estimados por ecografía se presenta en la tabla 1.

En general, los pesos derivados de las curvas neonatales fueron significativamente menores que los derivados de la curva fraccional -estimador del peso normal- hasta la 36ª semana, tanto para el percentilo 10 como para el 50, a partir del cual las diferencias se atenúan, con notable similitud alrededor del término.

La curva fraccional promedio derivada de la aplicación de la fórmula de Mongelli como porcentaje del peso

Tabla 1. Peso de nacimiento en los percentilos 10 y 50 (Sardá ⁽¹²⁾) comparados con el peso estimado por curva fraccional (Sardá y Nottingham ⁽¹⁶⁾) y el peso fetal por ecografía (Hadlock ⁽¹⁷⁾)

| EG (sem.) | Pesos de nacimiento (g) | | | | | | | |
|--------------|-------------------------|-----------------|----------------------|-------|----------------|-----------------|----------------------|-------|
| | 10° percentilo | | | | 50° percentilo | | | |
| | Sardá Neon. | Sardá Fracc. | Nottingham Fracc. | ECO | Sardá Neon. | Sardá Fracc. | Nottingham Fracc. | ECO |
| 24 | | 489 | 461 | 556 | | 578 | 590 | 670 |
| 25 | 580 | 640 | 604 | 652 | 700 | 757 | 774 | 785 |
| 26 | 680 | 793 | 748 | 758 | 830 | 937 | 957 | 913 |
| 27 | 700 | 945 | 891 | 876 | 900 | 1.117 | 1.141 | 1.055 |
| 28 | 760 | 1.097 | 1.035 | 1.004 | 1.030 | 1.297 | 1.324 | 1.210 |
| 29 | 880 | 1.250 | 1.178 | 1.145 | 1.100 | 1.476 | 1.507 | 1.379 |
| 30 | 910 | 1.401 | 1.321 | 1.294 | 1.280 | 1.656 | 1.691 | 1.559 |
| 31 | 1.170 | 1.553 | 1.465 | 1.453 | 1.450 | 1.836 | 1.874 | 1.751 |
| 32 | 1.300 | 1.708 | 1.608 | 1.621 | 1.650 | 2.016 | 2.058 | 1.953 |
| 33 | 1.500 | 1.857 | 1.751 | 1.794 | 1.830 | 2.195 | 2.241 | 2.162 |
| 34 | 1.700 | 2.010 | 1.895 | 1.973 | 2.080 | 2.375 | 2.425 | 2.377 |
| 35 | 1.940 | 2.162 | 2.038 | 2.154 | 2.330 | 2.555 | 2.608 | 2.595 |
| 36 | 2.190 | 2.314 | 2.182 | 2.335 | 2.590 | 2.735 | 2.792 | 2.813 |
| 37 | 2.450 | 2.466 | 2.325 | 2.513 | 2.900 | 2.914 | 2.975 | 3.028 |
| 38 | 2.700 | 2.618 | 2.468 | 2.686 | 3.120 | 3.094 | 3.159 | 3.236 |
| 39 | 2.870 | 2.771 | 2.612 | 2.851 | 3.300 | 3.274 | 3.342 | 3.435 |
| 40 | 3.000 | 2.923 | 2.755 | 3.004 | 3.470 | 3.454 | 3.526 | 3.619 |
| 41 | 3.050 | 3.074 | 2.898 | | 3.600 | 3.633 | 3.709 | |
| 42 | 3.000 | 3.227 | 3.042 | | 3.600 | 3.813 | 3.893 | |

Sem.: semanas; Neon.: neonatal; Fracc.: fraccional; ECO: ecografía (Hadlock).

observado a las 40 semanas en la Maternidad Sardá a diferentes edades gestacionales se puede apreciar en la figura 1. Su inspección muestra que la recta de regresión es casi una línea recta y puede representarse por la siguiente función lineal, estadísticamente muy significativa:

$$\text{Porcentaje peso 40 sem.} = 5,6022 * EG - 127,7 \\ (R^2 \text{ ajustado} = 0,979; r = 0,989; p < 0,001).$$

Los puntos correspondientes a los valores estimados muestran, por un lado, un sesgo ligeramente negativo durante el período de la prematuridad, y por el otro, un sesgo positivo a partir de las 37 semanas.

A nivel del percentilo 10, los pesos derivados de es-

tándares neonatales en el período de la prematuridad son significativamente menores a los derivados de la curva fraccional (fórmula de Mongelli) en el intervalo de la prematuridad (27^a a 34^a semanas), así como con los estimados por ecografía (Hadlock) (figura 2).

Al comparar la curva fraccional de la Maternidad Sardá con una curva similar pero extranjera (Nottingham), se observa que la primera es ligeramente superior a nivel del percentilo 10, mientras que para el percentilo 50 las diferencias son mínimas para todas las EG (datos no presentados).

En la figura 3 puede apreciarse que las diferencias porcentuales (negativas) entre el peso al nacer de los RN prematuros en la Maternidad Sardá y los pesos previstos

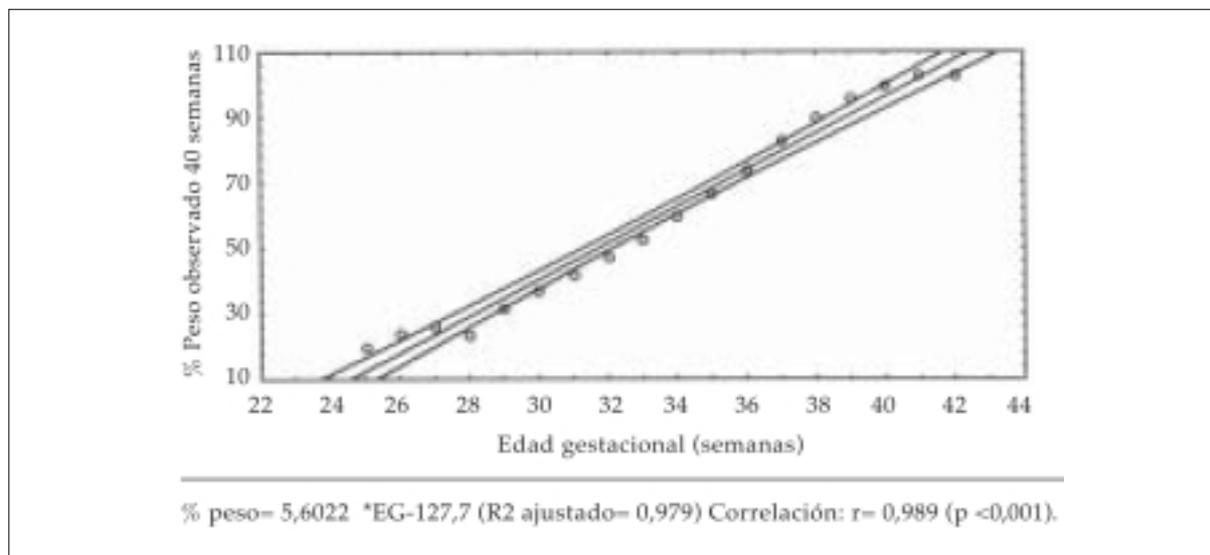


Figura 1. Curva fraccional promedio del peso neonatal para la edad gestacional con su IC 95% (como % peso observado a las 40 semanas). Sardá 1998-1999

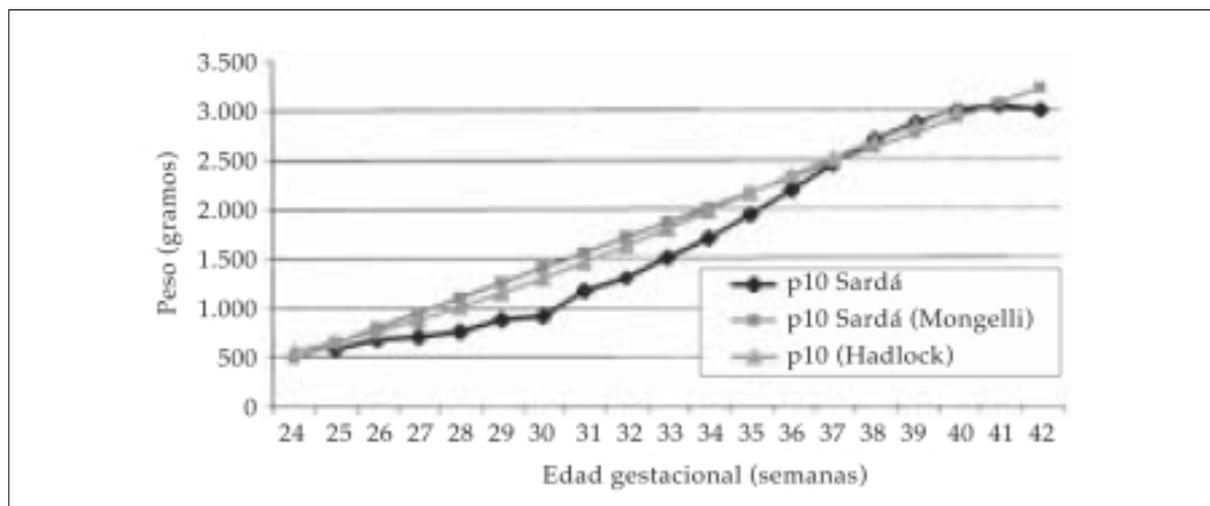


Figura 2. Comparación a nivel del percentilo 10 entre el peso al nacer y el crecimiento fraccional (Mongelli) de la Maternidad Sardá con el peso fetal estimado por ecografía (Hadlock)

según la curva fraccional fueron máximas y estadísticamente muy significativas durante el período de la prematuridad—en la semana 30 alcanzó al 35%—, y constantemente mayores para el percentilo 10 ($p=0,009$) en comparación con el percentilo 50 ($p=0,008$), mientras que en los RN a término se observaron mínimas diferencias; en los de posttérmino nuevamente el crecimiento fraccional superó al observado. Estos hallazgos sugieren una subestimación del crecimiento fetal durante el tercer trimestre al utilizar el peso al nacer.

La magnitud de las diferencias a nivel del percentilo 10 entre el peso previsto de fetos normales (curva fraccio-

nal) y de aquellos nacidos prematuramente (curva neonatal) fue sistemáticamente mayor al límite superior del intervalo de confianza al 95% durante todo el período de la prematuridad y en los RN de posttérmino (figura 4).

Conclusiones

A nivel del percentilo 10, los pesos derivados de estándares neonatales en el período de la prematuridad (27^a a 34^a semanas) fueron significativamente menores a los derivados de la curva fraccional—estimador del peso normal— así como por los estimados por ecografía (Hadlock) y ligera-

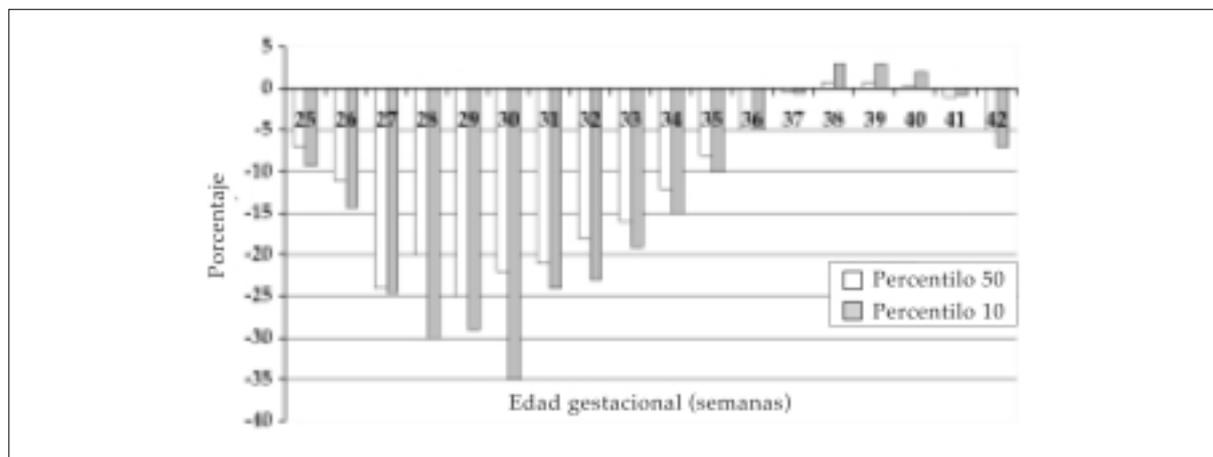


Figura 3. Diferencia a nivel de los percentilos 10 y 50 entre el peso de nacimiento y el peso fetal estimado como porcentaje de la 40ª semana (“crecimiento fraccional”). Sardá 1988-1999

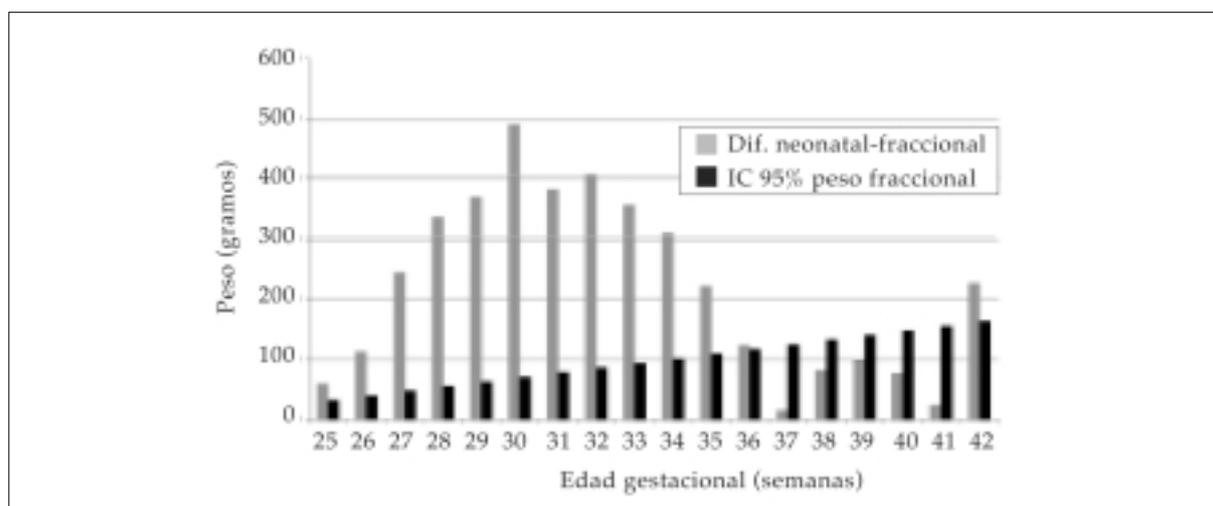


Figura 4. Comparación a nivel del percentilo 10 entre las diferencias del peso neonatal y del peso fetal estimado (curva fraccional) con el IC 95% del peso estimado

mente superiores al compararlos con una curva similar pero extranjera (Nottingham). La magnitud de las diferencias a nivel del percentilo 10 entre el peso previsto de fetos normales (curva fraccional) y de aquellos nacidos prematuramente (curva neonatal) fue sistemáticamente mayor al límite superior del intervalo de confianza al 95% durante todo el período de la prematuridad. La utilización del presente modelo sería de particular trascendencia para la práctica clínica diaria, ya que a partir de la estimación individualizada del peso al término se podría monitorizar el incremento semanal durante el control prenatal.

Discusión

Los resultados de este estudio sugieren que, como po-

blación, los pesos de nacimiento de los niños nacidos entre las 25 y 36 semanas de gestación (prematuridad) en la Maternidad Sardá de Buenos Aires entre 1988 y 1999 serían artificialmente bajos y significativamente inferiores a los estimados por la curva fraccional, aquella que reflejaría el “crecimiento normal” de los fetos que subsecuentemente habrían nacido al término en el supuesto caso de que hubiera sido posible pesarlos a similares edades gestacionales.

El estándar del peso de nacimiento para la edad gestacional local basado en el peso al nacer probablemente subestima el crecimiento de fetos que llegan al término y consecuentemente subestima la proporción de pretérminos que son, en realidad, de bajo peso para la edad gestacional.

Los resultados del presente modelo concuerdan con

lo comunicado por Weiner⁽¹⁴⁾, Secher⁽¹⁹⁾ y Ott⁽⁵⁾ que encontraron que el PN de pretérminos era significativamente menor que el peso fetal estimado por ecografía en comparación con fetos de igual EG pero nacidos al término. En comparación con los RN a término, más prematuros presentaron restricción del crecimiento fetal, ya sea a nivel del percentilo 10 como del 50, en forma similar a otros estudios^(5,6).

El crecimiento fraccional fetal en el tercer trimestre es virtualmente una función lineal de la edad gestacional, en forma equivalente a lo observado con el crecimiento de fetos normales evaluados por ecografía (figuras 1 y 2) o con la altura uterina^(13,22). El coeficiente para la edad gestacional de la fórmula fraccional (5,6%) corresponde al incremento semanal del peso fetal como porcentaje del peso esperado a las 40 semanas y es muy similar al comunicado por Mongelli (5,2%) utilizando múltiples modalidades⁽¹³⁾.

El sesgo negativo de la distribución del peso al nacimiento en el período de la prematuridad coincide con lo observado por otros autores^(5,6,13,14,19-21), lo que se atribuye a la amplia dispersión del PN por el menor tamaño de la muestra y patologías concomitantes.

La marcada desaceleración del crecimiento observada al término en las curvas neonatales es probablemente el resultado de errores en la estimación de la edad gestacional, provocando artificialmente un aparente “achataamiento” de la curva.

La magnitud de las diferencias entre los pesos observados y los predichos por la curva fraccional cayeron por fuera del intervalo de confianza al 95% de la fórmula empleada; por consiguiente, es poco probable que resultara únicamente del error en esa fórmula (figura 4). Además, independientemente del estímulo para la restricción del crecimiento, sus efectos fueron más acentuados a nivel del percentilo 10 que para el 50.

Hediger halló que, a las 32 semanas, todos los niños nacidos prematuramente tenían menores dimensiones, por ecografía, que los que habían alcanzado el término⁽⁴⁾.

Por otro lado, Mongelli también encontró diferencias máximas (por CV) a las 32 semanas y mínimas a las 26 y 36 semanas⁽¹³⁾. En el presente estudio, las diferencias máximas se observaron ya en la semana 30ª y las mínimas en la 26ª y 36ª (figura 3), siguiendo un patrón similar al coeficiente de variación de los pesos neonatales⁽¹²⁾. Esto es atribuible a las diferentes poblaciones y metodologías empleadas para calcular tanto el tamaño fetal (ecografía, curva fraccional) como la edad gestacional y sugiere que las perturbaciones del crecimiento fueron más marcadas a las 30 semanas y estarían asociadas a mayor incidencia de parto prematuro espontáneo y ruptura prematura de las membranas.

Se postulan varios mecanismos que relacionan el re-

tardo del crecimiento intrauterino y el parto prematuro. Bukowski⁽⁶⁾ sostiene que la desnutrición fetal temprana llevaría a una disminución de las hormonas inductoras del crecimiento con incremento en la liberación de cortisol, lo que induciría el parto prematuro. Zeitlin demostró, como en nuestro medio, que la detección de patologías obstétricas (como la hipertensión inducida por el embarazo) puede conducir a la inducción del parto antes del término⁽²³⁾.

Otros mecanismos fisiopatológicos de restricción del crecimiento pueden inducir un aumento del riesgo del parto prematuro, como el escaso desarrollo placentario (con aumento de prostaglandinas y citoquinas)⁽²⁴⁾, presencia de infartos, villitis crónica y patología decidual⁽²⁵⁾, mayor susceptibilidad a las infecciones⁽⁴⁾ y los mismos factores que disminuyen la tensión del amnios y el corion pueden provocar retardo del crecimiento y, posteriormente, ruptura prematura de las membranas⁽²⁶⁾. En coincidencia con esta hipótesis, el Instituto Perinatal de la Universidad de Birmingham comunicó que el 59% de las muertes fetales hasta ahora clasificadas como “inexplicables” según el método de Wigglesworth⁽²⁷⁾, estaban por debajo del percentilo 10 de la curva local ajustada, sugiriendo que existía un retardo del crecimiento antes de la muerte⁽²⁸⁾.

Este estudio presenta varias limitaciones que subrayan la necesidad de una cuidadosa interpretación de los hallazgos. En primer lugar, factores distintos al crecimiento intrauterino subóptimo podrían explicar las diferencias observadas. La tabla de peso al nacer elegida podría haber incluido niños anormalmente pequeños; esta hipótesis se ve sustentada al compararla con el anterior estándar local, también de la Maternidad Sardá⁽¹²⁾, o con el estándar chileno que incluyó 11.453 RN vivos de clase media⁽²⁹⁾.

Otra limitación podría haber sido la posibilidad de errores en la estimación de la edad gestacional en la curva neonatal. Si los recién nacidos incluidos en la tabla utilizada hubieran sido sistemáticamente juzgados mayores de lo que realmente eran, entonces el PN podría haber sido artificialmente disminuido a cada edad gestacional. Esto es poco probable, ya que por debajo de la 33ª semana los datos de la EG fueron cuidadosamente revisados para evitar los problemas de incompatibilidad biológica entre peso de nacimiento y edad gestacional de los registros⁽¹²⁾.

Si bien la estimación ecográfica precoz de la edad gestacional está considerada como el “ideal” en la práctica clínica, esto es en la actualidad inalcanzable en el ámbito público y, lamentablemente, no está incluida en el Sistema Informático Perinatal. Sin embargo, un reciente estudio concluye que la estimación ecográfica precoz reduce la estimación de la edad gestacional en

comparación con el último período menstrual normal –hecho atribuible a que la ovulación tardía (>14 días) es más frecuente que la ovulación precoz– y consecuentemente incrementaría artificialmente la tasa de prematuridad⁽³⁰⁾.

El coeficiente de variación adoptado (12%) para la estimación del desvío estándar de la curva fraccional fue inferior a los observados con la curva neonatal en el período de la prematuridad⁽¹²⁾. Esto podría haber provocado una distorsión en la estimación del percentilo 10.

Este estudio presenta potenciales fortalezas. Primero, está basado en una amplia muestra poblacional representativa de las embarazadas y sus hijos atendidos a través de una década en una maternidad pública de Buenos Aires.

El modelo adoptado mostró un excelente ajuste de la regresión lineal, pudiéndose inferir el rango normal del peso fetal en el período de la prematuridad a partir de la variación normal del PN al término (curva fraccional), y de esta manera evitar el sesgo negativo y la mayor dispersión del peso de nacimiento de los prematuros que son, en su mayoría, de origen patológico⁽⁸⁾.

Debido a que los conceptos de “bajo peso para la edad gestacional” y “retardo del crecimiento intrauterino” (o restricción del crecimiento fetal) no son sinónimos⁽³¹⁾, aunque los peores resultados perinatales ocurren en los primeros, la utilización del coeficiente de la regresión (5,2%) sería de particular trascendencia para la práctica clínica diaria, ya que a partir de la estimación individualizada del peso al término se podría monitorizar el incremento semanal durante el control prenatal.

Para optimizar la pesquisa del crecimiento prenatal y su seguimiento, deben aplicarse a las curvas utilizadas las variables fisiológicas maternas individuales que afectan el peso de nacimiento. Las curvas ajustadas para cada embarazo son más selectivas y mejoran la predicción del crecimiento fetal en poblaciones normales, como lo han demostrado Mongelli⁽⁸⁾ y Gardosi^(32,33) empleando un programa de computación ad hoc.

Esto redundaría en una significativa disminución de la tasa de diagnósticos de retardo del crecimiento falsos positivos, con las consiguientes menores derivaciones, investigaciones e intervenciones innecesarias, así como en menor ansiedad de los padres.

El uso de nomogramas derivados de resultados transversales impide considerar el potencial crecimiento individual de cada feto con la consiguiente subestimación del retardo del crecimiento intrauterino.

Es necesario crear la necesidad de desarrollar y usar curvas de crecimiento fetal intrauterinas locales mediante ecografías seriadas y ajustadas para diferentes variables maternas; mientras tanto, las curvas fraccionales son una alternativa útil y confiable para estimar el verda-

dero crecimiento fetal, especialmente en el período de pretérmino.

Agradecimientos

Agradecemos a la Dra. Mónica Rittler por su inestimable ayuda en la revisión crítica del manuscrito.

Bibliografía

1. **Hall M, Danielian P, Lamont RF.** The importance of preterm birth. En: Elder MG, Romero R, Lamont RF, eds. *Preterm Labor*. Edinburgh: Churchill Livingstone, 1997: 1-28.
2. **Frederick M, Anderson ABB.** Factors associated with spontaneous preterm birth. *Br J Obstet Gynecol* 1976; 83: 342.
3. **Grandi C, Fuksman R, García H, Higa S, Clark M, Martire A.** Relación anatomoclínica entre infección ovular y parto prematuro. *Rev Hosp Mat Inf Ramón Sardá* 1993; 12: 13-6.
4. **Hediger M, Scholl T.** Fetal growth and the etiology of preterm delivery. *Obstet Gynecol* 1995; 85: 175-82.
5. **Ott W.** Intrauterine growth retardation and preterm delivery. *Am J Obstet Gynecol* 1993; 168: 1710-7.
6. **Bukowski R, Gahn D, Denning J, Saade G.** Impairment of growth in fetuses destined to deliver preterms. *Am J Obstet Gynecol* 2001; 185: 463-7.
7. **Tamura R, Sabbagha R, Depp R, Vaisrub N, Dooley S, Socol M.** Diminished growth in fetuses born preterm after spontaneous labor or rupture of membranes. *Am J Obstet Gynecol* 1984; 148: 1105-10.
8. **Mongelli M, Gardosi J.** Reduction of false positive diagnosis of fetal growth restriction by application of customized fetal growth standards. *Obst Gynecol* 1996; 88: 844-8.
9. **Lackman F, Capewell V, Richardson B, da Silva O, Gagnon R.** The risks of spontaneous preterm delivery and perinatal mortality in relation to size at birth according to fetal versus neonatal growth standards. *Am J Obstet Gynecol* 2001; 184: 946-53.
10. **Piper J, Xenaquis EM, Mc Farland M, Elliot BD, Berkus MD, Langer O.** Do growth-retarded premature infants have different rates of perinatal morbidity and mortality than appropriately grown premature infants? *Obst Gynecol* 1996; 87: 169-74.
11. **Barker DJP.** *Mothers, babies and health in later life*. 2nd ed. Edinburgh: Churchill Livingstone, 1998.
12. **San Pedro M, Grandi C, Larguía M, Solana C.** Estándar de peso para la edad gestacional en 55.706 recién nacidos sanos de una maternidad pública de Buenos Aires. *Medicina (Buenos Aires)* 2001; 61: 15-22.
13. **Mongelli M, Biswas A.** A fetal growth standard derived from multiple modalities. *Early Hum Dev* 2001; 60: 171-7.
14. **Weiner C, Sabbagha R, Vaisrub N, Depp R.** A hypothetical model suggesting suboptimal intrauterine growth in infants delivered preterm. *Obstet Gynecol* 1985; 65: 323-6.
15. **Eden R, Jelovsek F, Kodack L, Killam AP, Gall SA.** Accuracy in ultrasonic fetal weight prediction in preterm infants. *Am J Obstet Gynecol* 1980; 138: 475.
16. **Wilcox M, Gardosi J, Mongelli M, Ray C, Johnson I.** Birth weight from pregnancies dated by ultrasonography in a multi-cultural British population. *Br Med J* 1993; 307: 588-91.

17. **Hadlock F, Harrist R, Martínez-Poyer**. In utero analysis of fetal growth: a sonographic weight standard. *Radiology* 1991; 181: 129-33.
18. **Altman DG**. Practical statistics for medical research. London: Chapman & Hall, 1991.
19. **Secher N, Kern Hansen P, Thomsen B, Keiding N**. Growth retardation in preterm infants. *Br J Obstet Gynecol* 1987; 94: 115-20.
20. **Wilcox M, Gardosi J, Mongelli M, Ray C, Johnson I**. Birthweight from pregnancies dated by ultrasonography in a multicultural British population. *Br Med J* 1993; 307: 588-91.
21. **Persson P**. Fetal growth curves. En: Sharp F, Fraser RB, Milner R, eds. *Fetal growth*. London: Royal College of Obstetrician and Gynaecologists, 1989: 13-25.
22. **Mongelli M, Gardosi J**. Symphysis-fundus height and maternal characteristics in an ultrasound dated population. *Obstet Gynecol* 1999; 94: 591-4.
23. **Zeitlin J, Ancel P, Saurel-Cubizolle M**. The relationship between intrauterine growth restriction and preterm delivery: an empirical approach using data from an European case-control study. *Br J Obstet Gynecol* 2000; 107: 750-8.
24. **Hay W**. Etiologies of preterm birth: intrauterine growth restriction. *Prenat Neonat Med* 1998; 3: 121-4.
25. **Salafia C, Vogel C, Bantham K, Vintzileos AM, Pezzullo J, Silberman L**. Preterm delivery: correlations of fetal growth and placental pathology. *Am J Perinat* 1992; 9: 190-3.
26. **Miller H, Jekel J**. Epidemiology of spontaneous premature rupture of membranes: factors in preterm births. *Yale J Biol Med* 1989; 62: 241-51.
27. **Wigglesworth J**. Monitoring perinatal mortality: a pathophysiological approach. *Lancet* 1980; 2: 682.
28. Key Health Data. Dept of Public Health and Epidemiology, University of Birmingham, UK; May 2002. Disponible en: <http://www.bham.ac.uk/publichealth/publications>. Consulta: 14 de mayo de 2002.
29. **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.
30. **Yang H, Kramer M, Platt R, Blondel B, Breart G, Morin I, et al**. How does early ultrasound scan estimation of gestational age lead to higher rates of preterm birth? *Am J Obstet Gynecol* 2002; 186: 433-7.
31. **Altman DG, Heytten F**. Assessment of fetal size and fetal growth. En: Chalmers I, Enkin M, Keirse M, eds. *Effective care in pregnancy and Childbirth*. Oxford: Oxford University Press, 1989: 411-8.
32. **Gardosi J, Mongelli W, Wilcox M, Chang A, Sahota D, Francis A**. Gestation related optimal weight (GROW) software, Ver. 1. Nottingham, UK: Perinatal Research and Monitoring, Nottingham University, 1995.
33. **Gardosi J, Mongelli W, Wilcox M, Chang A**. An adjustable fetal weight standard. *Ultrasound Obstet Gynecol* 1995; 6: 168-74.

Correspondencia: Dr. Carlos Grandi. Cabello 3150, 7° B, 1425. Buenos Aires, Argentina.
E-mail: cgrandi@intramed.net.ar