

Referencias poblacionales argentinas de peso al nacer según multiplicidad del parto, sexo y edad gestacional

Marcelo Luis Urquia,¹ Marcio Alazraqui,² Hugo Guillermo Spinelli² y John William Frank³

Forma de citar

Urquia ML, Alazraqui M, Spinelli HG, Frank JW. Referencias poblacionales argentinas de peso al nacer según multiplicidad del parto, sexo y edad gestacional. Rev Panam Salud Publica. 2011;29(2):108–19.

RESUMEN

Objetivo. Desarrollar referencias nuevas y mejoradas de peso al nacer según la edad gestacional (EG), el sexo y la multiplicidad del parto, para la población argentina en su conjunto.

Métodos. La población de estudio incluyó a todos los nacidos vivos de partos simples ($n = 3\,478\,286$) y dobles ($n = 57\,654$) en Argentina durante el período 2003–2007. Los probables errores en la clasificación de la EG basada en la fecha de la última menstruación fueron corregidos con el uso de modelos de distribuciones normales mixtas. Los percentiles se obtuvieron mediante la regresión de cuantiles, que además permitió el suavizamiento de las curvas.

Resultados. Se obtuvieron curvas de peso al nacer para partos simples entre las semanas 22 y 43 de gestación y para partos dobles entre las semanas 24 y 41, según el sexo del neonato. Comparadas con estudios previos, estas referencias no sobreestiman la proporción de nacidos vivos grandes para su EG. Se observó también un aumento del peso al nacer a lo largo del período de estudio.

Conclusiones. Las curvas propuestas tienen las ventajas de basarse en grandes números, de ser representativas de los nacimientos argentinos más recientes, de distinguir el tipo de parto y el sexo de los neonatos, y de minimizar los errores de clasificación de la EG. Constituyen por lo tanto una herramienta útil para medir desigualdades y así identificar grupos poblacionales con mayor riesgo de eventos perinatales adversos.

Palabras clave

Peso al nacer; edad gestacional; embarazo múltiple; recién nacido; valores de referencia; Argentina.

El peso al nacer ha sido tradicionalmente usado como un indicador clave para evaluar la salud del recién nacido y su prognosis. Específicamente, el bajo peso al nacer, por lo general definido

como un peso menor a 2 500 g, se ha convertido en un importante indicador para la vigilancia epidemiológica y también para las condiciones de vida de una población. Sin embargo, su principal debilidad como indicador consiste en que no proporciona información para separar los procesos etiológicos que resultan en el bajo peso (1, 2).

El bajo peso del recién nacido puede deberse a haber nacido antes de tiempo (prematuro), a haber nacido a tiempo pero no haberse desarrollado suficientemente en útero (restricción del creci-

miento fetal) o a una combinación de ambos procesos. Además, no todos los niños que pesan menos de 2 500 g al nacer experimentan problemas posteriores y algunos con pesos mayores a los 2 500 g pueden igualmente ser pequeños—comparados con otros nacidos después de la semana 38 de gestación— y estar en mayor riesgo de padecer eventos perinatales o infantiles adversos, tales como morbilidad severa o mortalidad neonatal (1, 3). De allí que la literatura científica esté abandonando cada vez más el uso del bajo peso al nacer y

¹ St. Michael's Hospital, Li Ka Shing Knowledge Institute, Keenan Research Centre, Centre for Research on Inner City Health, Toronto, Canadá. La correspondencia se debe dirigir a Marcelo Luis Urquia, marcelo.urquia@utoronto.ca

² Universidad Nacional de Lanús, Buenos Aires, Argentina.

³ University of Edinburgh, Public Health Research and Policy, Edimburgo, Reino Unido.

reemplazándolo por la dupla parto prematuro y pequeño para la edad gestacional ([EG] 1, 4).

Mientras que la definición de parto prematuro como cualquier parto ocurrido antes de la 37ª semana de gestación completa es ampliamente aceptada, no existe igual consenso en la definición de pequeño para la EG. Aun cuando todas las definiciones se basan en la idea de que —en cada EG— los nacidos vivos con los pesos al nacer más bajos deben ser clasificados como “pequeños”, la principal diferencia entre los autores consiste en determinar cuán pequeños deben ser los nacidos vivos para que su condición sea interpretada como un factor de riesgo para eventos perinatales adversos. Los valores de corte del peso al nacer, que separan a los nacidos vivos “pequeños” de los “normales”, pueden variar según los objetivos de cada investigador, aunque en general los percentiles más usados son 3, 5 y 10 (4–10). La misma observación se aplica a los nacidos vivos “grandes” para su EG, que son los ubicados en el otro extremo de la distribución de peso al nacer.

Actualmente no hay un único método aceptado para producir curvas de peso al nacer según la EG. Estudios previos han señalado varias debilidades de los distintos abordajes, entre las cuales se destacan: 1) uso de muestras relativamente pequeñas, que impiden estimar percentiles en EG extremas; 2) uso de muestras no representativas de la población (p. ej. pacientes de hospitales), que limitan su aplicación; 3) carencia de curvas separadas para varones y niñas, y según multiplicidad, especialmente para partos múltiples; 4) presencia de datos erróneos, lo cual sesga los percentiles; 5) supuestos no explicitados ni verificados acerca de la distribución del peso al nacer en cada EG, y 6) uso de métodos no óptimos para corregir y suavizar las curvas (4, 6, 8–16).

Las curvas de peso según EG creadas en Argentina presentan al menos las tres primeras debilidades arriba mencionadas (17–19). En la Región de las Américas pocos países cuentan con referencias de peso para la EG basadas en datos de cobertura nacional, entre ellos Canadá, Chile y Estados Unidos (4, 5, 10, 20). El objetivo del presente estudio fue, precisamente, desarrollar referencias nuevas y mejoradas de peso al nacer según la EG, el sexo y la multiplicidad, para la población argentina en su conjunto, libres

de las debilidades más comunes para que puedan ser usadas en estudios epidemiológicos y en vigilancia epidemiológica, especialmente para la identificación de subgrupos poblacionales con mayor riesgo de eventos perinatales e infantiles adversos.

MATERIALES Y MÉTODOS

Población de estudio

La población de estudio incluyó a todos los nacidos vivos de partos simples ($n = 3\,478\,286$) y dobles ($n = 57\,654$) en Argentina durante el período 2003–2007. El registro de nacimientos se realizó a través del “Informe estadístico de nacido vivo” (IENV) y los datos fueron obtenidos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud (DEIS) del Ministerio de Salud (<http://www.deis.gov.ar/descriformularios.htm>). El estudio fue aprobado por el Comité de ética de la investigación del Hospital interzonal general de agudos Evita-Lanús, provincia de Buenos Aires.

De los partos simples se excluyeron los registros sin información en las variables clave para la generación de las curvas, a saber: peso al nacer ($n = 43\,170$; 1,2%), EG ($n = 112\,741$; 3,2%), sexo del nacido vivo ($n = 2\,978$; 0,1%), y provincia y departamento de residencia de la madre ($n = 23\,133$; 0,7%). Muchos registros no presentaron información en más de una de las variables mencionadas, motivo por el cual la suma de los registros eliminados reportados para cada variable excede el total de registros excluidos. En total fueron excluidos 155 969 registros (4,5%), quedando 3 322 317 registros para los análisis de partos simples. Los mismos criterios se aplicaron a los partos dobles, lo cual resultó en la exclusión de 2 449 registros (4,3%), quedando datos de 55 205 recién nacidos de partos dobles para la generación de las curvas de referencia.

Definiciones

Se define como “referencia poblacional de peso según sexo y edad gestacional” al conjunto de valores de peso al nacer que, en cada combinación de sexo y EG del recién nacido, permiten clasificar a los neonatos de acuerdo a percentiles seleccionados, que en nuestro caso son los percentiles 3, 5, 10, 25, 50, 75, 90,

95 y 97. La presente referencia se basa en datos del IENV, que tiene como norma utilizar la fecha de la última menstruación (FUM) para determinar la EG, con un rango que va de 20 a 45 semanas completas. El IENV requiere el registro del tiempo que duró el embarazo en semanas completas, desde el primer día del último período menstrual normal hasta el día en que ocurrió el nacimiento (21).

En 2005 los partos institucionales representaron 98,7% del total de partos, es decir que en su gran mayoría fueron asistidos por personal de salud entrenado en las tareas de determinar el peso al nacer y la EG (por FUM) del recién nacido (22). Por norma, el peso al nacer se determina (en gramos) con una balanza mecánica o digital inmediatamente después del nacimiento, salvo excepciones relacionadas con los cuidados necesarios para una recepción adecuada del neonato, en cuyos casos se toma el primer peso cuando la condición de salud del neonato lo permita (21). Debido a que el peso al nacer disminuye con la altura sobre el nivel del mar, esta fue estimada por la altura de la cabecera del departamento de residencia de la madre, agrupada en incrementos de 500 m (23–25). Los datos sobre la altura fueron obtenidos mediante Google Earth® (versión 5.1).

Manejo de los datos

Uno de los principales obstáculos metodológicos para la creación de curvas de referencia de base poblacional es la calidad de la información contenida en las bases de datos administrativas, algo que ha sido bien documentado en Canadá, Estados Unidos e Italia (4–6, 9, 12). Los datos usados en este trabajo presentaron los mismos problemas identificados en esos países.

Un primer paso consistió en uniformizar la precisión de la variable “peso al nacer”. Dado que el peso al nacer terminaba en cero en 96,5% de los nacimientos, reflejando una clara preferencia del redondeo (todas las provincias por arriba de 95% excepto Ciudad de Buenos Aires [81,2%]), los restantes pesos al nacer fueron redondeados a los 10 g (6).

Otro problema ampliamente documentado es la presencia de distribuciones bimodales de peso al nacer, principalmente en EG tempranas (4, 5, 9, 10, 16). Esta doble moda ha sido atribuida a errores sistemáticos en el registro de la

EG, como por ejemplo la tendencia a no contabilizar uno o más periodos mensuales debido a causas tales como pérdidas durante el embarazo temprano, voluntario enmascaramiento de la concepción antes de la fecha de matrimonio o errores de estimación a partir del examen del neonato en ausencia de la FUM, lo cual se traduce en la subestimación de varias semanas de EG de bebés nacidos a término o a mayores EG (9, 26).

La errónea clasificación de la EG — pero no del peso al nacer—, de bebés nacidos a término como prematuros, provoca que en EG tempranas aparezca una segunda distribución de bebés ‘grandes’ que, si pasa inadvertida, puede sesgar seriamente la estimación de los percentiles. Tentoni y colaboradores hallaron que la proporción de neonatos cuyos pesos se apartaban marcadamente de la distribución principal superaba el 7% en nacimientos pre-término, llegando a 27% en la semana 30 de gestación (9). Dichos nacimientos, considerados como mal clasificados, fueron excluidos por los autores para el cálculo de sus curvas. En el presente trabajo, ese problema se corrigió mediante una variante de modelaje de distribuciones normales mixtas, tal como se explicita a continuación.

Técnicas estadísticas

Corrección de los datos. Existen diferentes métodos para reducir el impacto de los supuestos errores en la clasificación de la EG. Un grupo de ellos consiste en la eliminación de observaciones extremas (“outliers”) mediante el uso de valores de corte (“cut-off values”) en la distribución de peso. Alexander y colaboradores identificaron rangos de valores biológicamente plausibles para cada EG basados en la distribución de peso y en criterios clínicos, en tanto que otros autores usaron el método de Tukey, basado en la distancia de las observaciones particulares del rango intercuartil (5–7, 27). Estos métodos tienen la ventaja de que son fáciles de implementar y de que eliminan pocas observaciones. Sin embargo, han sido criticados por el uso de valores de corte arbitrarios y por no resolver el problema de las “jorobas”, presuntamente causadas por errores sistemáticos (4, 16).

Otro grupo de métodos, llamados modelos mixtos (“mixture models”), más adecuados en presencia de distribuciones bimodales, consiste en considerar

que las observaciones provienen de una distribución $G = (1 - w_1) G_2 + w_1 G_1$, compuesta por dos distribuciones normales superpuestas G_1 y G_2 , en una proporción estimada por una ponderación estocástica w_1 , donde $(0 < w_1 < 1)$. Esto supone asignar a cada observación una probabilidad (w_1) de pertenecer a la distribución dominante (G_1) y una probabilidad ($w_2 = 1 - w_1$) de pertenecer a la secundaria (G_2) (o producida por el error sistemático), donde $w_1 + w_2 = 1$.

Mientras que en estudios previos se ha optado por eliminar las observaciones cuya probabilidad de pertenecer a la distribución secundaria es mayor que 0,5, esta decisión conlleva el riesgo de eliminar erróneamente datos extremos pero correctos, reduciendo así el tamaño de la población de estudio (9). En el presente estudio, en cambio, en vez de eliminar las observaciones con baja probabilidad de pertenecer a la distribución de peso predominante, los análisis fueron ponderados por dicha probabilidad. Por ejemplo, si el peso de un recién nacido en una determinada semana tiene una probabilidad $w_1 = 0,1$ de pertenecer a la distribución principal, dicho registro contribuye apenas 1/10 de observación en vez de 1. De este modo se usa toda la información disponible y el efecto final es el de normalizar la distribución de peso, bajo la premisa de que el peso al nacer en cada combinación de sexo y EG tiene una distribución unimodal aproximadamente normal.

Creación de las referencias. En primer lugar se calcularon los percentiles empíricos, es decir sin ningún tipo de corrección ni modelaje, y luego se obtuvieron los percentiles de la referencia mediante el uso de la regresión de percentiles (o cuantiles) (28, 29). La regresión de percentiles es una extensión de los modelos de regresión lineal que, en vez de estimar la media o promedio, permite estimar cualquier percentil de una variable dependiente continua (por ejemplo, el percentil 50 = mediana), en tanto función de un conjunto de variables independientes. La regresión de percentiles es una técnica no paramétrica y, por ende, tiene la ventaja de no descartar en supuestos acerca de la distribución de la variable dependiente. Entonces, cuando la distribución de la variable dependiente es aproximadamente normal (como en el presente caso después de la corrección), esta técnica produce resulta-

dos similares a los obtenidos con los modelos aditivos generalizados de posición y escala, que son los más usados para medir el crecimiento infantil (29, 30). El modelo (ecuación siguiente) aplicado aquí —a varones y niñas por separado— tuvo como variable dependiente al peso al nacer en gramos, modelado en los percentiles seleccionados P_i , donde $i = 3, 5, 10, 25, 50, 75, 90, 95$ y 97.

$$\text{Peso}(P_i) = b_0 + b_1 * EG + b_2 * EG^2 + b_3 * EG^3 + b_4 * EG^4 + b_5 * \text{altura}.$$

El modelo incluyó un polinomio de cuarto grado en la EG a fin de permitir tres inflexiones en la curva, y fue ajustado por la altura sobre el nivel del mar de la residencia de la madre y ponderado por la probabilidad (w_1) de que el peso al nacer perteneciera a la distribución predominante. Finalmente, para obtener curvas suavizadas se utilizó el algoritmo de optimización de suavizamiento (“smoothing”). Todos los análisis fueron hechos con el paquete estadístico SAS 9.2 (SAS Institute, Cary, NC, Estados Unidos).

RESULTADOS

Luego de excluir 155 969 registros con datos faltantes (4,5%) quedaron 3 322 317 registros de partos simples con información completa en las variables clave (cuadro 1). El rango de EG de los nacimientos fue de 20 a 45 semanas. Sin embargo, 928 nacidos en las semanas 20, 21, 44 y 45 fueron finalmente excluidos debido a su escaso número, lo cual producía inestabilidad de los parámetros en estas semanas gestacionales extremas. Luego de estas exclusiones quedaron 3 321 389 nacidos vivos para la generación de las curvas.

El cuadro 1 muestra que los registros excluidos por falta de información en las variables clave también tendieron a carecer de información en otras características maternas, tales como edad, paridad, situación conyugal, escolaridad y cobertura de salud. La falta de información de altura sobre el nivel del mar fue reflejo de la ausencia de datos del departamento de residencia de la madre, a partir del cual se estimó la altura.

Dentro del conjunto de registros incluidos, la proporción de datos ignorados fue bastante baja, entre 0,5% para

CUADRO 1. Nacidos vivos de partos simples según características de la madre y de los datos, Argentina, 2003–2007

Característica	Datos			
	Incluidos (n = 3 322 317)		Excluidos (n = 155 969)	
	No.	%	No.	%
Edad materna				
< 20 años	496 561	15,0	22 926	14,7
20–34 años	2 364 224	71,1	99 245	63,6
≥ 35	445 351	13,4	19 642	12,6
Sin información	16 181	0,5	14 156	9,1
Paridad				
Primeriza	1 229 160	37,0	51 415	32,9
1–2	884 977	26,6	34 083	21,9
3–5	933 904	28,1	38 500	24,7
> 5	237 700	7,2	12 523	8,0
Sin información	36 576	1,1	19 448	12,5
Situación conyugal				
No vive en pareja	466 794	14,0	24 162	15,5
Vive en pareja	2 760 284	83,1	109 279	70,1
Sin información	95 239	2,9	22 528	14,4
Educación materna				
Primario incompleto	276 710	8,3	20 323	13,0
Primario completo	1 661 684	50,2	64 251	41,2
Secundario completo	952 442	28,6	28 989	18,6
Superior/universitario completo	365 976	11,0	10 331	6,6
Sin información	65 505	1,9	32 075	20,6
Cobertura de salud				
No	1 332 715	40,1	53 567	34,3
Sí	1 197 786	36,1	39 087	25,1
Sin información	791 816	23,8	63 315	40,6
Altura sobre el nivel del mar (metros)				
0–49	2 773 661	83,5	120 791	77,5
50–999	405 666	12,2	9 381	6,0
1 000–1 499	125 198	3,7	2 011	1,3
1 500–1 999	6 003	0,2	133	0,1
2 000–2 499	3 423	0,1	171	0,1
2 500–2 999	2 451	0,1	175	0,1
3 000–3 499	3 912	0,1	67	0,0
≥ 3 500	2 003	0,1	94	0,1
Ignorado	0	0,0	23 146	14,8
Provincia de residencia de la madre				
Ciudad de Buenos Aires	204 677	6,2	7 945	5,1
Buenos Aires	1 226 576	36,9	52 297	33,5
Catamarca	34 281	1,0	1 409	0,9
Córdoba	265 469	8,0	7 504	4,8
Corrientes	85 145	2,6	13 782	8,8
Chaco	100 443	3,0	6 754	4,3
Chubut	42 379	1,3	288	0,2
Entre Ríos	107 635	3,3	1 386	0,9
Formosa	58 176	1,8	1 680	1,1
Jujuy	61 165	1,8	2 212	1,4
La Pampa	26 492	0,8	406	0,3
La Rioja	31 130	0,9	602	0,4
Mendoza	153 096	4,6	1 388	0,9
Misiones	103 991	3,1	11 309	7,3
Neuquén	50 713	1,5	552	0,4
Río Negro	53 412	1,6	311	0,2
Salta	119 110	3,6	6 745	4,3
San Juan	69 618	2,1	814	0,5
San Luis	40 918	1,2	410	0,3
Santa Cruz	23 489	0,7	622	0,4
Santa Fe	248 057	7,5	9 593	6,2
Santiago del Estero	73 933	2,2	7 240	4,6
Tucumán	131 946	4,0	8 955	5,7
Tierra del Fuego	10 466	0,3	1 118	0,7
Ignorado	0	0,0	10 647	6,8

Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

edad de la madre y 2,9% para situación conyugal, con la única excepción de cobertura de salud (23,8% de datos ignorados). La mayoría de las madres tenían entre 20 y 34 años, al menos un nacido vivo previo, vivían en pareja y en zonas geográficas de poca elevación sobre el nivel del mar. Más de la mitad de las madres no habían completado el nivel secundario de educación. Cobertura de salud fue la variable más pobremente registrada. No se pudo determinar qué proporción de nacimientos en los que no se registró esta información corresponden a madres que no tenían cobertura de salud. La distribución de los datos faltantes también varió por provincias. El 6,8% de los datos excluidos no contenía información sobre la provincia de residencia de la madre.

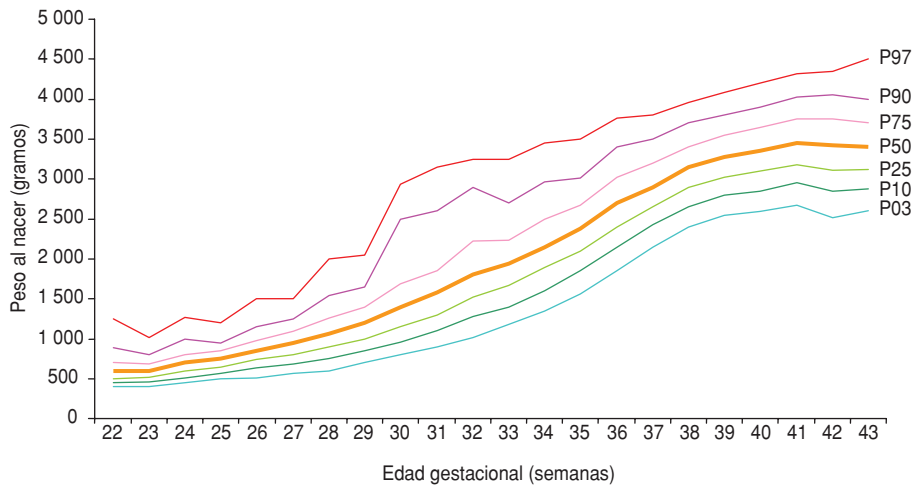
En las figuras 1.a y 1.b se pueden observar los percentiles 3, 10, 25, 50, 75, 90, y 97 para niñas y varones nacidos de partos simples respectivamente, basados en los registros no eliminados. Estos percentiles son empíricos en el sentido de que no han sido corregidos, ajustados o suavizados.

Las distribuciones de peso según la EG muestran asimetría hacia pesos altos, en forma de saltos o 'jorobas', especialmente en las semanas 22, 24, 28, 30–33, pero no a partir de la semana 36, cuando la distribución es aproximadamente normal (figura 1). La variabilidad en el peso aumenta a partir de la semana 42, debido principalmente a una reducción de peso en los percentiles por debajo del percentil 50.

Las figuras 2.a y 2.b muestran los mismos percentiles para partos simples, luego de la corrección, modelaje y suavizamiento de las curvas. Los valores de corte para cada percentil están presentados en los cuadros 2.a y 2.b para niñas y varones, respectivamente. Como era de esperar, el peso de los varones supera al de las niñas en cada combinación de sexo y EG. De la misma manera, para cada percentil el peso aumenta con la EG, a excepción de los percentiles por debajo de la mediana después de la semana 41 de gestación.

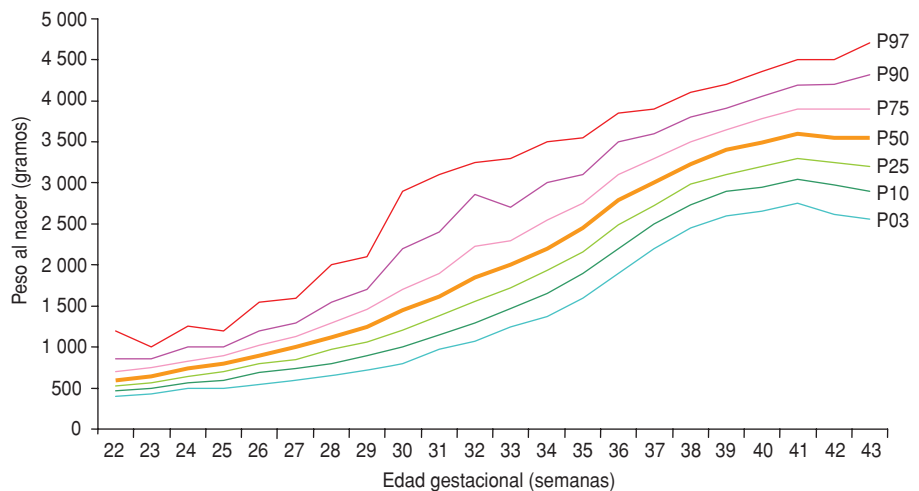
Como la variable altura sobre el nivel del mar no estuvo significativamente asociada con el peso al nacer en todos los percentiles seleccionados, fue retirada y el modelo final se basó solamente en la EG y el sexo. La falta de significación estadística de esta variable se debió a que en 95,7% de los nacimientos la madre re-

FIGURA 1.a. Curvas de percentiles de peso al nacer de niñas según la edad gestacional; datos crudos, partos simples, Argentina, 2003–2007



Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.
Nota: P: percentil.

FIGURA 1.b. Curvas de percentiles de peso al nacer de varones según la edad gestacional; datos crudos, partos simples, Argentina, 2003–2007



Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.
Nota: P: percentil.

sidía en localidades situadas por debajo de los 1 000 m sobre el nivel del mar, donde la influencia de la altura es prácticamente nula (cuadro 1). De 4,3% de los nacidos vivos cuyas madres residían en alturas superiores a los 1 000 m, la gran mayoría (87,6%) residía entre los 1 000 y 1 500 m, donde la influencia de la altura sobre el peso al nacer fue igualmente muy débil. En los partos dobles, el término $b_4 * EG^4$ no fue estadísticamente significativo en la mayoría de los percenti-

les y por ello fue retirado del modelo, que quedó reducido a una función cúbica de la EG.

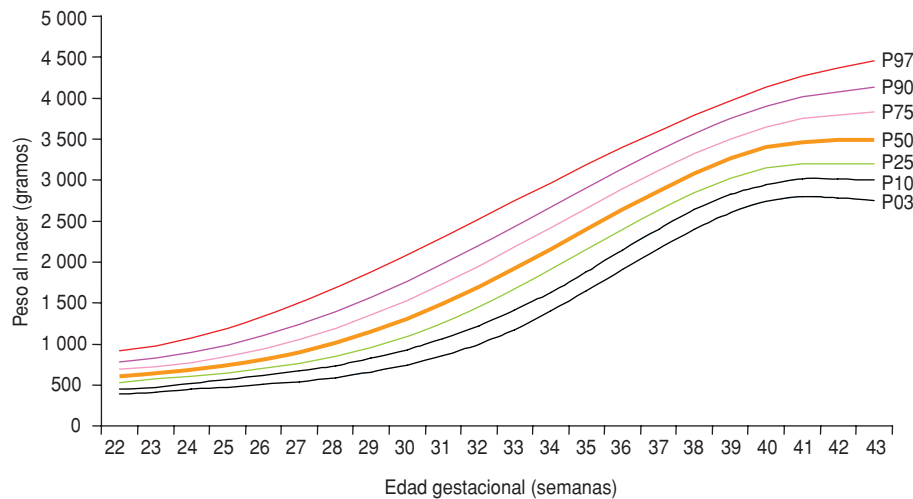
Los cuadros 3.a y 3.b revelan los percentiles seleccionados nacidos de partos dobles entre las semanas 24 y 41 para niñas y varones, respectivamente, basados en los registros no eliminados. Al igual que en los partos simples, los varones nacidos de partos dobles fueron más pesados que las niñas en cada EG y percentil seleccionado. Las figuras 3.a y 3.b

representan gráficamente la información contenida en los cuadros 3.a y 3.b, respectivamente. Como se puede ver, la relación entre el peso al nacer y la EG es más lineal en los percentiles por encima de la mediana (percentil 50) que en los más bajos.

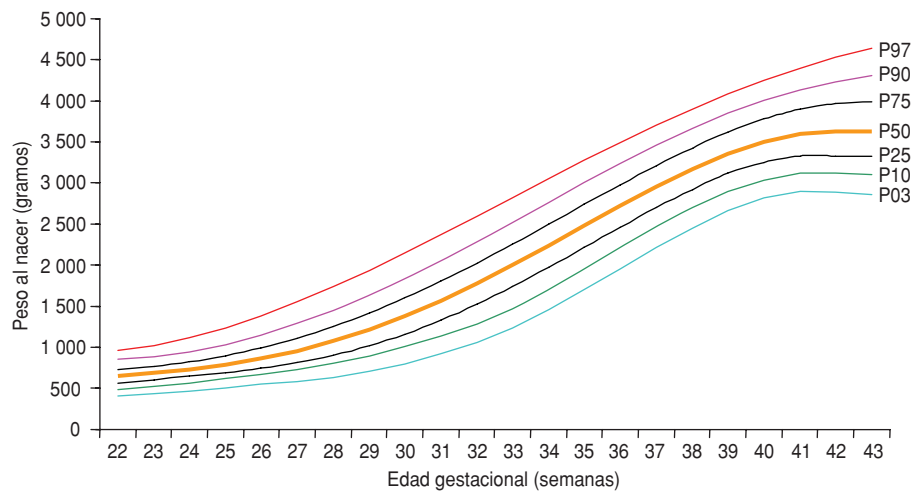
En el cuadro 4 se compara la referencia propuesta para partos simples con la más reciente referencia argentina, elaborada por San Pedro y colaboradores en 2001 y con base en 55 706 nacimientos ocurridos entre las semanas 23 y 42 durante 1988–1999 en la Maternidad Sardá de la ciudad de Buenos Aires (19). Por definición, la proporción de nacidos vivos pequeños y grandes para la EG fue de 10% en la referencia propuesta, tanto para niñas como para varones. Cuando se ignora el sexo del neonato, la referencia de San Pedro y colaboradores muestra proporciones de recién nacidos pequeños para la EG muy similares a los propuestos por el presente estudio en cada EG (datos no mostrados) (19). No obstante, como la referencia de San Pedro y colaboradores no distingue el sexo del neonato, la estratificación por sexo puso en evidencia una sobreestimación de la proporción de niñas pequeñas para la EG y una subestimación de la proporción de varones pequeños, excepto entre las semanas de gestación 31 a 36. La proporción de nacidos pequeños para la EG cae marcadamente luego de la semana 41 de gestación en ambas referencias.

Con respecto a los nacidos grandes para la EG, la aplicación de la referencia de San Pedro y colaboradores a los datos argentinos a nivel nacional arrojó proporciones muy altas, especialmente en partos antes de término (entre 17% y 32% para las niñas y entre 21% y 40% para los varones). Además de diferencias metodológicas y de la población de estudio entre las curvas de San Pedro y colaboradores y las del presente trabajo, estas altas proporciones podrían estar también reflejando un aumento real en el tamaño de los nacidos vivos, puesto que ha pasado prácticamente una década entre los dos estudios.

En los partos a término, la proporción de grandes para la EG bajó, especialmente en niñas. Como los partos ocurridos a término fueron los más frecuentes, la proporción total de niñas clasificadas como pequeñas según la referencia de San Pedro y colaboradores resultó de 8,5%. Las proporciones del cuadro 4 fue-

FIGURA 2.a. Curvas de percentiles de peso al nacer de niñas según edad gestacional, corregidas y suavizadas, partos simples, Argentina, 2003–2007

Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.
Nota: P: percentil.

FIGURA 2.b. Curvas de percentiles de peso al nacer de varones según edad gestacional, corregidas y suavizadas, partos simples, Argentina, 2003–2007

Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.
Nota: P: percentil.

ron obtenidas usando los datos corregidos, es decir, ponderados por el peso w_1 . Las proporciones obtenidas con los datos crudos (no mostradas) siguieron el mismo patrón ya mencionado para los datos corregidos, pero más acentuado.

Finalmente, para explorar la hipótesis de un aumento en el tamaño de los nacidos vivos a través del tiempo, el cuadro 5 muestra la proporción de pequeños y grandes para la EG a través del período de estudio. Para los partos simples, se

observó una reducción de los recién nacidos pequeños para la EG y un aumento de la proporción de neonatos grandes para la EG, lo cual indica que toda la distribución de peso al nacer se desplazó hacia la derecha, es decir hacia pesos más altos. Para los partos dobles, en cambio, el aumento en el peso se registró solamente en los recién nacidos más pequeños y fue más débil, mientras que no hubo evidencia de aumento de peso entre los más grandes.

DISCUSIÓN

Las curvas de referencia aquí propuestas para la población argentina difieren en importantes aspectos de las publicadas hasta el momento (17–19). Las curvas publicadas por Lejarraga y colaboradores en 1976 se basaron en una muestra de apenas 1 401 neonatos y se encuentran hoy desactualizadas (17). En cuanto a las más recientes publicadas por San Pedro y colaboradores, se basaron en una muestra representativa de 55 706 nacimientos de la zona sur de la ciudad de Buenos Aires y del primer cordón del conurbano bonaerense en el período 1988–1999 (19).

Las principales ventajas de las referencias aquí propuestas frente a las de San Pedro y colaboradores, residen en el uso de un gran volumen de datos recientes y de cobertura nacional, en el desarrollo de referencias separadas para niñas y varones y para partos simples y dobles, y en el tratamiento estadístico de pesos al nacer no plausibles para la EG. Las curvas de este trabajo se asemejan a las de San Pedro y colaboradores en los percentiles más bajos, principalmente en el 10, pero difieren marcadamente hacia los percentiles más altos. Dejando de lado diferencias metodológicas y de las poblaciones de estudio, las altas proporciones de recién nacidos grandes para la EG obtenidas al aplicar la referencia de San Pedro y colaboradores a los datos del país podrían reflejar aumentos seculares en el tamaño de los recién nacidos. De hecho, los autores de ese estudio observaron que el peso promedio aumentó 43 g desde el trienio 1988–1990 hasta el trienio 1997–1999 (19). También en este trabajo se encontraron datos probatorios de dicha tendencia temporal en el aumento de los neonatos de partos simples, hallazgo que ha sido asimismo documentado en Canadá (1).

La amplia base poblacional de las referencias propuestas las convierte en representativas del país en su conjunto y, por lo tanto, adecuadas para comparaciones internacionales y para medir desigualdades comparando subgrupos poblacionales, definidos por su ubicación geográfica, características demográficas o socioeconómicas, así como para monitorear tendencias temporales e impactos de intervenciones sociales y sanitarias.

El presente estudio no está exento de limitaciones. Una radicó en que para los partos dobles no fue posible determinar

CUADRO 2.a. Percentiles de peso al nacer de niñas según edad gestacional; datos corregidos y suavizados, partos simples, Argentina, 2003–2007 (n = 1 609 987)

Semana de gestación	No.	P3	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95	P97
22	260	391	426	450	533	603	699	785	867	919
23	354	414	450	474	575	642	729	832	920	981
24	745	450	477	523	608	686	777	900	1 000	1 074
25	719	474	517	568	651	740	847	990	1 107	1 194
26	1 102	510	548	620	700	810	939	1 103	1 238	1 338
27	1 142	542	585	675	765	900	1 055	1 238	1 391	1 502
28	1 961	592	647	735	850	1 013	1 194	1 395	1 563	1 684
29	1 726	661	724	830	962	1 149	1 355	1 571	1 752	1 880
30	3 365	746	825	932	1 092	1 311	1 537	1 766	1 956	2 088
31	2 992	859	945	1 068	1 261	1 495	1 737	1 976	2 170	2 303
32	6 969	1 000	1 093	1 225	1 456	1 700	1 954	2 200	2 393	2 523
33	6 228	1 177	1 282	1 420	1 673	1 923	2 182	2 432	2 620	2 746
34	12 777	1 403	1 515	1 631	1 909	2 158	2 418	2 669	2 849	2 968
35	19 065	1 651	1 765	1 884	2 154	2 400	2 656	2 907	3 075	3 186
36	54 810	1 908	2 022	2 150	2 400	2 641	2 891	3 140	3 295	3 398
37	110 288	2 164	2 272	2 403	2 636	2 871	3 115	3 362	3 505	3 601
38	320 338	2 401	2 502	2 640	2 850	3 083	3 321	3 567	3 700	3 792
39	447 825	2 600	2 690	2 823	3 027	3 263	3 502	3 749	3 877	3 969
40	517 238	2 742	2 818	2 942	3 150	3 400	3 648	3 900	4 030	4 130
41	86 713	2 800	2 868	3 015	3 201	3 462	3 750	4 011	4 156	4 271
42	13 057	2 782	2 860	3 011	3 200	3 488	3 796	4 075	4 249	4 370
43	313	2 751	2 840	3 001	3 194	3 490	3 827	4 133	4 315	4 450

Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

Nota: P: percentil.

CUADRO 2.b. Percentiles de peso al nacer de varones según edad gestacional; datos corregidos y suavizados, partos simples, Argentina, 2003–2007 (n = 1 711 402)

Semana de gestación	No.	P3	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95	P97
22	276	401	450	478	562	650	731	856	912	956
23	418	431	476	517	604	684	766	885	956	1 018
24	875	467	520	565	648	727	820	944	1 032	1 112
25	852	504	553	615	689	784	895	1 032	1 138	1 235
26	1 345	550	597	672	741	858	991	1 146	1 271	1 382
27	1 338	585	639	729	809	953	1 110	1 287	1 428	1 550
28	2 320	633	700	800	900	1 072	1 251	1 450	1 605	1 736
29	1 831	706	789	892	1 016	1 214	1 415	1 634	1 800	1 937
30	3 720	797	883	1 004	1 158	1 380	1 600	1 837	2 009	2 149
31	3 361	921	1 004	1 133	1 327	1 568	1 803	2 054	2 230	2 370
32	7 815	1 055	1 160	1 285	1 522	1 776	2 023	2 283	2 458	2 595
33	6 940	1 232	1 343	1 470	1 738	2 001	2 254	2 520	2 691	2 823
34	14 603	1 456	1 570	1 696	1 971	2 237	2 495	2 760	2 925	3 050
35	22 011	1 700	1 814	1 950	2 215	2 479	2 738	3 000	3 157	3 274
36	58 668	1 956	2 067	2 215	2 461	2 720	2 979	3 234	3 382	3 491
37	112 621	2 212	2 317	2 472	2 700	2 952	3 211	3 457	3 599	3 700
38	322 193	2 452	2 550	2 707	2 920	3 167	3 427	3 665	3 803	3 898
39	464 024	2 660	2 750	2 900	3 118	3 353	3 620	3 850	3 990	4 082
40	567 942	2 815	2 895	3 029	3 250	3 500	3 780	4 007	4 157	4 250
41	101 242	2 901	2 980	3 120	3 329	3 595	3 899	4 130	4 300	4 400
42	16 605	2 888	2 976	3 117	3 328	3 625	3 966	4 231	4 415	4 530
43	402	2 860	2 954	3 101	3 321	3 631	3 991	4 304	4 499	4 638

Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

Nota: P: percentil.

la corionicidad, debido a que dicha información no se recoge en las estadísticas vitales. Los gemelos nacidos de una misma placenta (monocoriales) suelen ser más pequeños que los nacidos de dos placentas (bicoriales) (31). A pesar de

esta limitación, la presentación de referencias separadas para partos simples y dobles constituye ya un avance, puesto que las referencias basadas en partos simples no son adecuadas para identificar gemelos con peso atípico para su EG

(31, 32). Otra limitación obedeció a que la EG se basó en la FUM. En este sentido es posible que, aun después de la aplicación del procedimiento de corrección de la EG, las curvas obtenidas en base a la FUM puedan diferir de otras basadas en

CUADRO 3.a. Percentiles de peso al nacer de niñas según edad gestacional; datos corregidos y suavizados, partos dobles, Argentina, 2003–2007 (n = 27 779)

Semana de gestación	No.	P3	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95	P97
24	125	410	422	466	540	600	690	770	860	920
25	107	452	500	544	620	700	796	896	990	1 057
26	153	480	540	615	700	806	906	1 041	1 127	1 195
27	158	533	600	688	793	920	1 030	1 187	1 272	1 344
28	259	612	680	775	900	1 044	1 167	1 336	1 425	1 500
29	255	713	781	880	1 022	1 179	1 316	1 490	1 584	1 663
30	462	837	903	1 003	1 158	1 325	1 476	1 650	1 750	1 831
31	427	979	1 044	1 144	1 308	1 482	1 645	1 817	1 921	2 002
32	922	1 136	1 200	1 300	1 470	1 648	1 820	1 990	2 097	2 176
33	1 042	1 303	1 368	1 469	1 640	1 822	2 000	2 168	2 276	2 351
34	2 086	1 477	1 544	1 646	1 815	2 000	2 182	2 350	2 458	2 528
35	2 614	1 650	1 721	1 826	1 991	2 179	2 363	2 534	2 640	2 704
36	4 933	1 817	1 892	2 000	2 161	2 354	2 540	2 716	2 821	2 880
37	5 530	1 969	2 050	2 161	2 320	2 520	2 709	2 895	3 000	3 055
38	4 855	2 100	2 186	2 298	2 460	2 671	2 867	3 064	3 174	3 230
39	2 256	2 200	2 289	2 400	2 573	2 800	3 010	3 220	3 341	3 404
40	1 509	2 260	2 350	2 455	2 650	2 900	3 132	3 357	3 500	3 577
41	86	2 269	2 356	2 486	2 681	2 962	3 230	3 470	3 647	3 750

Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

Nota: P: percentil.

CUADRO 3.b. Percentiles de peso al nacer de varones según edad gestacional; datos corregidos y suavizados, partos dobles, Argentina, 2003–2007 (n = 27 426)

Semana de gestación	No.	P3	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95	P97
24	129	431	440	487	569	655	730	839	900	930
25	117	480	506	560	653	750	850	950	1 009	1 070
26	165	526	565	632	746	855	974	1 078	1 140	1 219
27	166	590	639	718	850	972	1 105	1 221	1 288	1 376
28	272	674	730	820	966	1 100	1 244	1 376	1 450	1 540
29	271	779	840	938	1 094	1 240	1 393	1 540	1 622	1 709
30	465	903	967	1 072	1 235	1 392	1 551	1 712	1 800	1 883
31	443	1 046	1 111	1 220	1 387	1 554	1 719	1 889	1 983	2 060
32	940	1 204	1 270	1 380	1 550	1 724	1 895	2 070	2 168	2 240
33	1 063	1 373	1 439	1 550	1 720	1 900	2 078	2 253	2 353	2 422
34	1 912	1 550	1 615	1 725	1 895	2 080	2 264	2 436	2 537	2 606
35	2 680	1 728	1 791	1 900	2 070	2 259	2 450	2 619	2 720	2 790
36	4 541	1 900	1 961	2 070	2 240	2 434	2 632	2 800	2 900	2 974
37	5 270	2 059	2 117	2 228	2 400	2 600	2 805	2 978	3 078	3 158
38	4 829	2 195	2 250	2 366	2 543	2 752	2 963	3 153	3 253	3 340
39	2 305	2 300	2 350	2 477	2 663	2 884	3 100	3 323	3 427	3 521
40	1 722	2 362	2 406	2 550	2 750	2 990	3 228	3 489	3 600	3 700
41	136	2 368	2 406	2 576	2 797	3 063	3 325	3 650	3 775	3 877

Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

Nota: P: percentil.

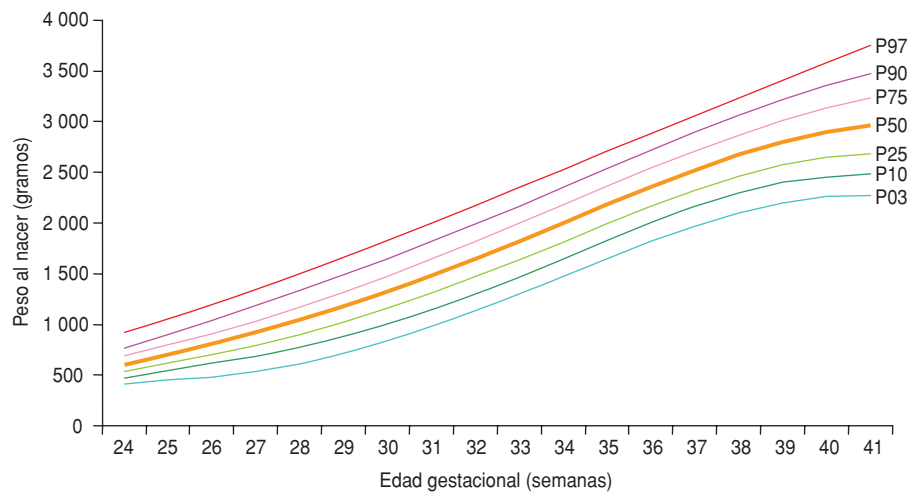
la medición de la EG con ecografía precoz, suponiendo que esta información estuviera disponible.

La principal diferencia con las curvas obtenidas a partir de ecografía precoz es que en estas últimas no se evidencia una pérdida de peso en bebés nacidos post-término. Este rasgo ha sido observado en la referencia de Estados Unidos y en la más reciente argentina, que fue basada parcialmente en la FUM, pero no en las curvas basadas exclusivamente en eco-

grafía precoz (4, 5, 19, 33). Si bien estas referencias no están principalmente destinadas a un uso clínico sino más bien a profesionales de salud pública y sectores afines, los neonatólogos y pediatras que las usen para clasificar neonatos deberían considerar, en ausencia de signos clínicos relacionados con reducciones de peso, extrapolar los percentiles de la semana 41 hacia las semanas siguientes, lo cual es más concordante con las estimaciones ultrasonográficas.

Adicionalmente, la inestabilidad de los parámetros en las EG extremas, debida a la poca frecuencia de nacimientos, limitó estas referencias al período de 22 a 43 semanas de gestación en el caso de los partos simples y de 24 a 41 semanas en los partos dobles. Aun así, este trabajo amplió el rango notificado por estudios previos en al menos cuatro semanas, cubriendo prácticamente la totalidad de los casos, ya que los nacimientos con EG más extremas que las notificadas aquí no

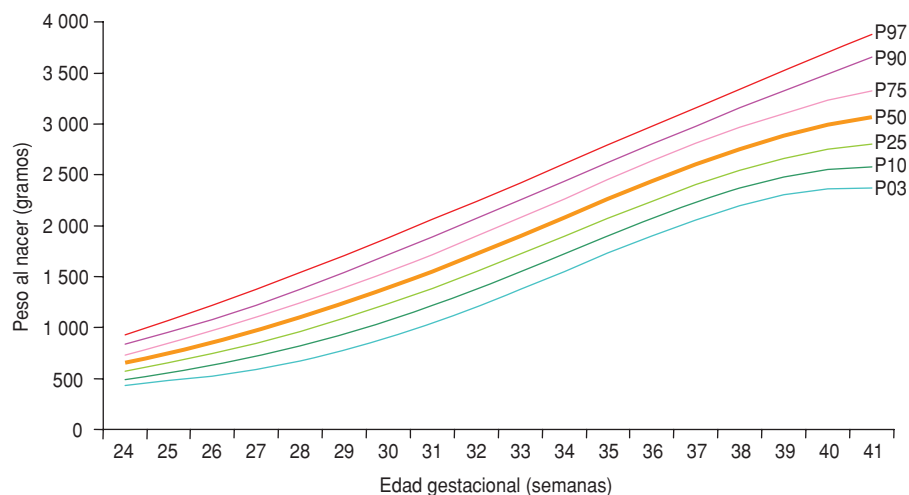
FIGURA 3.a. Curvas de percentiles de peso al nacer en niñas según edad gestacional; datos corregidos y suavizados, partos dobles, Argentina, 2003–2007



Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

Nota: P: percentil.

FIGURA 3.b. Curvas de percentiles de peso al nacer en varones según edad gestacional; datos corregidos y suavizados, partos dobles, Argentina, 2003–2007



Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

Nota: P: percentil.

alcanzan a 0,03% en los partos simples (17–19).

Una cuarta limitación estribó en que las prácticas de redondeo de los datos quebraron la continuidad de la distribución del peso al nacer, lo que podría haber afectado en alguna medida la estimación de los percentiles, especialmente si estas prácticas hubiesen tenido sesgos sistemáticos (como redondeo hacia valores más altos) o hubiesen variado según

las distintas jurisdicciones del país. Además, es posible que estas curvas de peso al nacer no representen adecuadamente los nacimientos ocurridos a grandes alturas sobre el nivel mar. Si bien la altura no incidió significativamente en el cálculo de los percentiles, esto se debió principalmente, como ya se dijo, a la baja proporción de nacimientos ocurridos a grandes alturas. En el futuro harán falta estudios orientados específicamente

a la población argentina de altura que permitan examinar más minuciosamente sus patrones de peso al nacer según la EG.

Hay que destacar, sin embargo, que incluso con las anteriores limitaciones, estas nuevas referencias argentinas de peso al nacer según la EG superan varias de las limitaciones señaladas en la literatura (4, 5, 9, 11, 16).

Es necesario resaltar que estas curvas están presentadas como referencias, no como estándares. Un estándar de crecimiento fetal supone una trayectoria de crecimiento en fetos sanos, a partir de la cual otros neonatos pueden ser clasificados según su adecuación o desviación patológica del patrón de crecimiento óptimo. La ausencia de información sobre muchos de los factores que afectan al crecimiento fetal, tanto maternos (anemia, hipertensión, diabetes) como fetales (anomalías cromosómicas y defectos congénitos), limita la elaboración de estándares basados en las estadísticas vitales de muchos países. A esto se suma la falta de información sobre intervenciones obstétricas, tales como cesáreas e inducciones de parto, que son poderosos determinantes del momento de ocurrencia del parto y, por tanto, de la EG y el peso al nacer (34).

Otra aclaración importante es que el uso de ecografía precoz para medir la EG no implica que las curvas resultantes sean fiel reflejo del crecimiento fetal. De hecho, solo mediante la obtención de medidas repetidas sobre el mismo feto in útero es posible dar cuenta del crecimiento fetal, e incluso este tipo de métodos conlleva sabidas limitaciones, en particular la imprecisión de estimar el peso fetal (masa) en base a mediciones bi-dimensionales (35, 36). Las referencias poblacionales, incluida la presente, basadas en un diseño de corte transversal (peso medido en la semana gestacional en que ocurre el nacimiento) no expresan adecuadamente el crecimiento intrauterino, ya que por definición el crecimiento implica un cambio en el tamaño del bebé y toda medición de cambio requiere al menos dos observaciones en serie. Antes bien, las referencias de corte transversal reflejan el tamaño de los nacidos vivos que alcanzan determinada semana gestacional y su interpretación en términos de crecimiento fetal debe ser realizada con precaución. Por ejemplo, los bebés nacidos prematuros

CUADRO 4. Nacidos vivos pequeños y grandes para la edad gestacional, según semana de gestación y sexo del neonato, de acuerdo a la nueva referencia propuesta y a una referencia previa, Argentina, 2003–2007^a

Semana de gestación	PEG (%)				GEG (%)			
	Niñas		Varones		Niñas		Varones	
	Referencia propuesta	San Pedro et al., 2001	Referencia propuesta	San Pedro et al., 2001	Referencia propuesta	San Pedro et al., 2001	Referencia propuesta	San Pedro et al., 2001
22	9,1	NA	10,6	NA	10,6	NA	7,9	NA
23	11,4	NA	14,2	NA	7,2	NA	8,3	NA
24	11,3	NA	9,3	NA	14,1	NA	12,7	NA
25	9,1	10,1	12,1	6,9	7,3	12,5	8,2	20,5
26	8,7	14,7	9,4	9,4	10,2	24,6	12,8	35,3
27	9,0	10,5	9,6	6,9	9,6	17,9	10,0	25,4
28	10,0	11,5	8,3	6,8	12,8	21,5	12,6	26,8
29	8,7	11,8	9,4	8,7	10,5	29,3	10,5	36,9
30	9,6	11,7	11,4	8,0	10,0	22,4	11,0	28,9
31	9,5	15,6	10,4	12,0	9,5	31,6	8,9	40,4
32	9,7	12,4	10,4	10,6	13,6	26,4	12,2	32,3
33	11,5	14,9	10,7	11,6	8,8	20,9	7,3	26,4
34	12,0	14,8	12,1	12,1	9,0	17,2	8,1	21,6
35	11,5	14,2	12,0	11,8	6,9	17,5	7,6	23,5
36	10,4	12,2	11,4	9,6	11,2	19,9	10,8	26,1
37	10,0	10,9	9,7	8,4	9,0	10,3	9,4	15,8
38	8,8	11,0	9,3	7,7	10,4	7,8	10,9	12,9
39	10,2	12,2	8,6	8,0	10,2	8,3	10,6	13,7
40	10,6	12,7	11,1	7,9	10,2	6,5	9,1	11,4
41	9,5	10,3	8,9	5,6	10,3	6,3	11,9	11,5
42	7,3	4,9	6,6	2,3	11,5	6,4	11,3	11,3
43	4,0	NA	3,8	NA	10,7	NA	15,4	NA
Total	10,0	11,9	9,9	7,9	10,2	8,5	10,1	13,8

Fuente: elaboración de los autores a partir de la referencia 19 y de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

Nota: PEG: pequeño para la edad gestacional (peso al nacer < percentil 10); GEG: grande para la edad gestacional (peso al nacer ≥ percentil 90); NA: los datos no son aplicables.

^a Los porcentajes fueron calculados en base a los datos corregidos.

CUADRO 5. Evolución temporal de la proporción de nacidos vivos pequeños y grandes para la edad gestacional, ambos sexos, partos simples y dobles (en porcentaje^a), Argentina, 2003–2007

Año de registro	Partos simples		Partos dobles	
	PEG	GEG	PEG	GEG
2003	11,5	8,8	10,3	10,7
2004	10,4	9,9	10,3	10,2
2005	9,5	10,5	9,8	9,9
2006	9,2	10,8	9,6	10,4
2007	9,1	10,7	9,1	10,3
<i>P^b</i>	<0,0001	<0,0001	0,004	0,786

Fuente: elaboración de los autores a partir de la base de datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud, Argentina.

Nota: PEG: pequeño para la edad gestacional (peso al nacer < percentil 10); GEG: grande para la edad gestacional (peso al nacer ≥ percentil 90).

^a Los porcentajes fueron calculados en base a los datos corregidos.

^b A partir de la prueba de tendencias para proporciones de Cochran-Armitage (2-colas).

pueden ser algo más pequeños que los fetos de la misma EG que permanecen en el útero (37).

Finalmente, el uso de las referencias propuestas para establecer comparaciones internacionales requiere cierta cau-

tela. La corrección estadística de los datos utilizados produjo una distribución de peso al nacer para cada EG que es unimodal y normal, similar a la obtenida mediante la estimación clínica de la EG (38). Por ello, las refe-

rencias propuestas pueden compararse con otras basadas en la FUM que hayan corregido los errores de clasificación de la edad gestacional responsables de las distribuciones de peso al nacer bimodales.

Conclusiones

Estos nuevos y corregidos percentiles de peso al nacer según la EG para la población de Argentina constituyen una herramienta útil para medir desigualdades entre grupos poblacionales y así identificar los que tienen mayor riesgo de eventos perinatales e infantiles adver-

sos. Las curvas presentadas pueden utilizarse en investigaciones sobre factores de riesgo de bajo peso al nacer en la población argentina, así como también en vigilancia epidemiológica para monitorear la evolución del crecimiento fetal a lo largo del tiempo y su distribución diferencial en subgrupos poblacionales. Asimismo, este estudio pone en eviden-

cia la necesidad de redoblar los esfuerzos para lograr registros de nacimientos completos y correctos.

Agradecimiento. Los autores expresan su gratitud a Rahim Moineddin por su ayuda en la corrección estadística de los datos.

REFERENCIAS

- Public Health Agency of Canada. Canadian Perinatal Health Report, 2008. Ottawa: Public Health Agency of Canada; 2008.
- Wilcox AJ. On the importance—and the unimportance—of birthweight. *Int J Epidemiol.* 2001;30(6):1233–41.
- Zhang X, Platt RW, Cnattingius S, Joseph KS, Kramer MS. The use of customised versus population-based birthweight standards in predicting perinatal mortality. *BJOG.* 2007;114(4):474–7.
- Kramer MS, Platt RW, Wen SW, Joseph KS, Allen A, Abrahamowicz M, et al. A new and improved population-based Canadian reference for birth weight for gestational age. *Pediatrics.* 2001;108(2):E35.
- Alexander GR, Himes JH, Kaufman RB, Mor J, Kogan M. A United States national reference for fetal growth. *Obstet Gynecol.* 1996;87(2):163–8.
- Arbuckle TE, Wilkins R, Sherman GJ. Birth weight percentiles by gestational age in Canada. *Obstet Gynecol.* 1993;81(1):39–48.
- Bonellie S, Chalmers J, Gray R, Greer J, Jarvis S, Williams C. Centile charts for birthweight for gestational age for Scottish singleton births. *BMC Pregnancy Childbirth.* 2008;8:5.
- Ramos F, Perez G, Jane M, Prats R. Construction of the birth weight by gestational age population reference curves of Catalonia (Spain): Methods and development. *Gac Sanit.* 2009;23(1):76–81.
- Tentoni S, Astolfi P, De Pasquale A, Zonta LA. Birthweight by gestational age in preterm babies according to a Gaussian mixture model. *BJOG.* 2004;111(1):31–7.
- Zhang J, Bowes WA Jr. Birth-weight-for-gestational-age patterns by race, sex, and parity in the United States population. *Obstet Gynecol.* 1995;86(2):200–8.
- Bonellie SR, Raab GM. A comparison of different approaches for fitting centile curves to birthweight data. *Stat Med.* 1996;15(24):2657–67.
- Joseph KS, Kramer MS, Allen AC, Mery LS, Platt RW, Wen SW. Implausible birth weight for gestational age. *Am J Epidemiol.* 2001;153(2):110–3.
- Joseph KS, Fahey J, Platt RW, Liston RM, Lee SK, Sauve R, et al. An outcome-based approach for the creation of fetal growth standards: do singletons and twins need separate standards? *Am J Epidemiol.* 2009;169(5):616–24.
- Kierans WJ, Joseph KS, Luo ZC, Platt R, Wilkins R, Kramer MS. Does one size fit all? The case for ethnic-specific standards of fetal growth. *BMC Pregnancy Childbirth.* 2008;8:1.
- Marsal K, Persson PH, Larsen T, Lilja H, Selbing A, Sultan B. Intrauterine growth curves based on ultrasonically estimated foetal weights. *Acta Paediatr.* 1996;85(7):843–8.
- Platt RW, Abrahamowicz M, Kramer MS, Joseph KS, Mery L, Blondel B, et al. Detecting and eliminating erroneous gestational ages: a normal mixture model. *Stat Med.* 2001;20(23):3491–503.
- Lejarraga H, Diaz Ballve C, Guerra A. Estudio antropométrico de 1401 recién nacidos sanos del área urbana de Buenos Aires. *Rev Hosp Niños.* 1976;8(8):9–21.
- San Pedro M, Larguía M, Grandi C. Estudio del peso de nacimiento en 30249 recién nacidos de una maternidad pública del área urbana de Buenos Aires. *Arch Arg Pediatr.* 1994;92(2):259–70.
- San Pedro M, Grandi C, Larguía M, Solana C. Estándar de peso para la edad gestacional en 55706 recién nacidos sanos de una maternidad pública de Buenos Aires. *Medicina (B Aires).* 2001;61(1):15–22.
- González RP, Gómez RM, Castro RS, Nien JK, Merino PO, Etchegaray AB, et al. Curva nacional de distribución de peso al nacer según edad gestacional. Chile, 1993 a 2000. *Rev Med Chil.* 2004;132(10):1155–65.
- Ministerio de Salud de la Nación, Argentina. Dirección de Estadística e Información de Salud. Programa Nacional de Estadísticas de Salud. Modelos de formularios e instructivos del Sistema de Estadísticas Vitales. Buenos Aires: Ministerio de Salud de la Nación; 2001.
- Ministerio de Salud de la Nación, Argentina. Dirección de Estadísticas e Información de Salud. Programa Nacional de Estadísticas de Salud. Estadísticas vitales. Información Básica Año 2005. Serie 5, No. 49. Buenos Aires: Ministerio de Salud de la Nación; 2006.
- Ticona M, Huanco D. Curva de crecimiento intrauterino de recién nacidos peruanos. *Rev Chil Obstet Ginecol.* 2008;73(2):110–8.
- Jensen GM, Moore LG. The effect of high altitude and other risk factors on birthweight: independent or interactive effects? *Am J Public Health.* 1997;87(6):1003–7.
- Notzon FC, Bobadilla JL, Coria I. Birthweight distributions in Mexico City and among US Southwest Mexican Americans: the effect of altitude. *Am J Public Health.* 1992;82(7):1014–7.
- Valenti E, López S, Cané C, Pinelli I. Discordancia Capurro-Amenorrea en prematuridad. *Rev Hosp Materno Infantil Ramón Sardá.* 2003;22(3):121–3.
- Tukey JW. *Exploratory Data Analysis.* Addison-Wesley; 1977.
- Koenker R, Hallock KF. Quantile Regression. *J Econ Perspect.* 2001;15:143–56.
- Wei Y, Pere A, Koenker R, He X. Quantile regression methods for reference growth charts. *Stat Med.* 2006;25(8):1369–82.
- Rigby RA, Stasinopoulos DM. Generalized additive models for location, scale and shape. *J R Stat Soc Ser C Appl Stat.* 2005;4(3):507–54.
- Ananth CV, Vintzileos AM, Shen-Schwarz S, Smulian JC, Lai YL. Standards of birth weight in twin gestations stratified by placental chorionicity. *Obstet Gynecol.* 1998;91(6):917–24.
- Blickstein I. Normal and abnormal growth of multiples. *Semin Neonatol.* 2002;7(3):177–85.
- McLean FH, Boyd ME, Usher RH, Kramer MS. Postterm infants: too big or too small? *Am J Obstet Gynecol.* 1991;164(2):619–24.
- Joseph KS, Demissie K, Kramer MS. Obstetric intervention, stillbirth, and preterm birth. *Semin Perinatol.* 2002;26(4):250–9.
- Zhang J, Merialdi M, Platt LD, Kramer MS. Defining normal and abnormal fetal growth: promises and challenges. *Am J Obstet Gynecol.* 2010;202(6):522–8.
- Rogers MS, Chung TK, Chang AM. Ultrasound fetal weight estimation: precision or guess work? *Aust N Z J Obstet Gynaecol.* 1993;33(2):142–4.
- Hediger ML, Scholl TO, Schall JI, Miller LW, Fischer RL. Fetal growth and the etiology of preterm delivery. *Obstet Gynecol.* 1995;85(2):175–82.
- Ananth CV. Menstrual versus clinical estimate of gestational age dating in the United States: temporal trends and variability in indices of perinatal outcomes. *Paediatr Perinat Epidemiol.* 2007;21 suppl 2:22–30.

Manuscrito recibido el 22 de julio de 2010. Aceptado para publicación, tras revisión, el 12 de noviembre de 2010.

**Reference birthweights
for the Argentine population
by multiplicity of birth, sex,
and gestational age**

ABSTRACT

Objective. To develop new and improved reference birthweights for the Argentine population as a whole with a breakdown by gestational age (GA), sex and multiplicity of birth.

Methods. The population studied included all live births resulting from single ($n = 3,478,286$) and double ($n = 57,654$) births in Argentina during the period 2003–2007. The probable errors in classifying GA on the basis of last menstruation were corrected using normal mixture models. The percentiles were obtained by quantile regression, which also made it possible to smooth out the curves.

Results. Birthweight curves for single births were obtained between weeks 22 and 43 of gestation, and curves for double births between weeks 24 and 41, with a breakdown by the sex of the neonate. Compared with those of previous studies, these reference birthweights do not overestimate the proportion of live births large for their GA. An increase in birthweight was also observed during the period of study.

Conclusions. The proposed curves have the advantages of being based on large numbers, of being representative of the most recent Argentine births, of distinguishing the number of births and the sex of the neonates, and of minimizing GA classification errors. They are therefore a useful tool for measuring inequalities and thus identifying population groups at higher risk of adverse perinatal events.

Key words

Birthweight; gestational age; pregnancy, multiple; infant, newborn; reference standards; Argentina.
