



[Revista de Obstetricia y Ginecología de Venezuela](#)

versión impresa ISSN 0048-7732

Rev Obstet Ginecol Venez v.69 n.3 Caracas sep. 2009

Patrones de peso al nacer en Venezuela: influencia de la edad materna y la paridad

Drs. Carmine Pascuzzo-Lima*, María R Pascuzzo-Lima**, María Angélica Fernández ***, Netty Mariagne Colmenares****, Reina Virginia Gavidia*****

Decanato de Ciencias de la Salud "Dr. Pablo Acosta Ortiz". Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado" (UCLA). Hospital Central Universitario "Antonio María Pineda"

* Médico cirujano. Profesor asociado. Sección de Farmacología. Unidad de Ensayos Clínicos. Unidad de Investigaciones Bioquímicas "Dr. José Antonio Moreno Yanes".

** Analista de sistemas. Dirección de ingeniería de información. Universidad "Simón Bolívar".

*** Médico pediatra. Profesor instructor. Departamento de pediatría. UCLA.

****Médico pediatra. Profesor instructor. Sección de Farmacología. UCLA.

*****Médico cirujano. Prosalud - Yaracuy. UCLA.

CORRESPONDENCIA: Dr. Carmine Pascuzzo Lima. Sección de Farmacología. Departamento de Ciencias Funcionales. Decanato de Ciencias de la Salud "Dr. Pablo Acosta Ortíz". Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado". Avenida Libertador con Avenida Andrés Bello. Barquisimeto, Estado Lara. Venezuela. Teléfonos: (0251)2591837 - (0251)2591992 - (0251)4820683 (habitación). e - mail: carminepl@yahoo.com; carminep@ucla.edu.ve;

RESUMEN

Objetivo: Validar varios patrones de peso al nacer, incluyendo aquellos derivados de estudios nacionales.

Métodos: Estudio analítico, de corte transversal. La validación se basó en una muestra de 16434 neonatos (2000 - 2004), que se clasificaron por edad gestacional según cada patrón. Los análisis se basaron en la distribución percentilar (< 10°, 10 - 90°, >90°), comparando las frecuencias observadas y predichas por la prueba X².

Ambiente: Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado" / Hospital Central Universitario "Antonio María Pineda"

Resultados: Las clasificaciones fueron muy similares, aunque fueron ligeramente mejores para los patrones de Battaglia y Lubchenco. Hubo notables diferencias relacionadas con la edad y paridad maternas, cuantitativamente similares a las atribuibles al sexo del neonato.

Conclusión: Parece recomendable seguir usando los patrones de Battaglia y Lubchenco para clasificar los neonatos, al menos hasta que un nuevo y mejor grupo nacional de patrones esté disponible.

Palabras clave: Peso al nacer. Paridad. Edad materna. Patrones de peso para la edad gestacional.

Servicios Personalizados

Artículo

- Artículo en XML
- Referencias del artículo
- Como citar este artículo
- Traducción automática
- Enviar artículo por email

Indicadores

- Citado por SciELO
- Accesos

Links relacionados

Compartir

- Otros
- Otros
- Permalink

ABSTRACT

Objective: To validate several birth-weight-for-gestation-age charts, including those derived from national studies.

Methods: Analytic, cross-sectional study. The validation was based on a sample of 16434 newborns (2000 - 2004), which were classified by gestational age and birth according to each chart. Analyses were based on the percentile distribution ($< 10^{\circ}$, $10 - 90^{\circ}$, $>90^{\circ}$), by comparing the observed and predicted frequencies by the X^2 test.

Setting: Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado" / Hospital Central Universitario "Antonio María Pineda"

Results: The resulting classifications were very similar, although the categorization seemed slightly better when using Battaglia and Lubchenco charts. There were notable differences related to maternal age and parity, quantitatively similar to those attributable to the gender of the newborn.

Conclusion: It seems advisable to maintain the use of Battaglia and Lubchenco charts as the basis for classification of newborns, at least until a new and better set of national charts become available.

Key words: Birth weight. Parity. Maternal age. Birth-weight-for-gestation-age charts.

INTRODUCCIÓN

Posiblemente sea el peso al nacer el indicador más importante en neonatología, puesto que, es una medida que permite la clasificación de los neonatos en grupos de riesgo diferencial, en otras palabras, en grupos, cuya morbimortalidad, incluso a bastante largo plazo, puede resultar predecible con considerable precisión para cualquier grupo poblacional que pueda tomarse en consideración (1-7). Pese a su gran

valor predictivo, las alteraciones del peso neonatal reducido no conforman una entidad homogénea, ya que este parámetro depende básicamente de dos factores primordiales que muestran importante pero variable dependencia mutua: el ritmo del crecimiento intrauterino y la edad de gestación (8-11).

La evaluación de estos parámetros en el recién nacido (RN) depende en forma fundamental del uso de patrones de referencia, en lo posible adaptados a la población respectiva; un comité de expertos de la OMS ha ratificado la recomendación de clasificar a los neonatos pequeños para la edad de gestación según el décimo percentil de un patrón de peso para la edad de gestación, discriminado por sexo y con discriminación separada para gemelos (10,11). En Venezuela, los trabajos precursores fueron realizados por Berroterán y col. (12-14), cuyos patrones, sin embargo, nunca llegaron a desplazar al uso de la clasificación de Battaglia y Lubchenco (15). Ahora bien, la clasificación de Battaglia y Lubchenco (15), aparte de provenir de una población diferente a la nuestra, se basó en el reporte de Lubchenco y col. (16,17), con datos de más de 50 años. Esto ha generado esfuerzos recientes en Venezuela para obtener patrones de antropometría neonatal que resulten al mismo tiempo más actualizados y más acordes a nuestra población (18,19).

Esta convicción no existía en los trabajos iniciales (13-17), pero hoy en día existe ya un consenso universal, de que el sexo sea un factor a considerar al construir patrones de antropometría neonatal; no obstante, hay mucho menor acuerdo en el sentido de incluir otros parámetros de estratificación, como son: la edad materna, la raza, la antropometría de los padres, la paridad, la raza, distintos marcadores sociales y geográficos, etc. (20-30). La principal razón, de este desacuerdo estriba en la divergencia de las evidencias disponibles para considerar que las variaciones atribuibles a este tipo de factores puedan considerarse como fisiológicas o patológicas (24,27,31,32).

Esta polémica no parece próxima a dilucidarse, pero entretanto ciertas consideraciones prácticas pudieran soslayarla. En primera instancia y aún aceptando *a priori* que sean significativas, puede ser conveniente comprobar si las diferencias de peso neonatal atribuibles a la edad materna y a la paridad son o no lo suficientemente importantes, como para generar discrepancias relevantes en la clasificación neonatal, puesto que en caso contrario no sería lógico tomarlas en cuenta aún, si se comprobara que tales variaciones no son patológicas. Por ello, el objetivo principal de este trabajo no sólo fue el de proporcionar patrones de peso neonatal, sino el de determinar la conveniencia o no de que estos mismos sean o no discriminados con respecto a los parámetros edad materna y paridad, luego de validar hasta cierto punto los ya existentes.

MÉTODOS

Este trabajo es un estudio descriptivo de corte transversal, que pretende, tras el análisis descriptivo inicial, reconocer la validez de patrones de antropometría disponibles para la población neonatal del Estado Lara y proporcionar nuevos patrones de peso al nacer. La población estuvo constituida por RN producto de partos atendidos en el Hospital "Dr. Antonio María Pineda" (Barquisimeto), en los cuales se obtuvo una muestra no probabilística de tipo causal o accidental, a través del registro de parámetros antropométricos en neonatos producto de partos atendidos en este centro asistencial. Esta muestra comprendió 16 434 recién nacidos entre los

años 2000 y 2004 ($F = 8\ 067$; $M = 8\ 367$). La muestra definitiva no incluyó casos de mortinatalidad, gemelaridad ni malformaciones patentes. Fueron excluidos todos aquellos casos en los cuales la madre reportara hábito tabáquico o alcohólico o en los que la historia de la madre implicara hipertensión asociada al embarazo (11). Además, por la posible variabilidad debida a haberse obtenido los datos por diversos observadores, se usó el método de Tukey para identificar valores extremos (21), que consiste inicialmente en la determinación del factor L , obtenido así: Si el dato es superior al percentil 75°: $L = (\text{valor medido} - p75^\circ)/(p75^\circ - p25^\circ)$ y cuando es menor que el percentil 25° de esta forma: $L = (\text{valor medido} - p25^\circ)/(p75^\circ - p25^\circ)$. Cuando el valor absoluto del factor L fue igual o mayor a 2, se consideró que el dato era posiblemente incorrecto, por lo que se excluyó de los análisis. Por último, no se incluyeron aquellos neonatos en cuya historia se reportase un examen físico discordante (33) de la edad de gestación estimada antes del parto. La conjunción de estos parámetros de exclusión generó el rechazo de 0,25 % - 1 % de los datos originales. Los datos correspondientes a los neonatos de la muestra fueron descritos por medios de frecuencias absolutas y relativas, así como por medio de las medidas de tendencia central y dispersión adecuadas: en este caso, promedios y desviaciones estándar.

La validación de los patrones de referencia de antropometría neonatal se realizó así:

□ Distribución de los neonatos de la muestra según clasificación percentilar: $< 10^\circ$, $10 - 90^\circ$, $>90^\circ$. Los patrones a validar fueron tres nacionales, incluyendo dos relativamente recientes (13,14,18,19), así como también la clásica estratificación de Battaglia y Lubchenco (15), basada en los datos de Lubchenco y col. (17) y cuyo uso está todavía ampliamente extendido en Venezuela. Aunque esto se llevó a cabo en forma separada para cada sexo, debe notarse que el mismo patrón se utilizó para ambos en el caso de los datos de Berroterán (13), puesto que en la publicación respectiva no se reportan discriminadamente los valores percentilares.

□ Comparación de las frecuencias de las clasificaciones obtenidas ($< 10^\circ$, $10 - 90^\circ$, $>90^\circ$) respecto a aquellas predichas teóricamente (10, 80 y 10 %, respectivamente). Esta comparación se realizó la prueba χ^2 , como ha sido descrito por Amini y col. (20).

Posterior a esto se obtuvo patrones de referencia a partir de los datos recabados, tanto de manera cruda como discriminados según la edad y la paridad maternas.

Para los cálculos, se utilizaron los programas GraphPad Prism, versión 3.0 y Microsoft® Excel 2003. Se aceptó que los resultados de los análisis comparativos eran estadísticamente significativos sólo cuando el valor de P que se derivase de ellos fuese menor o igual a 0,05.

RESULTADOS

Características generales de la muestra estudiada

Las características generales de la muestra se resumen en los [Cuadros 1 y 2](#).

Cuadro 1
Características generales de la muestra estudiada

Variable	Promedio	Desviación estándar
Edad materna (años)	23,64	6,10
Paridad	1,33	1,88
Edad de gestación (semanas completas)	38,88	1,90
Peso neonatal (g)	3008	480
Talla neonatal (cm)	51,50	3,24
Circunferencia cefálica neonatal (cm)	33,25	1,42
Índice de masa corporal al nacer (kg/m^2)	11,49	7,27

Cuadro 2

Distribución percentilar de peso al nacer para la edad de gestación según paridad y edad materna. Hembras

Edad de gestación (semanas)	34	35	36	37	38	39	40	41	42	
Grupo										
Primigestas										
< 20 años (n = 1 885)	10°	1 526	1 885	2 168	2 385	2 543	2 651	2 718	2 751	2 760
	50°	2 085	2 381	2 613	2 792	2 929	3 035	3 118	3 191	3 263
	90°	2 753	3 044	3 287	3 482	3 630	3 731	3 784	3 789	3 747
20 - 29 años (n = 1 689)	10°	1 957	2 030	2 166	2 334	2 503	2 639	2 712	2 690	2 542
	50°	2 838	2 757	2 780	2 869	2 987	3 095	3 156	3 131	2 983
	90°	3 189	3 185	3 253	3 364	3 492	3 609	3 689	3 703	3 625
≥ 30 años (n = 276)	10°	1 488	1 892	2 220	2 471	2 646	2 744	2 765	2 709	2 577
	50°	1 755	2 112	2 441	2 726	2 952	3 100	3 156	3 102	2 922
	90°	2 000	2 435	2 795	3 080	3 289	3 422	3 481	3 463	3 370
Múltiparas										
< 20 años (n = 527)	10°	2 466	2 618	2 688	2 703	2 694	2 690	2 721	2 815	3 003
	50°	2 689	2 920	3 044	3 098	3 118	3 138	3 195	3 324	3 562
	90°	3 077	3 405	3 610	3 722	3 767	3 773	3 768	3 778	3 833
20 - 29 años (n = 2 324)	10°	1 821	2 044	2 265	2 468	2 640	2 767	2 835	2 829	2 735
	50°	2 118	2 472	2 753	2 967	3 120	3 218	3 269	3 277	3 250
	90°	2 569	2 937	3 262	3 533	3 737	3 864	3 900	3 835	3 657
≥ 30 años (n = 1 155)	10°	2 134	2 313	2 466	2 593	2 694	2 768	2 816	2 838	2 834
	50°	2 412	2 701	2 900	3 030	3 114	3 173	3 229	3 304	3 420
	90°	2 731	3 111	3 394	3 595	3 733	3 821	3 878	3 918	3 957

Cuadro 3

Distribución percentilar de peso al nacer para la edad gestacional según paridad y edad materna. Varones.

Edad de gestación (semanas)	34	35	36	37	38	39	40	41	42	
Grupo										
Primigestas										
< 20 años (n = 1 766)	10°	2 485	2 442	2 452	2 506	2 591	2 697	2 811	2 924	3 023
	50°	3 002	3 028	3 048	3 069	3 098	3 143	3 211	3 308	3 443
	90°	3 310	3 470	3 551	3 583	3 595	3 617	3 679	3 808	4 036
20 - 29 años (n = 1 801)	10°	1 829	1 997	2 182	2 372	2 556	2 723	2 862	2 960	3 006
	50°	2 026	2 306	2 578	2 830	3 045	3 211	3 314	3 339	3 273
	90°	2 425	2 823	3 160	3 436	3 653	3 809	3 904	3 940	3 915
≥ 30 años (n = 271)	10°	1 348	1 740	2 078	2 363	2 595	2 774	2 899	2 970	2 988
	50°	1 903	2 211	2 492	2 747	2 975	3 176	3 351	3 500	3 621
	90°	2 384	2 628	2 939	3 278	3 606	3 885	4 076	4 141	4 042
Múltiparas										
< 20 años (n = 586)	10°	1 931	2 110	2 277	2 431	2 574	2 703	2 821	2 926	3 019
	50°	2 380	2 757	2 996	3 132	3 198	3 231	3 265	3 335	3 476
	90°	2 697	3 238	3 571	3 742	3 801	3 795	3 771	3 779	3 866
20 - 29 años (n = 2 271)	10°	2 121	2 215	2 357	2 519	2 676	2 800	2 864	2 841	2 704
	50°	2 389	2 716	2 956	3 122	3 228	3 285	3 307	3 307	3 298
	90°	2 767	3 217	3 531	3 732	3 848	3 904	3 925	3 938	3 967
≥ 30 años (n = 1 479)	10°	2 155	2 096	2 211	2 426	2 668	2 861	2 934	2 812	2 420
	50°	2 762	2 746	2 827	2 964	3 117	3 248	3 315	3 280	3 102
	90°	3 255	3 173	3 269	3 479	3 733	3 964	4 106	4 091	3 851

Cuadro 4

Distribución percentilar de peso al nacer para la edad de gestación según edad materna

Edad de gestación (semanas completas)		33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
Grupo Hembras											
< 20 años (n = 2443)	10°	1 943	2 074	2 209	2 339	2 462	2 569	2 656	2 717	2 745	2 736
	50°	2 227	2 401	2 560	2 704	2 834	2 949	3 048	3 133	3 203	3 259
	90°	2 967	2 987	3 085	3 235	3 409	3 583	3 731	3 825	3 840	3 751
20 - 29 años (n = 4027)	10°	1 890	1 971	2 098	2 251	2 413	2 563	2 681	2 749	2 748	2 657
	50°	2 327	2 421	2 559	2 722	2 891	3 044	3 162	3 224	3 211	3 103
	90°	3 059	3 047	3 137	3 292	3 477	3 654	3 787	3 841	3 777	3 560
≥ 30 años (n = 1433)	10°	1 889	2 039	2 199	2 358	2 509	2 640	2 744	2 811	2 832	2 798
	50°	2 019	2 292	2 533	2 740	2 914	3 055	3 163	3 238	3 279	3 287
	90°	2 289	2 585	2 878	3 156	3 409	3 627	3 797	3 909	3 952	3 916
Varones											
< 20 años (n = 2364)	10°	2 178	2 226	2 298	2 388	2 491	2 601	2 712	2 819	2 915	2 997
	50°	2 497	2 729	2 888	2 993	3 061	3 110	3 159	3 226	3 330	3 487
	90°	2 878	3 131	3 326	3 471	3 576	3 649	3 699	3 735	3 766	3 802
20 - 29 años (n = 4101)	10°	2 132	2 083	2 138	2 264	2 431	2 607	2 759	2 857	2 869	2 762
	50°	2 605	2 706	2 824	2 948	3 068	3 173	3 253	3 297	3 294	3 233
	90°	2 926	3 154	3 348	3 511	3 648	3 760	3 852	3 927	3 989	4 040
≥ 30 años (n = 1763)	10°	2 166	2 060	2 114	2 274	2 488	2 703	2 863	2 918	2 812	2 492
	50°	2 839	2 686	2 670	2 754	2 900	3 071	3 231	3 342	3 367	3 270
	90°	3 259	3 060	3 074	3 236	3 482	3 748	3 970	4 084	4 025	3 730

Cuadro 5

Distribución percentilar de peso al nacer para la edad de gestación según paridad

Edad de gestación (semanas)		33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
Grupo Hembras											
Primigestas (n = 3 867)	10°	1871	1985	2116	2255	2394	2523	2635	2720	2771	2777
	50°	2233	2339	2477	2634	2794	2943	3065	3147	3173	3129
	90°	2963	3033	3149	3292	3446	3592	3713	3791	3808	3748
Múltiparas (n = 4 036)	10°	1761	1970	2169	2353	2514	2648	2746	2804	2814	2771
	50°	2408	2589	2749	2888	3005	3101	3175	3229	3261	3271
	90°	3195	3221	3307	3432	3572	3707	3814	3871	3856	3747
Varones											
Primigestas (n = 3 858)	10°	1817	1923	2066	2232	2407	2576	2726	2843	2912	2919
	50°	2163	2384	2584	2762	2919	3055	3170	3263	3335	3386
	90°	2676	2942	3164	3348	3502	3631	3743	3843	3939	4036
Múltiparas (n = 4 372)	10°	1946	1942	2045	2219	2427	2634	2803	2899	2885	2725
	50°	2554	2692	2827	2956	3073	3174	3255	3309	3333	3322
	90°	3074	3266	3429	3565	3678	3769	3842	3899	3943	3976

La edad de gestación promedio fue de alrededor de 38 semanas, semejante para hembras ($37,90 \pm 2,51$) y varones ($37,78 \pm 2,46$). No ocurrió lo mismo para el peso neonatal, pues hubo una diferencia de alrededor de cien gramos a favor del sexo masculino ($3108,60 \pm 741,6$ g vs $3014,68 \pm 707,3$ g; ver [Figura 1](#)). Hubo pocas diferencias a favor del sexo masculino con respecto a talla ($50,94 \pm 3,94$ cm vs $50,56 \pm 4,22$ cm) y circunferencia torácica ($31,0 \pm 3,36$ cm vs $30,6 \pm 3,11$ cm), pero sí se encontraron valores casi coincidentes de circunferencia cefálica ($33,29 \pm 2,63$ cm vs $33,15 \pm 2,14$ cm), circunferencia abdominal ($30,03 \pm 3,30$ cm vs $30,01 \pm 3,06$ cm) y del índice de masa corporal ($11,78 \pm 1,86$ kg/m² vs $11,71 \pm 2,39$ kg/m²). Se encontró una frecuencia de bajo peso al nacer (peso menor a 2 500 g) de alrededor de 10 %, semejante para cada uno de los sexos. Nótese, sin embargo, que el uso del mismo punto de corte para hembras y varones no se corresponde con la realidad biológica de un mayor peso al nacer, como se comprobó al estudiar el promedio de peso neonatal.

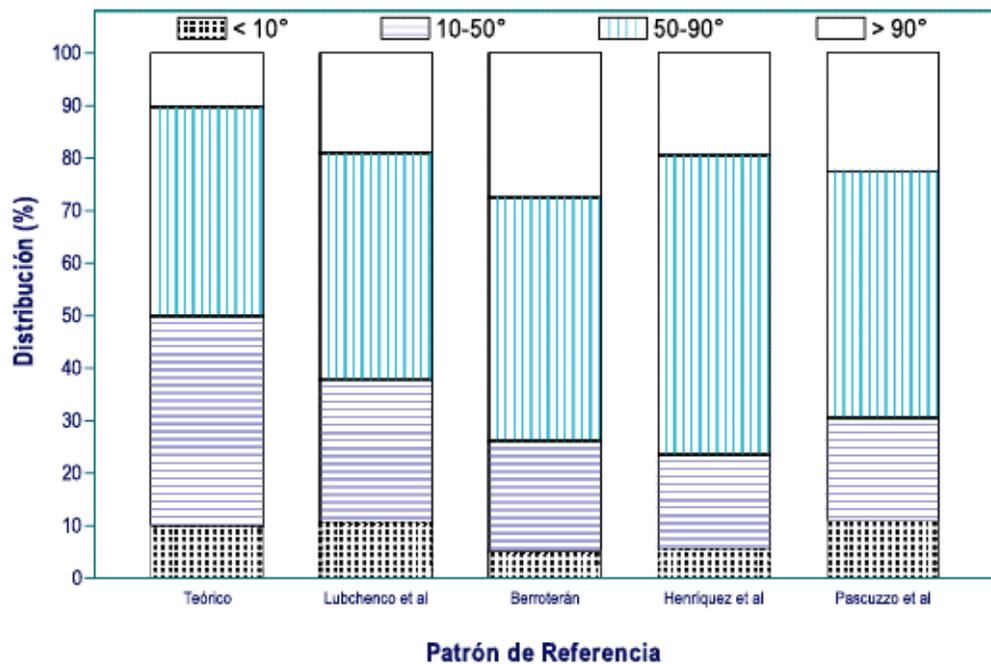


Figura 1. Distribución percentilar neonatal con respecto a cuatro patrones antropométricos.

Validación de patrones actuales

Cualquier patrón basado en percentiles 10° y 90° debería generar una clasificación con distribución teórica de 10: 40: 40: 10. En el presente estudio se observó (Figura 1) que la clasificación con respecto a los datos de Lubchenco y col. (17) generó las frecuencias observadas más cercanas al 10 % tanto con respecto al límite inferior (< 10°) como al superior (> 90°); mientras que en los otros casos esto sólo fue cierto para la frecuencia de pesos neonatales menores al 10° para el patrón de Pascuzzo y col. (19); sin embargo, al contrastar las diferencias obtenidas por medio de la prueba χ^2 , las mismas no resultaron ser estadísticamente significativas ($P > 0,05$).

Establecimiento de patrones

Los patrones resultantes de los datos recabados en este estudio se muestran en los cuadros 2 a 4; estas últimas basadas en más de 16 000 datos (8329 V y 8010 H). Estos patrones se establecieron con base a la paridad y la edad materna, tanto aisladas, como en conjunto y se pudo observar que los mismos diferían entre los distintos subgrupos obtenidos. Se notó una diferencia importante al tomar en consideración la paridad y la edad maternas, en algunos casos, tan importante como la adjudicada al sexo. Además de los patrones discriminados como se ha indicado, se muestran los obtenidos con el uso único de discriminación sexual, que se muestran en las Figuras 2 y 3.

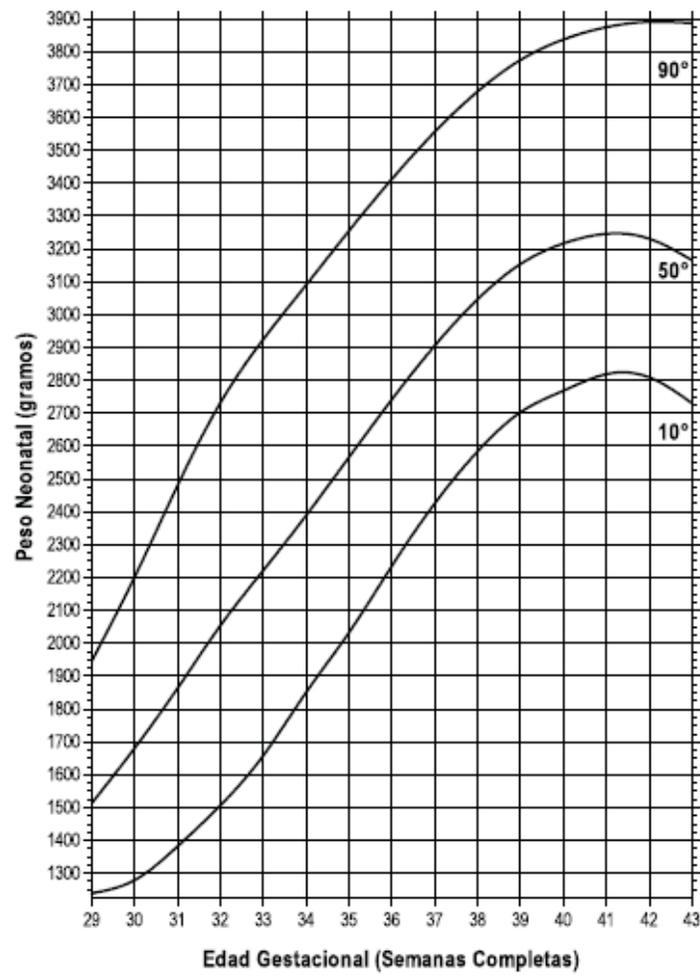


Figura 2. Distribución percentilar de peso al nacer para la edad de gestación. Hembras.

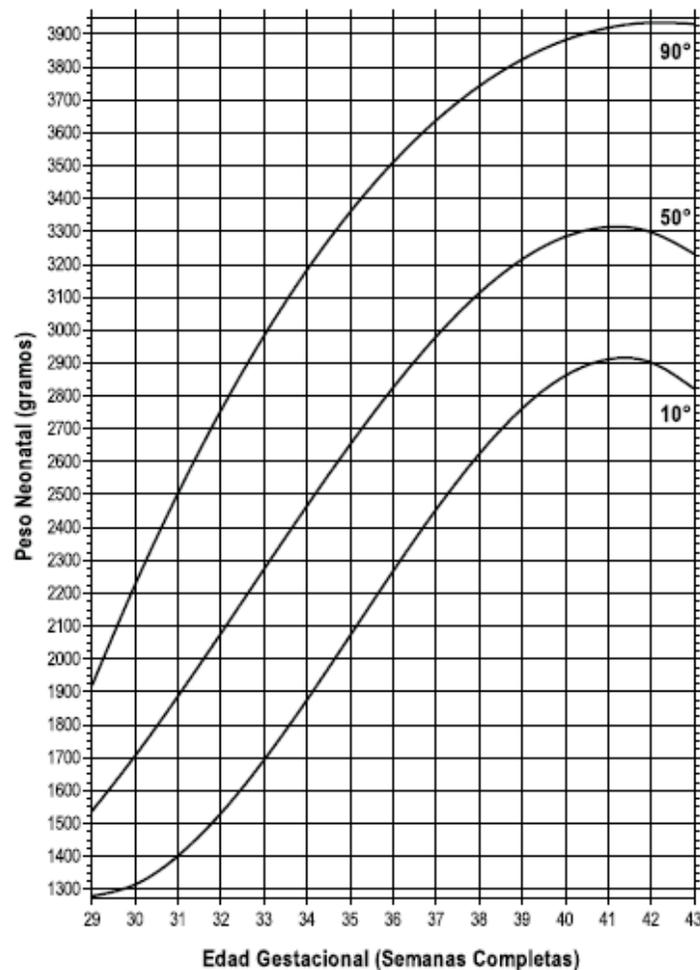


Figura 3. Distribución percentilar de peso al nacer para la edad de gestación. Varones.

En todos los casos, las curvas fueron suavizadas mediante el uso de modelos polinomiales de segundo a tercer grado, según hubiere lugar.

DISCUSIÓN

Este estudio se basó en datos provenientes del principal hospital de la Región Centroccidental del país; está más que comprobado que hoy en día la mayor parte de los partos termina a nivel institucional, por lo que la presente muestra debiera ser relativamente representativa de la población general (34). Como se quiso buscar patrones antropométricos en relación con la edad materna y la paridad se requería además de dos elementos: 1º una muestra importante y 2º que la misma incluyera un rango amplio, tanto en relación con la edad materna, como con la paridad. Sorprendentemente, el estudio venezolano que mejor cumplía hasta ahora con estos parámetros fue uno de los pioneros en el área, realizado por Agüero y Kízer (35); en esta investigación se estudió el efecto de la edad y la paridad respecto a diversos aspectos obstétricos y neonatales; se usó una muestra planeada para obtener 500 pacientes para cada uno de los grupos de paridad que se estudiaron, por lo que contaron con grupos de edad materna de al menos 100 pacientes cada uno (excepto para el grupo de menor edad).

Desde el punto de vista estadístico, en este estudio se observaron pocas diferencias en la clasificación neonatal, con respecto a los patrones investigados, sin embargo, un cuidadoso escrutinio refleja aspectos diferenciales, que pueden tener importancia clínica porque una clasificación equivocada puede conllevar a omitir medidas necesarias o a tomar medidas que no lo sean (9,11); además puede haber relevancia epidemiológica, porque puede haber reconocimientos erróneos de la situación de salud pública (9-11,36,37).

En forma general, se observó que los patrones nacionales se comparaban desfavorablemente con respecto a la clasificación de Lubchenco y col. (17), con tendencia a sobrestimación de la frecuencia de individuos por encima del percentil 90° y subestimación de la frecuencia de individuos por debajo del percentil 10°; entre los parámetros nacionales, se observó cierta propensión a que la estratificación de neonatos fuera más cercana a lo esperado con el patrón de Pascuzzo y col. (19), lo cual no es de sorprender, pues éste se derivó de individuos de la región

centroccidental de Venezuela. Aun así, la coincidencia fue modesta, un hallazgo que había sido ya sugerido en cierta forma por el estudio de Hernández y Hernández (38), que señala que las clasificaciones antropométricas pueden variar significativamente, aun con el uso de patrones de referencia derivados de una misma población.

En forma paradójica, los resultados de esta investigación nos inducen a recomendar la clasificación de Battaglia y Lubchenco (15) en lugar de cualquiera de los tres patrones nacionales validados (13,18,19). No obstante, debe tomarse en cuenta un punto fundamental que no puede dar lugar a confusión: Aunque estuvo basado en los datos de Lubchenco y col. (17), el trabajo en el que Battaglia y Lubchenco (15) postularan su clásica estratificación neonatal reportó como superflua la discriminación sexual del riesgo, por lo cual propusieron un patrón final único, que es el que se usa básicamente en Venezuela; en este trabajo se comprobó que usar la estratificación de Battaglia y Lubchenco (15) resulta razonable para nuestra región solo si se usan los datos originales discriminados sexualmente, so pena de subestimar el diagnóstico de retraso de crecimiento intrauterino (RCIU) en neonatos del sexo masculino y sobrestimarlo en los del sexo femenino.

No obstante, que su concepción de estratificación neonatal está más vigente que nunca (39), los datos ofrecidos por Battaglia y Lubchenco (15) fueron recabados hace 45 - 60 años (1948 - 63) y provienen de una población que es sustancialmente diferente a la venezolana, tanto desde el punto de vista étnico como ambiental (17), por lo que aun en presencia de una concordancia estadística como lo que se encontró en este trabajo, el uso de esos parámetros es cuestionable, por decir lo menos. ¿Entonces, qué características debería tener un nuevo patrón nacional para que su uso fuera provechoso?

Este nuevo patrón debe derivarse de una muestra considerable, preferiblemente de base poblacional, lo que otorgaría tres ventajas básicas, citados en orden creciente de importancia:

□ Una ventaja sutil, pero relevante, es la de que un número alto de datos puede ayudar a evitar los inconvenientes, que pueden derivarse de la suavización de las curvas para derivar patrones percentilares (40).

□ Posibilidad de subestratificación neonatal con respecto a diversas variables de posible importancia. Luego de la edad de gestación y el peso al nacer, el primer factor de estratificación es el sexo, cuya importancia ya es universalmente reconocida (18-21,24,26,28,30,41). Otros factores, que se involucran también con aparentes diferencias ponderales no patológicas, la edad materna y la paridad que en algunos casos con divergencias cuantitativamente tan importantes son atribuidas al sexo (20,21,23,24,26,28,30,42,43). Esto es relevante al tomar en consideración que la edad de las embarazadas de cualquier paridad presenta un cambio secular notable (44,45).

□ Buena representación de neonatos de edades gestacionales bajas, entre los que es difícil deslindar el diagnóstico de prematuridad aislada y complicada con RCIU (9,11). En este estudio, no se pudo estratificar a todos los neonatos con los patrones nacionales recientes, toda vez que los mismos se presentan truncados a las 34 - 36 semanas por no contar con suficientes datos por debajo de esas edades de gestación (18,19). Como ilustración de este problema, cabe citar que Amini y col. (20), hallaron una frecuencia total menor a 2,5 % de edades de gestación por debajo de 30 semanas, que representa 1 406 neonatos de su relativa pequeña muestra de 56 728 RN.

En los países desarrollados, la tendencia del uso de grandes muestras, es lo más común, es infrecuente que se utilicen muestras de menos de 50 000 sujetos (20,21,26), mientras que los mayores y más recientes estudios incluyen bases de datos de hasta uno a tres millones de datos (24,28,30,46). Esto es posible, gracias a la disponibilidad de amplias bases computarizadas, no es así posible en los países en vías de desarrollo, como lo es Venezuela: los mismos patrones cuya validación se buscó en este estudio cuentan con muestras totales inferiores a 7 000 recién nacidos (12,13,18,19) y en Latinoamérica en general, muchos estudios poseen muestras semejantes y aun menores (47-53), aunque hay algunas excepciones, como las curvas de peso al nacer realizadas en Chile y Paraguay, ambas realizadas con base poblacional y de muestras considerables (25,54).

Aparte de lo amplio de la muestra en que se base, un patrón debe ser dinámico, que debe revisarse con intervalos relativamente cortos para su posible actualización. Esto es importante para evitar los defectos de clasificación relacionados con la tendencia secular de aumento de peso y talla (12-14,19,43,55), que en ciertos casos pueden afectar significativamente la antropometría neonatal e infantil en lapsos tan cortos como cinco años (40); el uso persistente de patrones antiguos lleva a una subestimación de patologías deficitarias, puesto que los niños afectados por las mismas en la actualidad pueden presentar incluso pesos mayores que niños sanos en pasado (19,43).

Es probable, que aun pasen varios años antes de contar con un nuevo patrón de suficiente calidad como para que los problemas logísticos de su adopción generalizada puedan ser compensados por las ventajas prácticas obtenidas; sin embargo, los patrones ofrecidos en esta investigación cumplen con las cualidades antes enumeradas, por lo que, luego de ser convenientemente validados, podrían ofrecer una alternativa aceptable, sobre todo si se usan inicialmente los parámetros presentados discriminados por sexo, dejando el resto (discriminados por paridad y edad materna) para descartar la posibilidad de RCIU en neonatos muy cercanos al

límite del percentil 10^o; esto sería conveniente para acelerar el diagnóstico neonatal, que sería más complejo si se comenzara desde el principio con los parámetros discriminados por edad materna y paridad. Naturalmente, estos patrones podrían ser también de utilidad en el reconocimiento de la macrosomía fetal (56-58).

Aún si estos parámetros llegaran a ser de uso importante, esto no debe desalentar para realizar estudios regionales, que siempre serán necesarios por múltiples razones, desde la simple validación de parámetros nacionales hasta la no implausible necesidad de establecimiento de patrones regionales separados (51,59).

Trabajo financiado por subvenciones CDCHT - UCLA

REFERENCIAS

1. Alberman E, Evans S. Epidemiología de la prematuridad: etiología, prevalencia y consecuencias. *Anales Nestlé*. 1989;47:75-96. [[Links](#)]
2. Bortman M. Factores de riesgo de bajo peso al nacer. *Rev Panam Salud Pública*. 1998;3:314-321. [[Links](#)]
3. Draper E, Manktelow B, Field D, James D. Prediction of survival for preterm birth by weight and gestational age: Retrospective population based study. *Br Med J*. 1999;319:1093-1097. [[Links](#)]
4. Faneite P, Linares M, Faneite J, Martí A, González M, Rivera C. Bajo peso al nacer. Importancia. *Rev Obstet Ginecol Venez*. 2006;66:139-143. [[Links](#)]
5. Goldenberg RL, Culhane JF. Low birth weight in the United States. *Am J Clin Nutr*. 2007;85(Suppl 2):584-590. [[Links](#)]
6. Kramer MS. Determinants of low birth weight: Methodological assesment and meta - analysis. *Bull World Health Organ*. 1987;65:663-737. [[Links](#)]
7. Power C, Li L. Cohort study of birthweight, mortality, and disability. *BMJ*. 2000;320:319-320. [[Links](#)]
8. Balcázar H, Hass J. Tipos de crecimiento intrauterino y mortalidad neonatal precoz en una muestra de recién nacidos de la ciudad de México. *Bol Of Sanit Panam*. 1991;110:369-377. [[Links](#)]
9. Blackmore CA, Rowley DL, Kiely JL. Preterm Birth. *CDC Surveillance and Data Programs in Women and Children's Health. CDC's Maternal & Child Health Monograph*; 1994. p. 179-184. [[Links](#)]
10. De Onis M, Blossner M, Villar J. Levels and patterns of intrauterine growth retardation in developing countries. *Eur J Clin Nutr*. 1998;52(Suppl 1):5-15. [[Links](#)]
11. Kiely JL, Brett KM, Yu S, Rowley DL. Low Birth Weight and Intrauterine Growth Retardation. *CDC Surveillance and Data Programs in Women and Children's Health. CDC's Maternal & Child Health Monograph*; 1994. p. 185-202. [[Links](#)]
12. Berroterán O, Benítez M, Figueroa L, Berroterán R. Estudio comparativo del crecimiento intrauterino de niños nacidos en Caracas y Porlamar, Estado Nueva Esparta. *Rev Obstet Ginecol Venez*. 1983;43:31-33. [[Links](#)]
13. Berroterán O. Curva de peso del recién nacido. *Rev Obstet Ginecol Venez*. 1979;41:176-180. [[Links](#)]
14. Berroterán O. Circunferencia cefálica del recién nacido. *Rev Obstet Ginecol Venez*. 1981;43:176-180. [[Links](#)]
15. Battaglia F, Lubchenco L. A practical classification of newborns infants by weight and gestational age. *J Ped*. 1967;71:159-163. [[Links](#)]
16. Lubchenco LO, Hansman C, Boyd E. Intrauterine growth in length and head circumference as estimated from live births at gestational ages from 26 to 42 weeks. *Pediatrics*. 1966;37:403-408. [[Links](#)]
17. Lubchenco LO, Hansman C, Dressler M, Boyd E. Intrauterine growth as estimated from liveborn birth - weight at 24 to 42 weeks of gestation. *Pediatrics*. 1963;32:793-800. [[Links](#)]
18. Henríquez G, Arenas O, Guerrero P. Distribuciones percentiles para peso, talla, circunferencia cefálica, talla vértex isquiún, circunferencia media de brazo y longitud de pie en recién nacidos. *An Venez Nutr*. 1997;10:5-13. [[Links](#)]
19. Pascuzzo C, Gavidia R, Díaz L, Quintero C, Pascuzzo M, Agüero R, et al. Determinación de patrones de peso, talla y circunferencia cefálica al nacer en la Región Centroccidental de Venezuela. 1995 - 97. *Bol Méd Postgrado* 2000;16:21-32. [[Links](#)]

20. Amini S, Catalano P, Hirsch V, Mann L. An analysis of birth weight by gestational age using a computerized perinatal database, 1975 - 1992. *Obstet Gynecol.* 1994;83:342-352. [[Links](#)]
21. Arbuckle T, Wilkins R, Sherman G. Birth weight percentiles by gestational age in Canada. *Obstet Gynecol.* 1993;81:39-48. [[Links](#)]
22. Bakketeig LS. Current growth standards, definitions, diagnosis and classification of fetal growth retardation. *Eur J Clin Nutr.* 1998;52(Suppl 1):1-4. [[Links](#)]
23. Cazano C, Russell BK, Brion LP. Size at Birth in an Inner - City Population. *Am J Perinatol.* 1999;16:543-548. [[Links](#)]
24. Kramer MS, Platt RW, Wen SW, Joseph KS, Allen A, Abrahamowicz M, et al; Fetal/Infant Health Study Group of the Canadian Perinatal Surveillance System. A new and improved population - based Canadian reference for birthweight for gestational age. *Pediatrics.* 2001;108(2):E35. [[Links](#)]
25. Morales V, Lacarrubba J, Rotela GJ, Acosta A. Curvas estándares de peso al nacimiento para neonatos del Paraguay. *Pediatr (Asunción).* 1999;26(2):25-34. [[Links](#)]
26. Niklasson A, Ericson A, Fryer JG, Karlberg J, Lawrence C, Karlberg P. An update of the Swedish reference standards for weight, length and head circumference at birth for given gestational age (1977 - 1981). *Acta Paediatr Scand.* 1991;80:756-762. [[Links](#)]
27. Oken E, Kleinman KP, Rich-Edwards J, Gillman MW. A nearly continuous measure of birth weight for gestational age using a United States national reference. *BMC Pediatr.* 2003;3:6. [[Links](#)]
28. Overpeck MD, Hediger ML, Zhang J, Trumble AC, Klebanoff MA. Birth weight for gestational age of mexican american infants born in the United States. *Obstet Gynecol.* 1999;93:943-947. [[Links](#)]
29. Peña-Martí G, Barbato J, Betancourt C, Cala R, Douaihi H, Martí A. Asociación entre prematuridad y embarazadas en edad avanzada. *Rev Obstet Ginecol Venez.* 2007;67:15-22. [[Links](#)]
30. Zhang J, Bones W. Birth - Weight - for - Gestational - Age patterns by race, sex, and parity in the United States population. *Obstet Gynecol.* 1995;86(2):200-208. [[Links](#)]
31. Joseph K, Liu S, Demissie K, Wen SW, Platt RW, Ananth CV, et al; The Fetal and Infant Health Study Group of the Canadian Perinatal Surveillance System. A parsimonious explanation for intersecting perinatal mortality curves: Understanding the effect of plurality and of parity. *BMC Pregnancy Childbirth.* 2003;3:3. [[Links](#)]
32. Platt RW, Ananth CV, Kramer MS. Analysis of neonatal mortality: Is standardizing for relative birth weight biased? *BMC Pregnancy Childbirth.* 2004;4:9. [[Links](#)]
33. Capurro H, Konichezky S, Fonseca D, Caldeyro-Barcia R. A simplified method for diagnosis of gestational age in the newborn infant. *J Pediatr.* 1978;93:120-122. [[Links](#)]
34. Belizán JM, Martínez G, Capurro H. Perinatal Health in Latin America. En: Carrera JM, Cabero L, Baraibar R, editores. *Proceedings of the 5th World Congress of Perinatal Medicine.* Barcelona, Spain: Monduzzi Editore; 2001. p. 19-24. [[Links](#)]
35. Agüero O, Kízer S. Influencia de la edad y paridad sobre algunos aspectos obstétricos. *Rev Obst Gin Venez.* 1969;34:373-385. [[Links](#)]
36. De Onis M, Gülmezoglu M, Villar J. Nutritional interventions to prevent intrauterine growth retardation: Evidence from randomized controlled trials. *European J Clin Nutr.* 1998;52(Suppl 1):83-93. [[Links](#)]
37. Gülmezoglu M, De Onis M, Villar J. Effectiveness of interventions to prevent or treat impaired fetal growth. *Obstet and Gynecological Survey.* 1997;52:139-149. [[Links](#)]
38. Hernández R, Hernández Y. Diferencias en la clasificación nutricional de un grupo de niños al comparar valores de referencia derivados de una misma población. *An Venez Nutr.* 1995;7:13-18. [[Links](#)]
39. Greer CF. Intrauterine growth as estimated from liveborn birth-weight data at 24 to 42 weeks of gestation, by Lula O. Lubchenco et al, *Pediatrics.* 1963;32:793-800. *Pediatrics.* 1998;102:237-239. [[Links](#)]
40. Flegal K. Curve smoothing and transformations in the development of growth curves. *Am J Clin Nutr* 1999; 70 (Suppl):163-165. [[Links](#)]

41. Reales L, Viegas D. Peso y talla de recién nacidos normales en Barquisimeto: Comparación de 2 grupos sociales. Bol Méd Postgrado. 1996;12:44-54. [[Links](#)]
42. Bolzán A, Guimarey L. Antropometría pregestacional y gestacional en adolescentes y sus recién nacidos. Arch Argent Pediatr. 2001;99:296-301. [[Links](#)]
43. Monteiro C, D'Aquino M, Ortiz L. Tendência secular do peso ao nascer na cidade de São Paulo (1976 - 1998). Rev Saude Publica. 2000;34:26-40. [[Links](#)]
44. Agüero O, Avilán JM. Edad, paridad, embarazo y parto. Rev Obstet Ginecol Venez. 2001;61:147-152. [[Links](#)]
45. Monleón-Sancho J, Baixauli C, Ródenas J, Plana A, Monleón J. Edad y paridad de la mujer en el momento del parto. Clin Invest Ginecol Obstet. 2001;28:273-279. [[Links](#)]
46. Skjaerven R, Gjessing HK, Bakketeig LS. 2000. Birthweight by gestational age in Norway. Acta Obstet Gynecol Scand. 2000;79:440-449. [[Links](#)]
47. Fustiñana C, Luppo E, Barzizza J, Ceriani JM. Evaluación del tamaño al nacer en una población de 7 476 recién nacidos (RN) en una maternidad privada de la capital federal. Nexso Rev Hosp Ital B Aires. 1997;17:6-10. [[Links](#)]
48. Güemez-Sandoval JC, Farías-Noyola GJ, Molina-Guarneros JA, Cañedo-Colado J. Caracterización del peso normal del recién nacido a término en la ciudad de La Paz, Baja California Sur, México. I. Peso normal y tabla percentilar de crecimiento intrauterino. Bol Med Hosp Infant Mex. 1987;44:161-166. [[Links](#)]
49. Jiménez-Balderas E, Osorio-Pérez R, Huerta-Muñoz V, Quijano A. Somatometría en el recién nacido a término en Villahermosa, Tabasco, México. Estudio en una población de clase media. Bol Med Hosp Infant Mex. 1991;48:152-158. [[Links](#)]
50. Lara-Díaz V, Dávila M, González M, López C, Silva M. Curvas de crecimiento intrauterino en un hospital privado en Monterrey, Nuevo León. Bol Med Hosp Infant Mex. 1995;52:92-97. [[Links](#)]
51. Mortola JP, Frappell PB, Aguero L, Armstrong K. Birth weight and altitude: A study in Peruvian communities. J Pediatr. 2000;136:324-329. [[Links](#)]
52. Sabogal C, Cáceres H. Gráfica de peso neonatal en el Instituto Materno Infantil de Bogotá. Rev Col Ginecol Obstet. 2000;51:151-153. [[Links](#)]
53. Verhoeff FH, Brabin BJ, Van Buuren S, Chimsuku L, Kazembe P, Wit JM, et al. An analysis of intra - uterine growth retardation in rural Malawi. Eur J Clin Nutr. 2001;55:682-689. [[Links](#)]
54. Mardones F, Mardones F, Dachs JN, Díaz M. Distribución de peso al nacer para cada edad gestacional en Chile. Rev Chil Pediatr. 1989;60:181-188. [[Links](#)]
55. Herrera J. Un estudio prospectivo del crecimiento de 100 niños de 0 a 7 años, de la ciudad de Barquisimeto (1973 - 1980). Arch Venez Pueric Pediatr. 1982;45(1-2):13-20. [[Links](#)]
56. Balleste I, Alonso RM. Factores de riesgo del recién nacido macrosómico. Rev Cubana Pediatr. 2004;76(1) Disponible en <http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext & pid=S0034-75312004000100004 & lng=es & nrm=iso>. [[Links](#)]
57. Bosio B, Corredor A. Macrosomía fetal. Rev Obstet Ginecol Venez. 1980;40:79-82. [[Links](#)]
58. Madi JM, Rombaldi RL, Oliveira Filho PF, Araújo Breno F, Zatti H, Madi RC. Maternal and perinatal factors related to fetal macrosomia. Rev Bras Ginecol Obstet. 2006;28:232-237. [[Links](#)]
59. Salazar G, González X, Faneite P. Incidencia y factores de riesgo de macrosomía fetal. Rev Obstet Ginecol Venez. 2004;64:15-21. [[Links](#)]
60. Sloan Ct, Lorenz Rp. Importance of locally derived birth weight nomograms. J Reprod Med. 1991;36(8):598-602. [[Links](#)]

Teléfono: (+58-212) 4515955
Fax: (+58-212) 4510895



sogvzla@cantv.net