

Artículo original

Tendencia secular del peso de nacimiento en Argentina (1992-2002): un estudio poblacional

Secular trend of birth weight in Argentina (1992-2002): a population based study

Dres. Carlos Grandi* y José E. Dipierri**

RESUMEN

Introducción. El peso al nacimiento (PN) se asocia con varios resultados perinatales y constituye un fuerte indicador del nivel de salud de una población. **Objetivos.** Analizar 1) la evolución, entre 1992-2002, del PN promedio, Bajo Peso (<2.500 g) (BP), Muy Bajo Peso (<1.500 g) (MBP) y PN \geq 3.000 g; 2) los riesgos de ocurrencia de estas categorías y 3) la contribución del subregistro del PN a su variación. **Población, material y métodos.** Los datos procedieron de los informes anuales de la Dirección de Estadística, Ministerio de Salud, República Argentina (n= 7.113.931). Se calcularon las medias del PN y su distribución residual (DR) según la metodología de Wilcoxon-Russell y las proporciones de BP, MBP y PN \geq 3.000 g.

Resultados. El PN promedio disminuyó 32 g (p= 0,577) y 24 g entre 2000 y 2002 (p <0,001). La DR alcanzó el 4%. El BP y MBP aumentaron 12% (p= 0,034) y 26% (p= 0,002), respectivamente. El PN \geq 3.000 g disminuyó 3,6% (p= 0,011) con un promedio del 75,2%. Los riesgos de BP y MBP fueron 1,13 y 1,30, respectivamente, y el de PN \geq 3.000 g 0,86. El subregistro alcanzó 5,1%, y sus correlaciones con la diferencia del BP y del MBP fueron de 0,10 (p= 0,877) y 0,01 (p= 0,991), respectivamente.

Conclusiones. Se observó una tendencia secular negativa del PN, las categorías de BP y MBP se incrementaron, el PN > 3.000 g disminuyó y el subregistro no influyó en estas variaciones.

Palabras clave: peso de nacimiento, bajo peso, muy bajo peso, tendencia secular, estudio poblacional.

SUMMARY

Introduction. Birth weight (BW) is considered an important measure of the health status of a population.

Objectives. 1) to assess secular trends in average BW, low birth weight (LBW, <2.500 g), very low birth weight (VLBW, < 1.500 g) and BW \geq 3.000 g of liveborn infants in Argentina; 2) calculate risks of LBW, VLBW and \geq 3.000 g; 3) influence of underreported birth weight.

Material and methods. In this national-based study 7.113.931 liveborn infants born in Argentina from 1992 to 2002 were included. BW was assessed from the National Ministry of Public Health. Annuals mean BW and residual distribution (RD) following the Wilcoxon-Russell approach were calculated, and also LBW, VLBW and \geq 3.000 g proportions.

Results. A decrease of 32 g in average BW (p= 0.577) and 24 g between 2000 and 2002 (p <0.001) was observed. RD reached 4%. The significant increase

in LBW (12%, p= 0.034) and VLBW (26%, p= 0.002) proportions was paralleled by a reduction of 3.6% in BW \geq 3.000 g (p= 0.011, average 75.2%). Risks of being LBW and VLBW were 1.13 (95% CI 1.12-1.15) and 1.30 (1.25-1.35), respectively; for BW \geq 3.000 g was 0.86 (95% CI 0.85-0.87). No significant correlations between underreported BW and proportions of LBW (r= 0.10) or VLBW (r= 0.01) were observed.

Conclusion. A negative secular trends of BW was observed, all categories of LBW and VLBW were increased, BW > 3.000 g was diminished and underreported BW did not influenced these results.

Key words: birth weight, low birth weight, very low birth weight, secular trend, population study.

INTRODUCCIÓN

El peso al nacimiento (PN) se ha mos-trado como una de las herramientas más relevantes para evaluar el nivel de salud de una población^{1,2} ya que se asocia con resultados perinatales^{3,4} y enfermedades crónicas no transmisibles del adulto.

La frecuente utilización del PN en el campo socio-sanitario es atribuible a que: 1) expresa el resultado final de las condiciones del embarazo; 2) su registro como parte de las estadísticas vitales es cuidado, por lo que es poco probable el error sistemático; 3) es de libre acceso; 4) constituye un poderoso predictor de la sobrevida individual del recién nacido (RN) y se asocia a nivel poblacional, con la mortalidad infantil; 5) ha adquirido importancia, a través de la hipótesis de Barker, debido a la asociación entre su disminución y enfermedades del adulto no transmisibles.⁵

El PN es sensible a cambios económicos y ambientales y los recursos de salud adecuados, así como el mejoramiento de la calidad de vida, contribuyen a su incremento, tanto en países subdesarrollados como en vías de desarrollo.⁶ La tendencia

* Investigador independiente, Consejo de Investigación en Salud, Maternidad Sardá, Buenos Aires.

** Investigador Categoría II, Profesor Adjunto Cátedra de Antropología Biológica I, Universidad Nacional de Jujuy.

Correspondencia:
Dr. Carlos Grandi
cgrandi@intramed.net

Recibido: 6-12-07
Aceptado: 25-3-08

secular (TS) positiva del PN promedio puede atribuirse, entre otros factores, al aumento secular del peso materno preconcepcional y posiblemente de la ingesta durante el embarazo, así como a la mayor estatura materna. En concordancia con esto, un estudio local demostró que el estado nutricional previo a la concepción es mejor predictor del PN que la ganancia de peso materno durante la gestación.⁷ Esto sugiere que la interpretación de los patrones del crecimiento fetal como un reflejo del medio intrauterino actual deben tomarse con reservas.⁸

A nivel poblacional, la distribución del PN tiende a reflejar las condiciones socioeconómicas y, particularmente, el BP (< 2.500 g), la educación, estado civil y posición social maternas. Además, la diversidad de las tendencias del PN se puede relacionar a cambios biológicos, mayor accesibilidad a tecnologías perinatales y cambios en la definición de la viabilidad fetal.

Diversos estudios han mostrado que el PN cambia continuamente en el tiempo, principalmente hacia neonatos más pesados,⁹ lo cual refleja incrementos en la mediana del PN del orden de los 40-100 g entre décadas.¹⁰ Además, Wilcox y Russell han demostrado que la comparación de las distribuciones del PN por sus medias puede proporcionar resultados opuestos del que se obtiene al comparar los extremos del BP de las mismas distribuciones.¹¹ En la Argentina, más del 90% de los partos son institucionales, pero no se descarta que puedan haber ocurrido cambios en los registros del BP, principal fuente de sesgo en los estudios epidemiológicos en nuestra región. Como otro indicador de salud la OPS recomienda analizar la proporción de RN con PN ≥ 3.000 g ("peso favorable"), categoría que debe superar el 85%.²

A pesar de mejoras observadas en el nivel socioeconómico y de salud en varios países, no existe un claro y uniforme cambio secular en el PN promedio a través de largos períodos. En la Argentina, la década de 1980 se caracterizó por tasas de inflación y desempleo elevadas, mientras que en la década de 1990, a pesar de que los indicadores socioeconómicos muestran una mejora con respecto a la anterior, las condiciones de inequidad social persisten y se agravan, lo cual debería reflejarse en las medias del PN y las tasas de BP, MBP y PN ≥ 3.000 gramos.¹² Si los cambios socioeconómicos han impactado en la distribución del PN en la Argentina, entonces se esperaría una TS negativa del PN promedio, así como un aumento del número de nacimientos en todas las categorías de BP y una disminución en la de PN ≥ 3.000 g. En este contexto, un aumento aislado en el número de RN

con MBP sería más consistente con cambios en la modalidad de los registros.

En este trabajo se analizó la variación entre 1992 y 2002 del PN promedio y de las prevalencias de BP, MBP y PN ≥ 3.000 g en la Argentina. Asimismo se calcularon los riesgos de ocurrencia de estas tres categorías de PN y se estimó la influencia del subregistro del PN en los resultados.

POBLACIÓN, MATERIAL Y MÉTODOS

Se trata de un estudio poblacional, observacional y analítico, retrospectivo.

Los datos de PN y educación materna procedieron de los informes publicados anualmente por la Dirección de Estadística e Información de Salud (DEIS), Ministerio de Salud, República Argentina.¹³ Se incluyeron todos los nacimientos vivos > 500 g ocurridos en la Argentina entre 1992 y 2002. Se excluyeron RN sin datos de PN.

Se calcularon por año y región geográfica: a) el PN promedio y su desviación estándar (DE); b) las proporciones de BP, MBP y ≥ 3.000 g y c) la distribución residual (DR) según la metodología de Wilcox-Russell.¹⁴

Las regiones de la Argentina comprenden las siguientes provincias: 1) *Región Noroeste*: Catamarca, La Rioja, Jujuy, Santiago del Estero, Salta y Tucumán; 2) *Región Noreste*: Corrientes, Chaco, Formosa y Misiones; 3) *Región Nuevo Cuyo*: Mendoza, San Juan y San Luis; 4) *Región Centro*: Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Córdoba, Santa Fe, Buenos Aires y Entre Ríos; 5) *Región Patagónica*: La Pampa, Neuquén, Río Negro, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego.

El nivel de educación materna alcanzado (≤ 7 años y ≤ 12 años) y el porcentual (%) de NBI fueron empleados como estimadores del nivel socioeconómico de la población. Los datos de NBI fueron proporcionados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Los datos de la EG procedieron de la DEIS.¹³

Análisis estadístico: Se calcularon, según los casos, medidas de tendencia central (media, mediana o proporciones) y de dispersión (desvío estándar, intervalo de confianza al 95% de la proporción e intervalo intercuartílico). Para la comparación de medias se emplearon las pruebas de ANOVA (1 vía) y de Duncan (*post hoc*). La magnitud y dirección de una variable dicotómica año a año (tendencia) y la medida de asociación de datos ordinales se establecieron con los coeficientes de correlación de Pearson (r) y por intervalos de Kendall (τ , tau), respectivamente.¹⁵ El riesgo bifactorial entre 2002 y 1992 se calculó mediante el

estadístico razón de probabilidades (*Odds Ratio*, OR) y su intervalo de confianza al 95%. Se utilizaron los programas Statistica (v.6.0, Statsoft, Tulsa, OK, EE.UU.) y EPIDAT (v.2.0; OPS/OMS y Junta de Galicia, 1997). Se consideró significativo un valor P menor de 0,05.

RESULTADOS

Entre 1992 y 2002 en Argentina se registraron 7.496.757 RN vivos, en 382.826 de ellos (5,1%) no se contó con el dato del PN; por consiguiente, el tamaño de la población estudiada fue de 7.113.931 RN.

La media del PN en la Argentina disminuyó 32 g entre 1992 y 2002 (ANOVA, $p=0,577$) y, entre 2000 y 2002, 24 g ($p<0,001$) (Duncan $p=0,005$) (Figura 1). Las diferencias extremas según regiones fueron -47 g para la Región Noreste y -10 g para la Región Patagónica (Tabla 1). El BP y MBP aumentaron 11,6% ($p=0,034$) y 31% ($p=0,002$), respectivamente, mientras que el PN ≥ 3.000 g disminuyó 3,6% ($p=0,011$) con un promedio de 75,2% (Figura 5). En todas las regiones fue consistente el aumento del BP (Región Noreste 30%, Región Noroeste 7,5%) y MBP (Región Noreste y Patagónica 57,1%, Región Nuevo Cuyo 22,2%). Al analizar estos resultados por regiones (Tabla 1) se pudo apreciar que la Región Patagónica presentó el menor subregistro del PN (2,2%) pero el mayor incremento del BP de la serie (57,1%), mientras que en la Región Centro

se observó el mayor subregistro (15,4%) pero el incremento del BP y MBP estuvieron ligeramente por encima del nivel país. Las DR exhibieron una marcada variabilidad; mientras que para la Argentina en el año 2000 ésta fue del 4%, en Jujuy y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires alcanzaron el 3,6% y 5,2%, respectivamente.

La Figura 2 presenta la evolución temporal del BP, MBP y falta de datos del PN (subregistro). Así, mientras el BP pasó, entre 1992 y 2002, del 6,9% al 7,74% y el MBP del 0,9% al 1,18%, fue notable el retroceso del subregistro, de 15% a 1,6%. No se observó relación alguna entre las diferencias del BP y MBP y el subregistro del PN ($r=0,10$, $p=0,877$ y $r=0,01$, $p=0,991$, respectivamente (Tabla 1). El PN ≥ 3.000 g pasó de 75,7% en 1992 a 72,9% en 2002 (χ^2 tendencias, $p>0,001$).

Al analizar la evolución del PN por intervalos se apreció que, mientras el total de nacimientos aumentó 18,5% ($n=106.669$), todas las categorías aumentaron significativamente e inversamente con el incremento del PN hasta los 2.999 g, disminuyendo en mayores de 3.000 g (Figura 3).

TABLA 1. Diferencias PN, BP, MBP y subregistro para todo el país y por regiones (Argentina, 1992 - 2002)

Regiones	Difer. PN (g)	Difer. BP (%)	Difer. MBP (%)	Subregistro (%)
Argentina	- 32	11,6	31,1	5,09
Centro	- 34	15,7	33,3	15,47
Cuyo	- 28	8,9	22,2	1,39
Noroeste	- 31	7,5	37,5	28
Noreste	- 47	30	57,1	14,3
Patagónica	- 10	9,2	57,1	2,2

TABLA 2. Tasas (en %) de la prematuridad (Argentina, 2000-2002)

Regiones	2000	2001	2002	χ^2 tendencia (p)	OR (IC 95%)
Argentina	6,3	7,2	7,3	490 (<0,001)	1,16 (1,14 - 1,18)
Centro	7	8,1	7,1	0,118 (0,731)	1,01 (0,99 - 1,03)
Cuyo	7,4	6,7	7,4	0,00 (0,997)	1,00 (0,95 - 1,04)
Noroeste	8,8	7,6	8	23,73 (<0,001)	0,90 (0,87 - 0,93)
Noreste	5	5,8	7,1	309 (<0,001)	1,44 (1,37 - 1,49)
Patagónica	6,5	7,3	6,6	0,147 (0,701)	1,01 (0,95 - 1,06)

FIGURA 1. Evolución del Peso Medio al nacer (Argentina, 1992-2002)

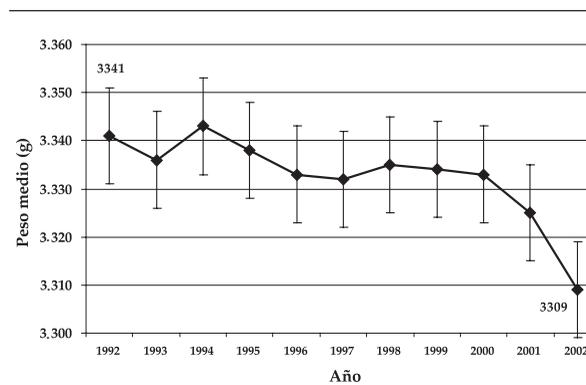
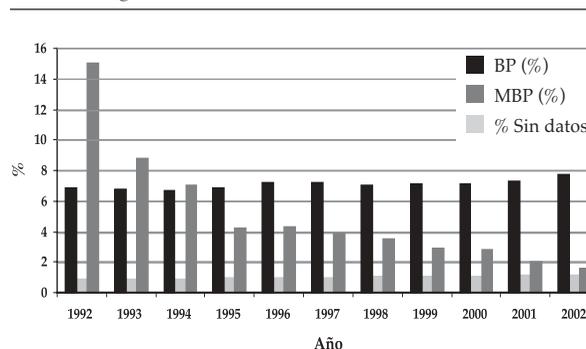


FIGURA 2. Evolución del BP, MBP y porcentaje sin datos del PN (Argentina, 1992-2002)

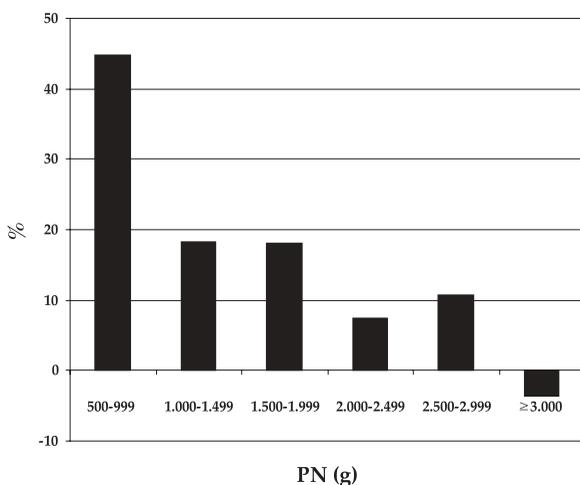


BP: bajo peso. MBP: muy bajo peso.

En la *Figura 4* se presentan los riesgos de BP, MBP y PN ≥ 3.000 g para la Argentina y sus regiones entre 1992 y 2002. Se pudo observar que los tres parámetros presentaron similar dirección del efecto según las regiones, mientras que la magnitud del efecto dependió de las dimensiones de las poblaciones, apreciado por la amplitud de los intervalos de confianza; todas fueron estadísticamente significativas, excepto la Región Patagónica para PN ≥ 3.000 g. Para el total del país, el riesgo de BP se incrementó 1,13 veces en el lapso de 11 años; su valor máximo fue el de la Región Noreste y el menor el de la Región Nuevo Cuyo. Para el MBP, el riesgo aumentó 1,30 veces, con picos en la Región Noroeste, Noreste y Patagónica, mientras que para el PN ≥ 3.000 g el descenso fue marcado en la Argentina (1,4 veces) y en la Región Noroeste; solamente en la Región Noreste se incrementó y la Región Patagónica no mostró cambios.

Según la hipótesis planteada se analizó en primer lugar la relación entre el PN y el PN ≥ 3.000 g con los años de educación alcanzados por la madre. La educación primaria completa e incompleta (≤ 7 años) mostró un marcado retroceso en la Argentina en la década estudiada: pasó del 54,1% en 1992 al 43,9% en 2002. Su correlación con el PN fue de 0,784 ($R^2= 57\%$, $p= 0,004$) y con el PN ≥ 3.000 g de 0,754 ($R^2= 52\%$, $p= 0,007$); es decir, que a medida que el nivel educativo disminuía también disminuían los dos indicadores ponderales (*Figura 5*). Al repetir el análisis pero ahora con un nivel educativo ≤ 12 años (incluye secundaria), éste descendió del 83,36%

FIGURA 3. Diferencias porcentuales de las categorías de PN (Argentina, 1992-2002) *



* Todas las diferencias estadísticamente significativas.

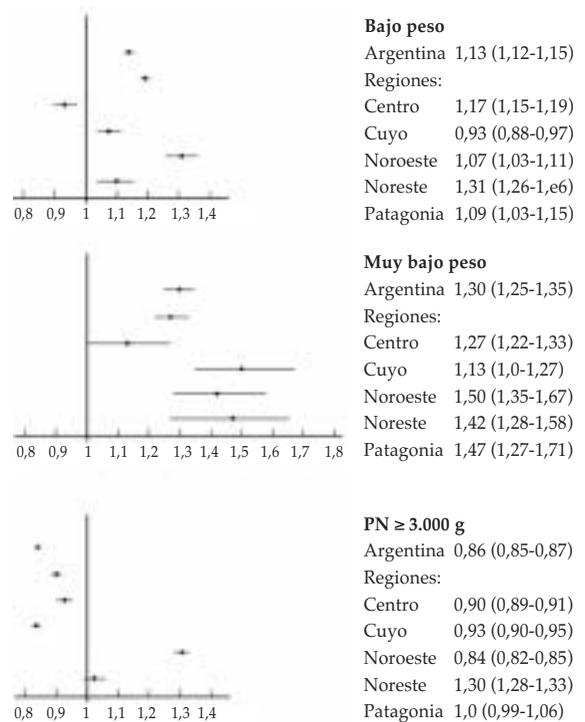
al 80% (χ^2 tendencia lineal, $p<0,001$), aunque no se encontró relación alguna con los indicadores ponderales. La *Figura 6* muestra que mientras en la Argentina y sus regiones el %NBI disminuyó entre 1992 y 2002 del 31,1% al 25,4%, el BP y MBP se incrementaron.

En un intento por explicar la importante caída del PN medio entre los años 2000 y 2002, se analizó la evolución de la prematuridad ($EG \leq 36$ semanas) en ese período. En tres años la prematuridad aumentó en la Argentina casi el 16% ($p < 0,001$), cifra que fue superada en la Región Noreste, mientras que en el resto del país no hubo cambios significativos (*Tabla 2*).

DISCUSIÓN

Este es el primer estudio poblacional local que confirma la hipótesis planteada de la TS negativa del PN en la Argentina en la última década, con el correlativo aumento de las categorías de BP y MBP y disminución del PN ≥ 3.000 g, asociado a cambios socioeconómicos y sin relación con el subregistro. La TS negativa del PN se verificó independientemente de la consideración de variables reconocidamente asociadas con la distribución del PN, como sexo, gemelaridad, edad materna, paridad, estado civil, tabaquismo y tipo de hospital.

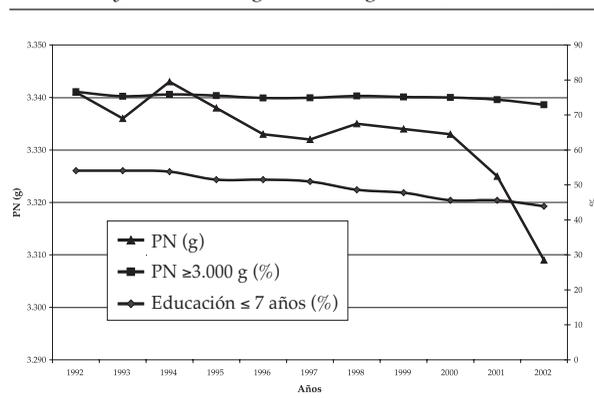
FIGURA 4. Riesgos de BP, MBP y PN > 3.000 gramos (Argentina, 2002-1992)



La distribución de frecuencias del PN de una población generalmente asume una distribución normal, con un ligero sesgo a la derecha o negativo. Wilcox y Russell han demostrado que la curva de distribución del PN de cualquier población puede separarse en dos componentes: 1) una distribución "predominante" (DP), perfectamente normal, definida por la media y la varianza, que incluye a la totalidad de los RN a término ($EG \geq 37$ semanas); 2) un componente "residual" (DR), que representa la proporción de nacimientos en la cola izquierda de la curva, fuera de la DP (en una población típica representa el 2-5%), responsable del sesgo negativo de la distribución del PN.¹⁴ La DR estima el porcentaje de RN pequeños y pretérminos, siendo los RN con MBP su principal componente. Las dos distribuciones son independientes, la media de la DP puede cambiar sin afectar la proporción de RN en la DR. Así los factores de riesgo que aumentan la probabilidad de parto prematuro no necesariamente cambian la DP y viceversa, los factores de riesgo que afectan el crecimiento fetal no necesariamente afectan el riesgo de parto prematuro.¹⁶ La interpretación de este novedoso enfoque es que los RN < 2.500 g quedan incluidos en la DR más la cola izquierda de la DP y que tanto un aumento de la DR como una disminución de la media o un aumento de la desviación estándar de la DR implican un aumento de los RN con BP. Otra ventaja de este abordaje es que, si se ajustara para todos los factores de riesgo conocidos, entonces se esperaría que la población con mayor número de RN en la DR tuviese mayor mortalidad infantil (MI) y que la reducción del PN medio no necesariamente se asociara con un incremento de la MI.

Diversos factores demográficos pueden tener efectos generales sobre el PN, como las fuerzas económicas y los patrones inmigratorios, que se

FIGURA 5. Relación entre educación materna primaria (≤ 7 años), PN medio y $PN \geq 3.000$ gramos (Argentina, 1992-2002)



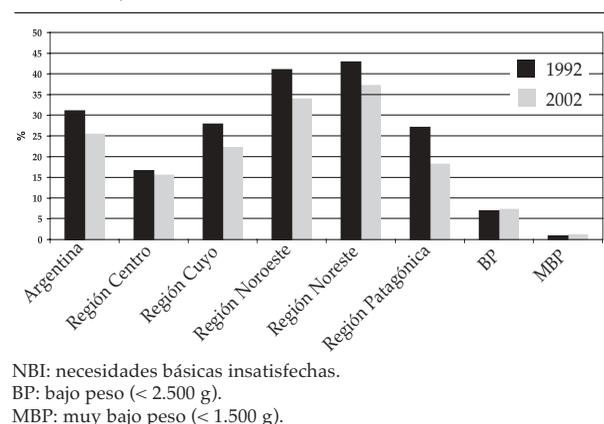
han asociado tanto con tendencias positivas como negativas del PN en varias generaciones. Variaciones del tamaño y estatura maternas resultante de cambios socioeconómicos circunstanciales pueden ser parcialmente responsables de las oscilaciones de la TS del PN a nivel poblacional.¹⁷ En la reciente Encuesta Nacional de Nutrición y Salud de la Argentina se observó un leve retraso de crecimiento de la talla en mujeres de entre 19 y 49 años, acompañado de un notable incremento del sobrepeso y obesidad.¹⁸ Cuando la función placentaria y los factores ambientales maternos son normales, entonces el genoma fetal es el principal controlador del crecimiento.¹⁹

El nivel de educación materna, que ha sido ampliamente utilizado en estudios sobre mortalidad infantil, es la variable que mejor discrimina la situación social de la familia y, en particular, la accesibilidad a los servicios de salud, cobertura de cuidados médicos y calidad de esta atención.²⁰

Las diferencias observadas entre las regiones en el riesgo de BP y $PN \geq 3.000$ g es explicable por la heterogeneidad socioeconómica y demográfica de las jurisdicciones que componen una misma región. Así, por ejemplo, mientras que en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires el 77,3% de las madres presenta ≥ 12 años de educación, en Santa Fé, en la misma región, sólo el 50,7% alcanza este nivel de instrucción. En Santiago del Estero (Región Noroeste) el descenso en el período analizado del porcentaje de la población con NBI fue de 2,72%, mientras que en Catamarca alcanzó al 28,5%.

El notable incremento de la prematurez en el período 2000-2002, en coincidencia con la crisis sufrida en la Argentina, es probable que se relacione, entre otros, a cambios en la definición de viabi-

FIGURA 6. Comparación entre el % NBI para todo el país y por regiones con el porcentaje de BP y MBP (Argentina, 1992-2002)



lidad fetal y de estrés psicosocial materno, similares al padecido por las poblaciones en épocas de guerra y hambruna.²¹ El escaso control prenatal y la educación limitada son marcadores de los factores socioeconómicos asociados al estrés.

Esto explicaría que, a pesar del descenso de las NBI en todas las jurisdicciones, este cambio no se vio reflejado en las tasas de BP y MBP. Existe un círculo vicioso de pobreza y carencias, donde el BP es tanto la causa como la consecuencia de factores desfavorables de la gestante; esto lleva a la continuidad del círculo de desnutrición, riesgo de enfermar y mayor mortalidad.²²

Dada la diversidad en el desarrollo económico de los países en los que se observó una TS negativa del PN (República Checa, Samoa, EE.UU.) se sospecha que el factor económico aislado no explicaría totalmente el incremento del BP y la prematuridad. Los informes del incremento secular en el PN medio poblacional son contradictorios, como los de Francia,²³ Reino Unido,²⁴ India,²⁵ Nueva Guinea,²⁶ EE.UU.,²⁷ Chile²⁸ y Rusia.²⁹ En nuestro país se han comunicado dos estudios limitados al sector público con escaso tamaño muestral.^{30,31}

En dos estudios realizados en Brasil con la metodología de Wilcox-Russell, se observó una disminución del PN de 108 g en 15 años (Ribeirao Prêto)³² y de 33 g en 11 años (Pelotas),³³ cuya principal causa fue el aumento de la prematuridad, sin relación con la tasa de cesáreas. En otro estudio chileno la tendencia del PN en 15 años (1985-2000) mostró un marcado incremento en coincidencia con un aumento del Producto Bruto Interno y la disminución de la pobreza, resultados parcialmente explicables por la elevada prevalencia de obesidad en mujeres.²⁸

Se debe señalar que la reducción del PN promedio no necesariamente se asocia con un aumento de la mortalidad infantil (MI). Así, en la Argentina, en el período de este estudio, la MI descendió del 24‰ al 18‰, explicable principalmente por mejoras en la atención perinatal. Sin embargo, es notable que en las regiones donde más se ha expresado la crisis social y donde más se ha empobrecido la población el descenso de la MI ha sido menor.²⁰

La principal fortaleza de este estudio es su diseño poblacional. A pesar de la accesibilidad a estas bases de datos, la calidad de las variables contenidas es frecuentemente cuestionada por su fiabilidad, precisión y variabilidad en la recolección de los datos a través de individuos, hospitales y jurisdicciones.³⁴ Sin embargo, los datos de la DEIS constituyen la única fuente de información de la variable PN recogida sistemáticamente a nivel nacional hace más de treinta años.

CONCLUSIONES

En la Argentina se observó entre 1992-2002 una TS negativa del PN con un incremento del BP, MBP y una disminución del PN ≥ 3.000 g, independientemente del subregistro. Estos resultados se asociaron a los cambios socioeconómicos sucedidos en el país.

Probablemente, estudios focalizados realizados en subpoblaciones con diferentes ambientes social, nutricional y cultural permitan elucidar las causas de los cambios seculares del PN, especialmente del MBP y PN ≥ 3.000 g. ■

BIBLIOGRAFIA

1. World Health Organization. The incidence of low birth weight: a critical review of available information. *World Health Stat Q* 1980; 33:144-197.
2. Puffer R, Serrano C. Patterns of birthweights. Washington, USA: PAHO, 1987. Publicación Científica N° 504.
3. Wilcox A. On the importance –and unimportance– of birthweight. *Int J Epidemiol* 2001; 30(6):1233-41.
4. Amigo H, Bustos P, Zumelzu E. Cambio secular de las variables antropométricas al nacer: una perspectiva local. *Rev Med Chile* 2002; 130:1095-1100.
5. Barker DJ. Mothers, babies and health in later life. Edinburgo: Churchill Livingstone; 1998.
6. Mariotoni G, Barros Filho A. Birth weight and maternal characteristics at the maternity of Campinas along 25 years. *J Pediatr (Rio J)* 2000; 76:55-64.
7. Grandi C. Relación entre la antropometría materna y la ganancia de peso gestacional con el peso de nacimiento, y riesgos de Peso Bajo al Nacer, Pequeño para la Edad Gestacional y Prematuridad en una población urbana de Buenos Aires. *Arch Latinoamer Nutr* 2003; 53:369-375.
8. Glukman P, Hanson MA, Beedle AS. Early life events and their consequences for later disease: a life history and evolutionary perspective. *Am J Hum Biol* 2007; 19(1):1-19. Review
9. Nolte E, Koupiková I, McKee M. The increase in very-low-birthweight infants in Germany: artifact or reality. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2002; 16:131-140.
10. Alberman E. Are our babies becoming bigger? *J R Soc Med* 1991; 84:257-260.
11. Wilcox A, Russell I. Birth weight and perinatal mortality. III. Towards a new method of analysis. *Int J Epidemiol* 1986; 15:188-196.
12. Wen S, Kramer M, Platt R, Demisse K, Joseph K, Liu S, et al. Secular trends of fetal growth in Canada, 1981 to 1997. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2003; 17:347-354.
13. Ministerio de Salud. Dirección de Estadísticas e Información en Salud. Argentina. Estadísticas Vitales. Información Básica. 1992-2002. Disponible en: <http://www.deis.gov.ar/publicaciones/archivos/serie5nro49.pdf>. [Consulta: 23 de julio de 2006].
14. Wilcox A. The analysis of Birthweight and infant mortality. An alternative hypothesis. Disponible en: <http://eb.niehs.nih.gov/bwt/index.htm>. [Consulta: 16 de febrero de 2006].
15. Kohan N. Pruebas de asociación para escalas ordinales. En Cortada de Kohan N, eds. *Diseño estadístico*. Buenos Aires: EUDEBA; 1994: págs. 251-288.
16. Grandi C, Tapia J, Marshall G, Grupo Colaborativo NEOCOSUR. Evaluación de la severidad, proporcionalidad y riesgo de muerte de recién nacidos de muy bajo peso con restricción del crecimiento fetal. Análisis multicéntrico Sudamericano. *J Pediatr (Rio J)* 2005; 81:198-204.

17. Price K, Hyde J, Coe C. Matrilínea transmission of birthweight in the Rhesus Monkey (*Macaca mulatta*) across several gestations. *Obstet Gynecol* 1999; 94:128-134.
18. Ministerio de Salud, República Argentina. Encuesta Nacional de Nutrición y Salud. Disponible en: <http://www.msal.gov.ar/hm/site/ennys>. [Consulta: 6 de octubre de 2007].
19. Martínez E, Fuster P, León C. Morbilidad y mortalidad de los recién nacidos según el patrón de crecimiento intrauterino. *An Pediatr (Barc)* 2005; 63:300-306.
20. Abeya Gilardon E. La mortalidad infantil en la Argentina: necesidad de focalizar acciones por riesgo social y biomédico. *Arch Argent Pediatr* 1994; 91:291-299.
21. Bralic I, Rodin U, Vrdoljac J, et al. Secular birth weight changes in liveborn infants before, during, and after 1991-1995 homeland war in Croatia. *Croat Med J* 2006; 47:452-458.
22. Llanos A, Uauy R, Rivera J, et al. Challenges for childhood health and nutrition research in Latin America: addressing the 90/10 gap. *LATINUT*, 2003.
23. Meyer L, Bouyer J, Papiernik E, et al. Secular trends in the rate of small-for-gestational-age infants. Hagenau Study 1971-1985. *Br J Obstet Gynaecol* 1988; 95:1257-1263.
24. Chinn S, Rona R, Price C. The secular trend in height of primary school children in England and Scotland 1972-79 and 1976-86. *Ann Hum Biol* 1989; 16:387-395.
25. Satpathi R, Das D, Bhuyan B, et al. Secular trend in birthweight in an industrial hospital in India. *Ann Trop Paediatr* 1990; 10:21-25.
26. Ulijaszek S. Secular trend in birthweight among the Purani delta population, Papua, New Guinea. *Ann Hum Biol* 2001; 28:246-255.
27. Chike-Obi U, David R, Coutinho R, Wu S. Birth weight has increased over a generation. *Am J Epidemiol* 1996; 144:563-569.
28. Amigo H, Vargas C, Rona R. A feeling of well-being accompanied by a period of prosperity and birthweight in Chile: a possible link. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2005; 19:126-134.
29. Dubrova Y, Kurhalova O, Kholod O, Prokhorovskaya D. Secular growth trend in two generations of the Russian population. *Hum Biol* 1995; 67:755-767.
30. Porto R. Peso promedio de los recién nacidos como indicador de Salud Pública. X Congreso Argentino de Pediatría Social. 22 a 25 de junio, Buenos Aires. Poster 107. Pág 82, 2005.
31. Oleiro A, Jaquenoud M, Santos N. Relevamiento de la edad gestacional y el peso de nacimiento de neonatos nacidos en establecimientos de la provincia de Buenos Aires. Programa Materno Infantil de la provincia de Buenos Aires. 2003.
32. Silva A, Barbieri M, Bettiol H, et al. Can we explain why Brazilian babies are becoming lighter? *Int J Epidemiol* 2004; 33:821-828.
33. Victora C, Barros F, Halpern R, et al. Estudo longitudinal da população materno-infantil da região urbana de Sul do Brasil, 1993: aspectos metodológicos e resultados preliminares. *Rev Saude Publ* 1996; 30:34-45.
34. Smulian J, Ananth C, Hanley M, et al. New Jersey's electronic birth certificate program: variations in data sources. *Am J Public Health* 2001; 91:814-818.