

La Evolución del Peso al Nacer en España (1981-2002) y su relación con las Características de la Reproducción

Birth Weight Evolution in Spain (1981-2002) and related Reproductive Characteristics

Verónica Alonso, Vicente Fuster y Francisco Luna

Dpto. Zoología y Antropología Física. Facultad de Biología. Universidad Complutense de Madrid. 28040 Madrid. España.

Dirección para la correspondencia: Verónica Alonso. Dpto. Zoología y Antropología Física. Facultad de Biología. Universidad Complutense de Madrid. 28040 Madrid. España. E-mail: vealonso@bio.ucm.es

Palabras clave: peso al nacer, bajo peso, macrosomía, edad materna, evolución temporal, características de la reproducción, España.

Key words: birth weight, low birth weight, macrosomia, maternal age, temporal evolution, reproductive characteristics, Spain.

Resumen

El peso al nacer es la medida somatométrica del recién nacido más comúnmente utilizada como indicador de las condiciones socio-sanitarias de una población. Su evolución temporal puede ser reflejo de ciertos cambios producidos en las pautas reproductoras de un país. En España, el peso al nacer es recogido por el Instituto Nacional de Estadística (INE) desde 1981, lo que nos permite realizar un análisis temporal hasta la actualidad. Se estudiaron las distribuciones anuales de cada una de las categorías de peso consideradas: <1000, 1500-1999, 2000-2499, 2500-2999, 3000-3499, 3500-3999, y ≥ 4000 gramos. El peso medio al nacer ha sufrido un descenso gradual y significativo en España según el modelo Media peso = $3414,42 - 9,35 * (\text{año} - 1981)$, en contra de lo que sucede en otros países en este mismo periodo. La frecuencia relativa de los niños que nacen con bajo peso (<2500 g) ha aumentado significativamente, mientras que el número de macrosómicos (≥ 4000 g) ha descendido. A pesar del retraso en la edad de primera maternidad ocurrido en el país y el aumento, por tanto, de la edad media de maternidad, el peso ha seguido bajando. Es posible que otros cambios sociales, como el aumento del número de mujeres fumadoras en el embarazo, esté afectando al peso al nacer. La evolución experimentada por éstas y otras características de la reproducción relacionadas con el peso del recién nacido, es discutida en este trabajo.

Abstract

Birth weight is the somatometric measurement most commonly used as an indicator of the general health conditions of a population. Birth weight variation over time may reflect changes in the reproductive pattern of a country. In Spain the National Institute for Statistics (INE) has registered the weight at birth since 1981. In this paper seven categories of weight are considered (<1000, 1500-1999, 2000-2499, 2500-2999, 3000-3499, 3500-3999, and ≥ 4000 grams) for the period 1981-2002. The results obtained show that the estimated mean birth weight (MBW) has reduced following a lineal and constant tendency throughout the period studied: $MBW = 3414,42 - 9,35 * (\text{Year}-1981)$. The frequency of low birth weight (<2500 g) among newborns has increased significantly in the same period, while the number of macrosom newborns (≥ 4000 g) has decreased. Although in Spain the first maternity as well as the average maternal age have increased birth weight has decreased. A variation in the proportion of mothers smoking during pregnancy may have influenced the fall in mean birth weight. The temporal evolution of these and other variables that may be related to weight is discussed and a comparison with other countries is made.

Introducción

Las medidas realizadas al nacer son importantes indicadores clínicos, ampliamente utilizados para evaluar el crecimiento intrauterino. Es interesante considerar los cambios en esos parámetros al nacimiento para aclarar el efecto del ambiente sobre el crecimiento prenatal (Oishi *et al.*, 2004). El peso al nacer es una de las variables más comúnmente utilizadas para valorar las posibilidades de supervivencia en el primer momento de vida (Alberman, 1991; Kirchengast y Hartmann, 2003a y b; Wells, 2002). También puede ser utilizado como indicador de las condiciones de la mujer en la sociedad (Rosenberg, 1988).

Al ser una de las medidas primordiales del estado de salud de una población, el estudio de los cambios que pueda experimentar en el tiempo presenta gran interés (Alberman, 1991). Sabemos que el peso al nacer cae seriamente debido a periodos de grave hambruna, pero es más difícil averiguar cómo una menos severa desnutrición puede afectarle a lo largo del tiempo (Rosenberg, 1988). En el último cuarto del siglo pasado, el peso medio al nacer ha aumentado en algunos países desarrollados y en vías de desarrollo (Wen *et al.*, 2003). Sin embargo, otros no han experimentado grandes cambios, o han sufrido un descenso ponderal en sus recién nacidos (Barros *et al.*, 2005; Blondel *et al.*, 1997). Varios autores han analizado la evolución temporal del peso al nacer en países como Inglaterra y Gales (Alberman, 1991), Noruega (Rosenberg, 1988), Francia (Blondel *et al.*, 1997), Canadá (Kramer *et al.*, 2002), Estados Unidos (Alberman, 1991), Brasil (Barros *et al.*, 2005; Mariotoni y Barros Filho, 2000) o Japón (Alberman, 1991; Oishi *et al.*, 2004). Sin embargo, la mayoría de estos estudios sólo consideran los partos simples no malformados o excluyen a los nacidos con peso muy bajo, los prematuros, o los que superan las 41 semanas de gestación. Debido a que tanto los nacidos con bajo peso como con demasiado alto, tienen mayor riesgo de mortalidad y morbilidad (Oishi *et al.*, 2004), resulta interesante analizar los cambios experimentados en las categorías de peso extremo (<2500 g y ≥ 4000 g).

El objetivo de este trabajo es estudiar la evolución experimentada por el peso medio al nacer de toda la población española. El análisis posterior de las distintas categorías de peso permitirá estimar qué grupos son los responsables del cambio observado. De esta forma, se valorará el efecto de las variaciones en algunas características reproductoras producidas durante ese mismo periodo. La edad de maternidad es una de las variables que influyen sobre el peso del recién nacido (Kirchengast y Hartmann, 2003a y b). En este trabajo consideraremos su efecto mediante el análisis de los cambios producidos tanto en la edad media de maternidad como en la edad de primera maternidad. Otras características de la reproducción, que pueden afectar al peso medio al nacer de una población, son la proporción de nacidos prematuros y por parto múltiple, el número medio de hijos por mujer (ISF) y el porcentaje de madres fumadoras.

Material y métodos

A partir de 1980 el Instituto Nacional de Estadística (INE) recoge el peso al nacer de la población española, a través del Boletín Estadístico del Parto. Sin embargo, sólo se puede disponer de los datos que reflejan la distribución anual por categoría de peso: <1000, 1500-1999, 2000-2499, 2500-2999, 3000-3499, 3500-3999, y ≥ 4000 gramos. Esta información permite llevar a cabo un estudio temporal del peso al nacer a nivel nacional, desde 1981 hasta el último año del que se tienen datos definitivos (2002). El peso al nacer no constaba en el 14% de los registros producidos en ese periodo, por lo que el análisis se realizó sobre los 7.921.956 nacidos vivos en toda España con peso conocido. De acuerdo con Lamotte (1974), a partir de la distribución de frecuencias por categoría de peso, se estimó una media anual del peso al nacer. Para comprobar la exactitud de este método, se compararon las medias ponderales reales y estimadas de una muestra de nacidos en Madrid entre 2003 y 2004. La diferencia entre ambos parámetros es muy pequeña ($\pm 1,44$ g), lo que apoya la fiabilidad de los resultados presentados en este trabajo.

Con el fin de utilizar estadística paramétrica en los análisis, las variables que no se ajustaron a una distribución normal fueron transformadas logarítmicamente: $\log_{10}(\text{var}+1)$. Debido a la linealidad de las variables estudiadas, su variación temporal se modelizó mediante Regresión Lineal.

Para analizar la evolución experimentada en las siete categorías de peso consideradas, y evitar las desviaciones producidas por las oscilaciones en el número anual de nacimientos, se calcularon frecuencias relativas. El cambio temporal (1981-2002) de cada categoría se representó mediante un modelo lineal o exponencial, según correspondiese. Aunque otros estudios no incluyen a los nacidos con peso muy bajo o muy alto en sus análisis, dado que presentan mayor morbilidad y mortalidad que los de peso apropiado (Oishi *et al.*, 2004), resulta interesante considerar la población total de nacidos con vida.

Se comparan los resultados obtenidos con el cambio experimentado en ese mismo periodo por otras variables que pueden influir de distinta forma sobre el peso al nacer: edad media de maternidad, edad de primera maternidad, índice sintético de fecundidad (ISF), proporción de nacidos de partos múltiples y proporción de prematuros. Todas estas variables se obtuvieron igualmente a partir de la información del INE. Se realizaron tres Regresiones Múltiples por pasos para determinar qué variables afectan en mayor medida la media de peso calculada, la frecuencia observada de recién nacidos con bajo peso (<2500 g) y la frecuencia de macrosómicos (≥ 4000 g). Estos modelos de regresión por pasos hacia atrás se simplificaron mediante la eliminación de variables a partir del global.

Resultados y discusión

El peso medio al nacer en España ha descendido de 1981 a 2002 según el modelo: $PM = 3414,42 - 9,35 * (\text{Año}-1981)$, a razón de poco más de 9 gramos al año ($R^2=0,9688$, $p<0,001$). Este hecho contrasta con el aumento encontrado, durante una parte o la totalidad del periodo considerado por nosotros, en otros países como Canadá (Kramer *et al.*, 2002; Wen *et al.*, 2003), Noruega (Rosenberg, 1988), Inglaterra y Gales (Alberman, 1991) o Estados Unidos (Alberman, 1991). Otros estudios como los de Oishi *et al.* (2004), en Japón, o Mariotoni y Barros Filho (2000), en Brasil, señalan un aumento del peso al nacer en la década previa a nuestro estudio, siendo el cambio posterior no significativo. Ninguno de estos trabajos consideran la población total de nacidos con vida, sino que se restringen a partos simples no malformados o excluyen los de peso muy bajo, los prematuros, o los que superan las 41 semanas de gestación.

El resultado de la evolución experimentada por el peso de los nacidos con vida en España, coincide con el descenso encontrado por Blondel *et al.* (1997) en Francia para un periodo muy similar (1981-95). En Brasil, Barros *et al.* (2005) estudiaron el cambio producido en tres cohortes de nacidos en 1982, 1993 y 2004: el peso medio al nacer bajó en 47 g, descenso mucho menor que el de España. Alberman (1991) señala que la media del peso al nacer en Japón disminuye consistentemente de 1970 a 1983, destacando que sería interesante relacionarlo con un posible aumento del número de madres fumadoras.

Evolución temporal por grupos de peso

El peso medio al nacer en todo el periodo ha sido de $3316,23 \pm 61,69$ g, siendo la categoría de 3000 a 3499 g la más frecuente (Figura 1), lo que representa el 42,07% de los nacidos vivos en España. Es seguida por los nacidos de 3500-3999 g y 2500-2999 g. Estos dos grupos han tendido a igualarse por el descenso de los primeros (33,06% a 23,36%), y el aumento de los segundos (13,19% a 21,75%). La frecuencia de recién nacidos macrosómicos (≥ 4000 g) ha experimentado un caída anual media del 0,25%, pasando a coincidir en un 5% en 2001 y 2002, con los de peso 2000-2499 g. Los grupos restantes, <1000 g, 1000-1499 g y 1500-1999 g, aunque han aumentado su incidencia, siguen siendo en 2002 poco frecuentes: 0,24, 0,55 y 1,34%, respectivamente.

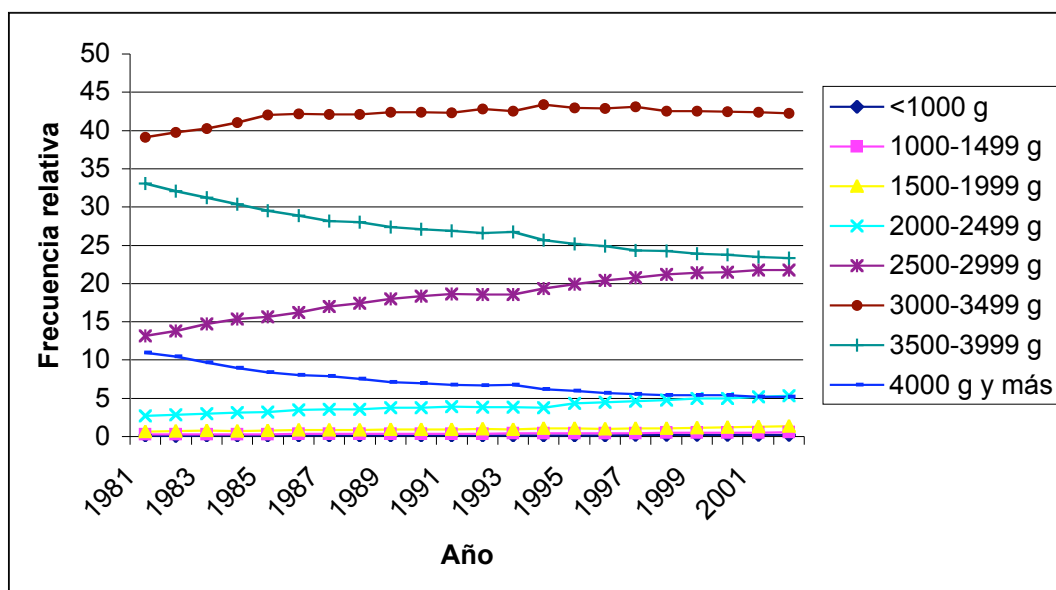


Figura 1. Evolución temporal de las distintas categorías de peso al nacer.
Figure 1. Temporal evolution of the diverse categories of birth weight.

Al estudiar el cambio temporal acontecido en cada una de las distintas categorías de peso (Tablas 1 y 2), se observa que el porcentaje de nacidos de menos de 1000 g oscilaba en torno al 0,12%, para aumentar de modo exponencial a partir de 1990. El resto de categorías de bajo peso (1000-1499, 1500-1999 y 2000-2499 g) también experimentaron un aumento de frecuencia, pero de forma lineal y constante. Como se puede observar por las pendientes (Tabla 1), el mayor incremento lineal (0,4% anual) se corresponde con el grupo entre 2500 y 2999 g. Desde mediados de los ochenta el porcentaje de niños de la categoría de peso más adecuado (3000-3499 g) se mantiene. En consecuencia, no se puede afirmar que la frecuencia de nacidos con peso adecuado sea menor, por lo que las variaciones en el peso medio se deben a las oscilaciones de las categorías extremas: mientras que se incrementa el bajo peso, descende la frecuencia de los grupos de peso más elevados (3500-3999 y >4000 g). Este resultado es compartido por (Barros *et al.*, 2005) en Brasil (1982-2004), donde el descenso en el peso medio es explicado por el aumento de los nacidos de < 2500 g y el menor número de gestaciones con 39 semanas o más. También en Francia se produce un aumento del número de recién nacidos de bajo peso durante este mismo periodo (Blondel *et al.*, 1997). Sin embargo, en Canadá, Wen *et al.* (2003) encuentran la evolución contraria entre 1981 y 1997: el bajo peso y extremado bajo peso (<1500 g) disminuyen en nacidos de partos sencillos, mientras que nacen más macrosómicos y de peso muy alto (>4500 g), traduciéndose en un aumento del peso medio. Bergmann *et al.* (2003) también hallaron un mayor número de macrosómicos dentro de los nacidos a término y de parto sencillo en Berlín.

Peso (g)	Intercepto	B	R ²	p
1000-1499	0,2710	0,0116	0,9534	***
1500-1999	0,6666	0,0278	0,9443	***
2000-2499	2,6988	0,1192	0,9670	***
2500-2999	14,093	0,4043	0,9717	***
3500-3999	31,5961	- 0,4336	0,9573	***
4000 y más	9,7673	- 0,2544	0,9152	***

Tabla 1. Ajuste lineal del cambio temporal experimentado en la frecuencia de cada categoría de peso, según el modelo: Frecuencia (%)= Intercepto+B*(Año-1981). *** p<0,001

Table 1. Birth weight category versus year linear fitting: Frequency (%)= Intercept+B*(Year-1981). *** p<0,001

Peso (g)	a	b	c	F	R ²	p
<1000	0,0963	0,0398	-	1261,033	0,9921	***
3000-3499	-3,8402	-0,3079	42,7269	519,688	0,9879	***

Tabla 2. Ajuste exponencial del cambio temporal experimentado en la frecuencia de cada categoría de peso. Los nacidos con menos de 1000 g se ajustan al modelo: Frecuencia (%)= a*Exp [b*(año-1981)]. Para peso entre 3000 y 3499 g el modelo es: Frecuencia (%)= a*Exp [b*(año-1981)]+c. *** p<0,001

Table 2. Birth weight category versus year exponential fitting. Newborns of less than 1000 g fit the model: Frequency (%)= a*Exp [b*(Year-1981)]. For weights between 3000 and 3499 g the model is: Frequency (%)= a*Exp [b*(Year-1981)]+c. *** p<0,001

Evolución de las características de la reproducción e influencia sobre el peso al nacer

Las mujeres españolas han aumentado significativamente su edad de maternidad desde los ochenta, como consecuencia del aplazamiento del primer nacimiento (Laihoner, 1999). La edad media de maternidad ha cambiado de poco más de 28 años en los comienzos de los ochenta, hasta casi 31 años en 2002 (Figura 2). Este aumento se produce como resultado de retardar en 4 años la primera maternidad, y se duplica así el porcentaje de madres mayores de 34 años (Figura 3). Por otro lado, la proporción de madres adolescentes (<20 años) se ha reducido a casi la tercera parte en los últimos veinte años, lo que redundará en un menor riesgo de bajo peso al nacer (Mariotoni y Barros Filho, 2000). Es conocido que la macrosomía está positivamente asociada a la edad materna avanzada (Kirchengast y Hartmann, 2003a y b), pero no se encuentra un mayor número de bebés macrosómicos pese al incremento del porcentaje de madres maduras. Parece que la reducción de partos postérmino (Kramer *et al.*, 2002), el control obstétrico y el seguimiento de complicaciones como la diabetes, determinan una disminución en el riesgo de nacer con peso elevado. Debemos considerar, por tanto, que el peso al nacer en España ha descendido a pesar de que la edad de maternidad se haya aumentado y de que las dimensiones del recién nacido se asocien positivamente con ésta (Kirchengast y Hartmann, 2003a y b).

El menor peso de los recién nacidos, puede ser explicado por el cambio temporal experimentado sobre el porcentaje de nacidos de modo prematuro y por parto múltiple (Figura 4). La frecuencia de prematuros (<37 semanas de gestación) se ha incrementado del 2,60% a valores por encima del 7% desde 1998. Este aumento se ha producido también en otros países y ha sido reflejado en varios estudios (Barros *et al.*, 2005; Blondel *et al.*, 1997; Kramer *et al.*, 2002; Mariotoni y Barros Filho, 2000; Wen *et al.*, 2003). Según Barros *et al.* (2005), el uso de nuevas técnicas para prevenir la mortalidad prenatal y neonatal en países desarrollados, ha sido en parte responsable del aumento observado en prematuros. La mortalidad infantil asociada a prematuridad y bajo peso también ha descendido (Alonso *et al.*, 2005; Joseph *et al.*, 2000). La introducción de surfactante pulmonar para tratar la inmadurez respiratoria (Finer, 2004; Rosenberg *et al.*, 2001) y los avances generales en atención perinatal, son responsables de la progresiva reducción de la mortalidad en grupos de peso cada vez más bajos (Mitchell, 1985). El aumento de los nacidos por parto múltiple como consecuencia de avanzar la edad de maternidad y del mayor número de reproducciones asistidas (Mitchell, 2002), también contribuye al incremento observado de las categorías de menor peso.

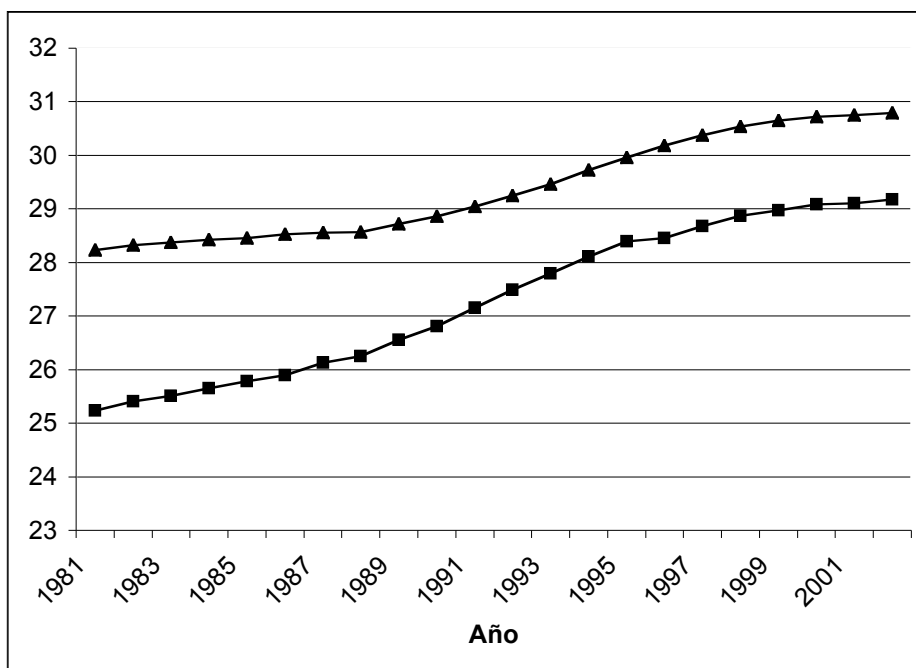


Figura 2. Cambio temporal en la edad media de maternidad (triángulos) y edad al nacimiento del primer hijo (cuadrados). Ambos aumentos son muy significativos y se ajustan a los modelos: $\log \text{ edad maternidad} = 1,4612+0,002*(\text{año}-1981)$, $R^2=0,9591$ ($p<0,001$) y $\log \text{ edad } 1^{\text{a}} \text{ maternidad} = 1,4164+0,0033*(\text{año}-1981)$, $R^2=0,9791$ ($p<0,001$).

Figure 2. Temporal change of the mean maternity age (triangles) and the age at first delivery (squares). Both ages increase significantly according to the models: $\log \text{ mean maternal age} = 1,4612+0,002*(\text{Year}-1981)$, $R^2=0,9591$ ($p<0,001$) and $\log \text{ age at first maternity} = 1,4164+0,0033*(\text{Year}-1981)$, $R^2=0,9791$ ($p<0,001$).

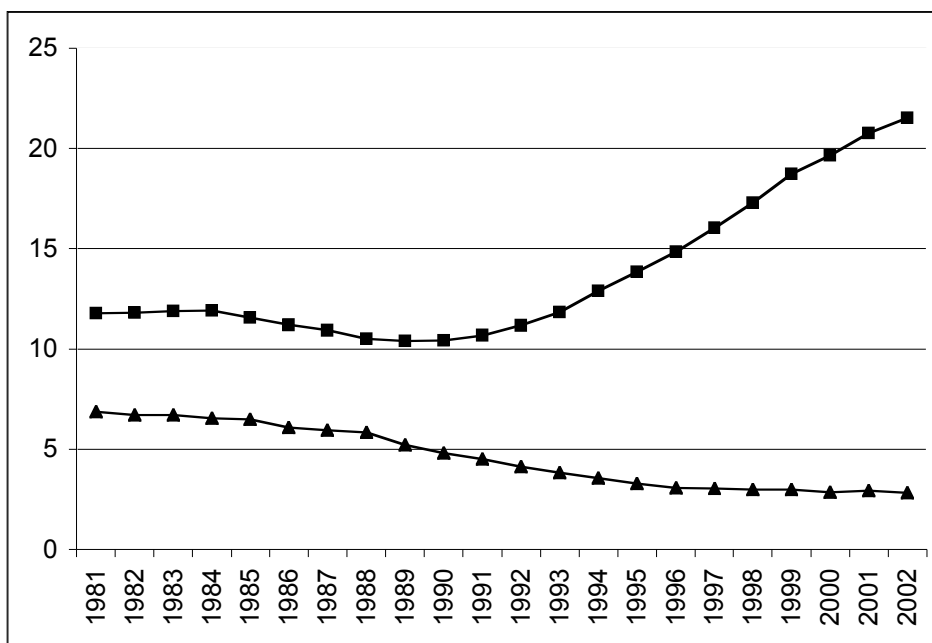


Figura 3. Cambio temporal en el porcentaje de madres menores de 20 años (triángulos) y mayores de 34 años (cuadrados).

Figure 3. Percentage of mothers younger than 20 years (triangles) and older than 34 (squares) temporal change.

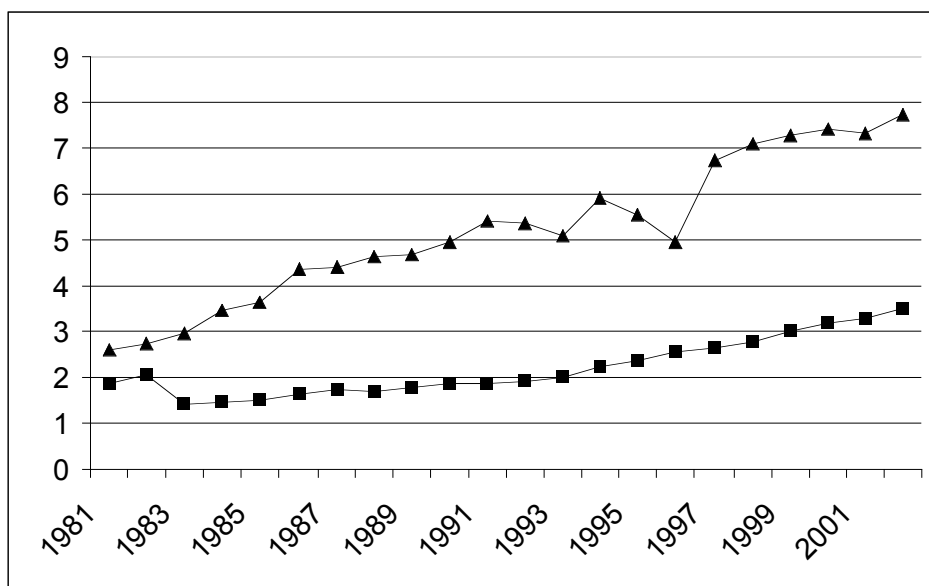


Figura 4. Aumento del porcentaje de nacidos de forma prematura (triángulos) y por parto múltiple (cuadrados), según los modelos: % prematuros = $2,7215+0,2349*(\text{año}-1981)$, $R^2=0,9404$ ($p<0,001$) y % múltiples = $1,2905+0,0859*(\text{año}-1981)$, $R^2=0,7983$ ($p<0,001$).

Figure 4. Percentage of premature newborns (triangles) and multiple deliveries (squares) temporal change. They increase according to the models: % premature = $2,7215+0,2349*(\text{Year}-1981)$, $R^2=0,9404$ ($p<0,001$), and % multiple delivery = $1,2905+0,0859*(\text{Year}-1981)$, $R^2=0,7983$ ($p<0,001$).

En los últimos años los índices de fecundidad han disminuido en toda Europa, reduciéndose los nacimientos de orden más alto (Laihoner, 1999). Como consecuencia, el índice sintético de fecundidad (ISF) se ha situado por debajo de los niveles que aseguran el reemplazo generacional. Al disminuir el número medio de hijos por mujer (Figura 5), aumenta la proporción de primeros nacidos. Comparado con otras paridades, los hijos de madres primíparas son los que presentan menores medias de peso (Mariotoni y Barros Filho, 2000; Rosenberg, 1988). De esta forma, el descenso de ISF durante el periodo estudiado, contribuye a explicar que el peso medio al nacer sea menor.

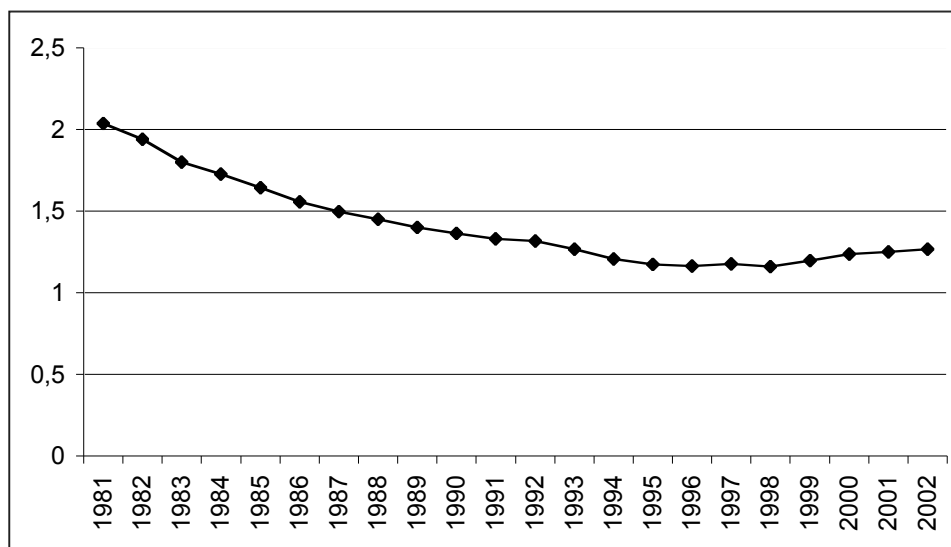


Figura 5. Evolución temporal del índice sintético de fecundidad (ISF): $\log \text{ISF} = 0,4461-0,0062*(\text{año}-1981)$, $R^2=0,8033$ ($p<0,001$).

Figure 5. Total fertility rate (TFR) temporal change: $\log \text{TFR} = 0,4461-0,0062*(\text{Year}-1981)$, $R^2=0,8033$ ($p<0,001$).

Al analizar el efecto de estas características de la reproducción, encontramos que el 97,83% de la variabilidad en el peso medio al nacer viene explicada por el porcentaje de nacidos de modo prematuro y por la evolución del ISF (Tabla 3, a). Según el modelo de regresión múltiple por pasos, el aumento de la proporción de prematuros y el menor número de hijos por mujer, son los principales responsables del descenso anual de 9,35 g en el peso medio al nacer.

Si se consideran únicamente a los recién nacidos con peso bajo (<2500 g) o muy alto (≥ 4000 g), de nuevo el porcentaje de prematuros tiene un efecto significativo para ambos, pero de distinto signo (Tabla 3, b y c). Se ha incrementado la proporción de nacidos con bajo peso debido al aumento simultáneo del número de prematuros y de partos múltiples. Por otro lado, el descenso del número de macrosómicos también viene determinado por la caída del ISF. Debido al efecto de la paridad sobre el peso (Rosenberg, 1988), a medida que descienden las paridades más altas, los nacimientos macrosómicos son menos probables.

Variable Dependiente	Modelo de regresión		Beta	B	t(18)	p	
(a) Media de peso al nacer (g)	R ²	p	Intercepto	-	3208,977	71,0012	***
	0,9783	***	%prematuros	-0,5891	-23,105	-9,1999	***
			Log (ISF)	0,4354	596,404	6,7984	***
(b) Porcentaje de bajo peso (<2500 g)	R ²	p	Intercepto	-	1,7885	9,8078	***
	0,9559	***	%prematuros	0,7109	0,4881	7,8908	***
			%múltiples	0,2986	0,5165	3,3149	**
(c) Porcentaje macrosómicos (≥ 4000 g)	R ²	p	Intercepto	-	-0,0003	-0,0003	0,9998
	0,9844	***	%prematuros	-0,3886	-0,4265	-7,1604	***
			Log (ISF)	0,6375	24,4443	11,7482	***

Tabla 3. Resultado de las tres regresiones múltiples por pasos tomando como variable dependiente: (a) la media del peso al nacer, (b) la frecuencia de nacidos con bajo peso y (c) la frecuencia de macrosómicos. Las variables que aparecen son las aceptadas en cada modelo. Beta es el coeficiente de regresión estandarizado y B la pendiente de la ecuación de regresión. ** p<0,01, *** p<0,001

Table 3. Results of three backward stepwise multiple regressions considering as dependent variable: (a) the average birth weight, (b) the frequency of low birth weight, and (c) the frequency of macrosomia. Only independent variables accepted by the model are shown. Beta = standardized regression coefficient; B = slope; ** p<0,01, *** p<0,001

Es bien conocido el efecto nocivo del tabaco durante el embarazo sobre el peso al nacer (Kirchengast y Hartmann, 2003c; Martínez Frías *et al.*, 1990; Moshin *et al.*, 2003; Rebagliato *et al.*, 1995; Williams *et al.*, 1977). No es extraño, por tanto, que el incremento del peso medio al nacer experimentado en algunos países, haya sido explicado por el simultáneo descenso en la prevalencia de madres fumadoras (Barros *et al.*, 2005; Kramer *et al.*, 2002). En este trabajo no se ha podido cuantificar el efecto del número de madres fumadoras, pero conocemos que su frecuencia ha aumentado gracias al estudio de Martínez Frías *et al.* (2005). Por tanto, se puede considerar que en España, al igual que en Francia (Blondel *et al.*, 1997), el aumento de madres que fumaron en la gestación es un factor que ha favorecido el descenso del peso al nacer.

Conclusiones

Al considerar la población total de nacidos con vida en España, se encuentra una caída anual en la media del peso al nacer, de aproximadamente 9 gramos. Esta evolución (1981-2002) se produce aunque el porcentaje de nacidos con peso adecuado apenas ha cambiado. El aumento de la frecuencia de las categorías de bajo peso, de modo simultáneo al descenso de los nacidos con peso más alto, es el responsable de este cambio.

El peso medio al nacer ha descendido a pesar del incremento en la edad media de maternidad y en la edad al nacimiento del primer hijo. Se aumenta el número de nacidos con bajo peso, mientras que los macrosómicos son menos probables. Parece que estos cambios vienen determinados por el aumento de la proporción de primeros nacidos, de nacidos prematuros y por parto múltiple. Por último, destacar que el mayor número de madres fumadoras durante el embarazo, debido al efecto nocivo del tabaco sobre el feto, también contribuye a que el peso al nacer sea menor.

Agradecimientos. Este trabajo ha sido realizado siendo uno de sus autores becario del Ministerio de Educación, Cultura y Deporte, para la Formación de Profesorado Universitario (AP2002-0036).

Bibliografía

- Alberman, E., 1991, Are our babies becoming bigger?. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 84, 257-60.
- Alonso, V., Fuster, V. and Luna, F., 2005, Causes of Neonatal Mortality in Spain (1975-98): Influence of Sex, Rural/Urban residence and Age at death. *Journal of Biosocial Science*, publicado on line (doi:10.1017/S0021932005026957).
- Barros, F.C., Victora, C.G., Barros, A.J.D., Santos, I.I., Albernaz, E., Matijasevich, A., Domingues, M.R., Sclowitz, I.K.T., Hallal, P.C., Silveira, M.F. and Vaughan, J.P., 2005, The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993, and 2004. *The Lancet*, 365, 847-54.
- Bergmann R.L., Richter R., Bergmann K.E., Plagemann A., Brauer M. and Dudenhausen J.W., 2003, Secular trends in neonatal macrosomia in Berlin: influences of potential determinants. *Paediatr. Perinat. Epidemiol.*, 17(3):244-9
- Blondel, B., Bréart, G., Du Mazaubrun, Ch., Badeyan, G., Wcislo, M., Lordier, A. et Matet, N., 1997, La situation périnatale en France: Évolution entre 1981 et 1995. *Journal de Gynecologie, Obstetrique et Biologie de la Reproduction*, 26, 770-780.
- Finer, N.N., 2004, Surfactant use for neonatal lung injury: beyond respiratory distress syndrome. *Paediatric Respiratory Reviews*, S289-S297.
- Joseph K.S., Kramer M.S., Allen A.C., Cyr M., Fair M., Ohlsson A. and Wen S.W., 2000, Gestational age- and birthweight-specific declines in infant mortality in Canada, 1985-94. Fetal and Infant Health Study Group of the Canadian Perinatal Surveillance System. *Paediatr. Perinat. Epidemiol.*, 14(4):332-9.
- Kirchengast, S. and Hartmann, B., 2003a, Advanced maternal age is not only associated with newborn somatometrics but also with mode of delivery. *Annals of Human Biology*, 30, 1-12.
- Kirchengast, S. and Hartmann, B., 2003b, Impact of maternal age and maternal somatic characteristics on newborn size. *American Journal of Human Biology*, 15, 220-228.
- Kirchengast, S. and Hartmann, B., 2003c, Nicotine consumption before and during pregnancy affects not only newborn size but also birth modus. *Journal of Biosocial Science*, 35, 175-188.
- Kramer, M.S., Morin, I., Yang, H., Platt, R.W., Usher, R., McNamara, H., Joseph, K.S. and Wen, S.W., 2002, Why are babies getting bigger? Temporal trends in fetal growth and its determinants. *The Journal of Pediatrics*, 141, 538-542.
- Laihoner, A., 1999, Cambios a largo plazo en la fecundidad de los países del Sur de la Unión Europea. *Revista Fuentes Estadísticas, La Familia*, 37.
- Lamotte, M., 1974, *Estadística Biológica. Principios Fundamentales* (Barcelona, España: Toray-Masson, S.A.). pp. 163.
- Mariotoni, G.G.B. and Barros Filho, A.A., 2000, Birth weight and maternal characteristics at the Maternity of Campinas along 25 years. *Jornal de Pediatria*, 76, 55-64.
- Martínez Frías, M.L., Prieto Valiente, L., Bermejo Sánchez, E. y Gaya Moreno, F., 1990, Estudio del peso al nacimiento sobre una población de niños sin defectos congénitos. II. Efecto del tabaco y número de gestaciones de la madre sobre el peso del recién nacido. *Anales Españoles de Pediatría*, 33, 16-20.
- Martínez Frías, M.L., Rodríguez Pinilla, E., Bermejo Sánchez, E. y Grupo Periférico del ECEMC, 2005, Consumo de tabaco durante el embarazo: análisis por años, comunidades autónomas y características maternas. *Medicina Clínica*, 124, 86-92.
- Mitchell A.A., 2002, Infertility Treatment: More Risks and Challenges. *The New England Journal of Medicine*, 346, 769-770.
- Mitchell, R.G., 1985, Objectives and outcome of perinatal care. *The Lancet*, 8461, 931-934.
- Moshin, M., Wong, F., Bauman, A. and Bai, J., 2003, Maternal and neonatal factors influencing premature birth and low birth weight in Australia. *Journal of Biosocial Science*, 35, 161-

174.

- Oishi, K., Honda, S., Takamura, N., Kusano, Y., Abe, Y., Moji, K., Takemoto, T., Tahara, Y. and Aoyagi, K., 2004, Secular trends of sizes at birth in Japanese healthy infants born between 1962 and 1988. *Journal of Physiological Anthropology and Applied Human Science*, 23, 155-161.
- Rebagliato, M., Florey, V. and Bolumar, F., 1995, Exposure to environmental tobacco smoke in nonsmoking pregnant women in relation to birth weight. *American Journal of Epidemiology*, 142, 531-537.
- Rosenberg, K.D., Desai, R.A., Na, Y., Kan, J. and Schwartz, L., 2001, The effect of surfactant on birthweight-specific neonatal mortality rate, New York City. *Annals of Epidemiology*, 11, 337-341.
- Rosenberg, M., 1988, Birth weights in three Norwegian cities, 1860-1984. Secular trends and influencing factors. *Annals of Human Biology*, 15, 275-288.
- Wells, J.C.K., 2002, Thermal environment and human birth weight. *J. theor. Biol.*, 214, 413-425.
- Wen, S.W., Kramer, M.S., Platt, R.W., Demissie, K., Joseph, K.S., Liu, S. and Sauve, R., 2003, Secular trends of fetal growth in Canada, 1981 to 1997. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 17, 347-354.
- Williams, L., Spence, A. and Tideman, S.C., 1977, Implications of the observed effect of air pollution on birth weight. *Social Biology*, 24, 1-9.