

VARIABLES PERINATALES Y DESIGUALDADES EN SALUD EN UN ÁREA SANITARIA DE CÁCERES

A. Galán Rebollo¹ / C. Mateos Montero²

¹Unidad de Investigación Clínico-Epidemiológica. Hospital San Pedro de Alcántara de Cáceres. Insalud.

²Unidad de Biología y Etología. Facultad de Veterinaria. Universidad de Extremadura.

Correspondencia: Ángel Galán Rebollo. Unidad de Investigación Clínico-Epidemiológica.

Hospital San Pedro de Alcántara. Avda. Millán Astray s/n. 10071 Cáceres. e-mail: angel.galan@hspa.es

Recibido: 23 de diciembre de 1997

Aceptado: 28 de septiembre de 1999

(Perinatal variables and health inequalities in a health-care district in Cáceres, Spain.)

Resumen

Objetivos: Analizar la relación entre algunas variables perinatales (gestacionales, neonatales, demográficas y sociales) en el momento del parto. Evaluar las diferencias entre zonas rurales y urbanas —y dentro de éstas entre diferentes estratos sociales— como aproximación al estudio de las desigualdades en salud. Identificar variables asociadas al riesgo de prematuridad y bajo peso desde el inicio del embarazo.

Método: Estudio retrospectivo durante un periodo de cuatro años (1993–1996) de los partos habidos en un área sanitaria de la provincia de Cáceres (Población: 176.511). Los datos se obtuvieron del registro hospitalario correspondiente a dicha área (N = 5.922 partos). Se estudian variables gestacionales (edad de la madre, multiparidad), neonatales (sexo, peso al nacimiento, semanas de gestación, gemelalidad) y sociodemográficas (lugar de residencia materno y categoría social). Se realiza un análisis de regresión logística para la identificación de los principales factores de riesgo.

Resultados: Los porcentajes de nacimientos con peso inferior a 2.800 g (16,92%), peso inferior a 2.500 g (7,80%) y a pretérmino (6,16%) en el área sanitaria de Cáceres son superiores a los de otros estudios realizados dentro y fuera de España. El riesgo de nacer con bajo peso (< 2.800 g) es mayor en partos gemelares (OR = 16,50, IC 95%: 9,67–28,15), para el sexo femenino (OR = 1,36, IC 95%: 1,19–1,56), en madres adolescentes (< 20 años; OR = 1,54, IC 95%: 1,14–2,09), en madres añosas > 35 años; OR = 2,12, IC 95%: 1,41–3,17) y en primíparas (OR = 1,25, IC 95%: 1,09–1,44). La condición social de la madre es un factor de riesgo para los grupos marginales urbanos respecto a los no marginales (OR = 1,43, IC 95%: 1,12–1,82). El riesgo de nacimientos pretérmino depende fundamentalmente de la edad de la madre (mayor en adolescentes: OR = 1,84, IC 95%: 1,17–2,89; y añosas: OR = 3,08, IC 95%: 1,81–5,24) y de la gemelalidad (OR = 10,47, IC 95%: 6,49–16,89). El perfil de madres pertenecientes a zonas urbanas marginales se corresponde con un mayor grado de multiparidad y una mayor frecuencia de partos en la adolescencia. Las de zonas urbanas no marginales por una mayor frecuencia de primíparas añosas. Las de zonas rurales presentan un perfil intermedio.

Conclusiones: La proporción de nacidos con bajo peso o pretérmino, y el porcentaje de madres adolescentes, son más fre-

Summary

Objectives: To analyze the relation between perinatal variables (gestational, neonatal, demographic, and social) at time of delivery. To evaluate differences between rural and urban areas —and differences between social status within these areas— as an approach to studying health inequality. To identify variables associated with the risk of prematurity and low birth weight from onset of pregnancy.

Methods: A retrospective study was made of deliveries in a 4-year period (1993–1996) in a health-care district of the province of Cáceres (Spain) (population: 176,511 inhabitants). Data were obtained from hospital records (N = 5922 deliveries). Gestational (mother's age, multiparity), neonatal (sex, birth weight, weeks of gestation, twin birth), and sociodemographic variables (mother's place of residence and social rank) were studied. A logistical regression analysis was made to identify the main risk factors.

Results: The percentage of infants with birth weight less than 2800 g (16.92%) or less than 2500 g (7.80%), and of preterm births (6.16%) in the health-care district of Cáceres were higher than those reported for other studies made in Spain and elsewhere. The risk of low birth weight (<2800 g) was greater for twin births (OR = 16.50; IC 95%: 9.67–28.15); female infants (OR = 1.36; IC 95%: 1.19–1.56), adolescent mothers (<20 years: OR = 1.54; IC 95%: 1.14–2.09), older mothers (>35 years: OR = 2.12; IC 95%: 1.41–3.17), and first pregnancies (OR = 1.25, IC 95%: 1.09–1.44). The mother's social status was a risk factor for urban marginal groups compared with non-marginal groups (OR = 1.43, IC 95%: 1.12–1.82). The risk of preterm birth depended mainly on the mother's age and was greater in adolescents (OR = 1.84, IC 95%: 1.17–2.89) and older women (OR = 3.08, IC 95%: 1.81–5.24), as well as for twin births (OR = 10.47; IC 95%: 6.49–16.89). Women in marginal urban groups had the highest rates of multiple pregnancies and adolescent pregnancies. Women in non-marginal urban areas had the highest rate of first pregnancies in older women. Women in rural areas showed intermediate characteristics.

Conclusions: The percentage of low-birth-weight or preterm newborns and of adolescent mothers was greater in women of lower socioeconomic level. The greatest differences in perinatal variables were observed in urban areas (marginal vs. non-marginal groups) and between regions and countries.

cuentas en los niveles socioeconómicos más bajos. Las mayores diferencias en las variables perinatales se producen dentro de las propias ciudades (zonas marginales respecto a las no marginales) y de unas regiones y países con otros.

Palabras clave: Desigualdades sanitarias. Indicadores sociosanitarios. Factores de riesgo. Bajo peso. Nacimiento pretérmino.

Key words: Health inequality. Social health indicators. Risk factors. Low birth weight. Preterm birth.

Introducción

La relación entre condiciones socioeconómicas y salud es conocida desde hace siglos, aunque su aceptación en el ámbito científico sanitario es relativamente moderna¹. Las diferencias de niveles de salud entre países en relación con su grado de desarrollo eran evidentes, pero lo novedoso ha sido su reiterada constatación entre distintos estratos sociales dentro de los países desarrollados²⁻⁴. Por ello, en las dos últimas décadas se ha consolidado el término de desigualdades en salud y su estudio ha originado multitud de trabajos y publicaciones^{5,6}.

La mayoría de los trabajos en esta área se inician con datos de mortalidad y supervivencia en distintos estratos sociales. Posteriormente se incorporaron otros parámetros biológicos. Así, existen abundantes estudios sobre la relación de índices antropométricos, como la talla o el peso, y el medio social al que pertenecen los individuos^{7,8}.

Las condiciones en el momento del nacimiento en relación con el nivel socioeconómico de los padres se han asociado a la supervivencia en el período neonatal y en la edad infantil⁹. Esta relación ya había sido referida en 1919¹⁰⁻¹².

También en España se han publicado trabajos sobre este tema, utilizando el registro de nacimientos como fuente de datos de interés sanitario^{13,14}. Generalmente se utiliza el Boletín Estadístico de Parto, Nacimiento y Aborto que incluye características del padre y de la madre (edad, lugar de nacimiento y residencia), del proceso asistencial (lugar del parto) y del recién nacido (peso al nacer y semanas de gestación). En los hospitales existen también estos registros, aunque no es habitual que estén sistematizados en una base de datos, sino en cada una de las historias maternas y neonatales, por lo que su recogida a posteriori puede resultar laboriosa si no ha sido programada de antemano. Por ello, la utilización de datos hospitalarios es más escasa a pesar del interés que un indicador como el bajo peso al nacer tiene para el estudio de las desigualdades en salud^{15,16}.

El propósito de este trabajo, realizado con un registro de los partos hospitalarios de un área de la provincia de Cáceres, es analizar la relación entre algunas variables perinatales y evaluar las diferencias entre zonas rurales y urbanas —y dentro de éstas entre di-

ferentes estratos sociales— como aproximación al estudio de las desigualdades en salud.

Material y método

La población objeto del estudio es un área sanitaria de la provincia de Cáceres cuyo centro de referencia es el Hospital «San Pedro de Alcántara». El tamaño del área es de 176.511 habitantes.

La muestra está constituida por todos los partos habidos en dicho hospital durante los años 1993-1996 una vez eliminados los procedentes de otras áreas sanitarias. El tamaño de la muestra es de 5.922 partos y ha sido obtenida de un registro informatizado del Servicio de Obstetricia y Ginecología.

Los datos del registro se refieren a variables gestacionales (edad de la madre y grado de paridad), neonatales (sexo, peso al nacimiento, semanas de gestación y gemelaridad) y demográfico-sociales (lugar de residencia materna).

Como indicadores sanitarios hemos utilizado los porcentajes de bajo peso al nacer y de nacimientos pretérmino. Hemos considerado como nacimientos pretérmino aquellos partos que ocurren a menos de 37 semanas de gestación^{14,20,21}. Como límite superior del bajo peso al nacimiento no existe consenso, utilizándose los valores de 2.800 g y de 2.500 g según los estudios^{8,17,20-22}. Por ello hemos seleccionado el límite de 2.800 g, ya que al aumentar el número de casos de bajo peso por grupos y categorías permite un mejor análisis discriminativo y comparativo con otros estudios⁸. No obstante, aportamos también algunos resultados obtenidos con el límite superior de los 2.500 g.

La condición demográfico-social de la madre extraída de su lugar de residencia ha sido categorizada en tres grupos: rural, para las residentes en localidades de 10.000 o menos habitantes; urbano, para las residentes en localidades de más de 10.000 habitantes, en concreto Cáceres; urbano-marginal (o marginal), para las residentes en áreas urbanas marginales. La consideración de zona social marginal incluye las viviendas de las zonas de chabolismo, casas prefabricadas del extrarradio y barrios más pobres de la localidad. Su elección se ha hecho según el registro actualizado del valor catastral de las viviendas junto con los datos del Insti-

tuto Municipal de Bienestar Social. Todas las viviendas seleccionadas en la categoría de marginales tenían un valor catastral menor de 0,14 y/o pertenecían a calles o barrios no homogéneos en cuanto a su distribución geográfica pero claramente delimitados y categorizados por el Instituto Municipal como zonas deprimidas y con mayores necesidades de acción social.

Análisis estadísticos

En primer lugar, hemos estudiado la relación entre las distintas variables mediante análisis bivariantes estándar. En segundo lugar, hemos utilizado la regresión logística para estimar la probabilidad de nacer con bajo peso o pretérmino. Se han obtenido también las *odds ratios* de cada factor de riesgo y sus límites de confianza al 95%. Las variables categóricas no dicotómicas se han modelizado mediante términos indicadores («dummy»). La edad de la madre no cumple el requisito de monotonía, ya que el peso al nacimiento aumenta con la edad hasta un determinado valor y luego comienza a descender, se ha analizado como variable categórica²³.

Para el análisis estadístico se utilizó el programa Stat-View²⁴, excepto para el de regresión logística que se utilizó el SPSS²⁵.

Resultados

Hemos encontrado un alto porcentaje de primíparas (43%), una razón varón:mujer ligeramente favorable al sexo masculino (el 52,4% son varones), una media en el número de hijos de 1,86, y una mayor frecuencia de partos en edades comprendidas entre 25 y 35 años. El peso medio de todos los niños al nacer es de 3.177

g; un 6,2% han nacido con menos de 37 semanas de gestación, un 16,9% son de peso inferior a 2.800 g y un 7,80% son de peso inferior a 2.500 g (Tabla 1).

Factores que afectan a la prematuridad y al peso de los recién nacidos

Como era de esperar, los índices de prematuridad y bajo peso están muy relacionados, ya que un 77% de los prematuros son de bajo peso, mientras que solamente un 13% de los nacidos a pretérmino lo son ($p < 0,0001$).

El factor más influyente sobre el peso al nacimiento es la gemelaridad. Así, todos los trillizos y el 76% de los gemelos son de bajo peso, pero también el sexo, la edad de la madre y el grado de multiparidad se asocian significativamente al peso del recién nacido (Tabla 2).

Respecto a la edad de la madre, los 25-35 años son los de menor porcentaje de bajo peso (en torno al 15%), mientras que este porcentaje se eleva en madres adolescentes y alcanza el 27,9% en mayores de 40 años. Por tanto, el riesgo de nacimientos de bajo peso es mayor en madres adolescentes (OR = 1,54, IC 95%: 1,14-2,09) y, sobre todo, en madres añosas (OR = 2,12, IC 95%: 1,41-3,17; ver Tabla 2). Además, el peso medio de los niños al nacer aumenta con la edad de la madre hasta alcanzar un máximo en los 30-35 años, y desciende otra vez en madres añosas (Fig. 1).

El 18,74% de los nacimientos de bajo peso son de madres primíparas frente a un 15,54% que son de multiparas. Los pesos medios de los niños nacidos de ambos grupos difieren también de manera significativa ($\bar{X} \pm EE$: 3.204,8 \pm 517,6 g en multiparas, 3.140,3 \pm 506,6 g en primíparas; $p < 0,0001$).

Las niñas nacen con 105,5 g menos que los niños ($p < 0,0001$) y el porcentaje de nacimientos con bajo peso es también mayor en el sexo femenino.

Tabla 1. Principales variables de estudio

| Edad de la madre | | Zonas | | Sexo | | Paridad | | Gemelaridad | | Peso | | Semanas gestación | | | |
|---------------------------------------|------|--------------------------------------|-------------|--|------------|---------------------------------------|--------------|-------------|-------------|-------|--------------|-------------------|--------------|------|--|
| Años | N | % | N | % | N | % | N | % | N | % | N | % | N | % | |
| < 20 | 264 | 4,46 | Urbano 2125 | 35,90 | Mujer 2819 | 47,60 | Primíp. 2545 | 42,98 | Único 5843 | 98,67 | Peso 4920 | 83,08 | A térm. 5544 | 8 | |
| 20-24 | 973 | 16,44 | Rural 3285 | 55,50 | Varón 3103 | 52,40 | Mult. 3377 | 57,02 | Gemelar 75 | 1,27 | B. peso 1002 | 16,92 | Pret. 364 | 6,16 | |
| 25-29 | 2160 | 36,50 | Marg. 509 | 8,60 | | | | | Trillizos 4 | 0,07 | Peso 462 | 7,80 | | | |
| 30-34 | 1812 | 30,62 | | | | | | | | | <2500 g | | | | |
| 35-39 | 587 | 9,92 | | | | | | | | | | | | | |
| ≥ 40 | 122 | 2,06 | | | | | | | | | | | | | |
| Total | 5918 | | Total 5919 | | Total 5922 | | Total 5922 | | Total 5922 | | Total 5922 | | Total 5908 | | |
| $\bar{X} \pm DE^*$: 28,55 \pm 5,10 | | $\bar{X} \pm DE^*$: 1,86 \pm 0,98 | | $\bar{X} \pm DE^*$: 3177 \pm 513,84 | | $\bar{X} \pm DE^*$: 39,18 \pm 1,94 | | | | | | | | | |

*Media \pm desviación estándar.

Tabla 2. Variables gestacionales y neonatales relacionadas con el porcentaje de nacimientos de bajo peso (< 2.800 g)

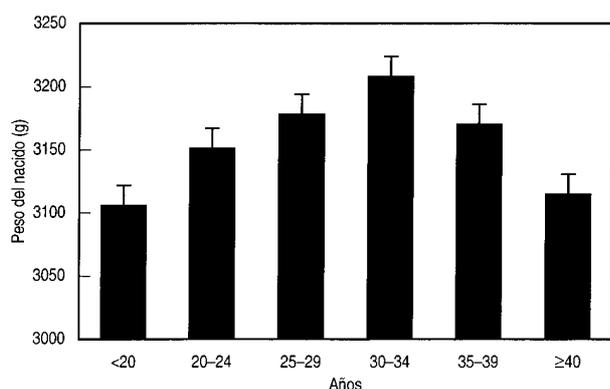
| Edad de la madre | | | | Gemelaridad | | | | Sexo | | | | Paridad | | | |
|------------------|-----|-------|------------------|-------------|-----|--------|-----------------------|------------|-----|-------|------------------|------------|-----|-------|------------------|
| Años | N | % | OR* (IC 95%) | Grupos | N | % | OR* (IC 95%) | Grupos | N | % | OR* (IC 95%) | Grupos | N | % | OR* (IC 95%) |
| < 20 | 58 | 21,97 | 1,54 (1,14-2,09) | Único | 941 | 16,10 | 1*** | Mujer | 541 | 19,19 | 1,36 (1,19-1,56) | Primípara | 477 | 18,74 | 1,25 (1,09-1,44) |
| 20-24 | 181 | 18,60 | 1,25 (1,04-1,50) | Gemelar | 57 | 76,00 | 16,50 (9,67-28,15) | Varón | 461 | 14,85 | 1*** | Múltipara | 525 | 15,54 | 1*** |
| 25-29 | 345 | 15,97 | 1** | Trillizos | 4 | 100,00 | - | | | | | | | | |
| 30-34 | 268 | 14,79 | | | | | | | | | | | | | |
| 35-39 | 114 | 19,42 | 1,32 (1,06-1,65) | | | | | | | | | | | | |
| ≥ 40 | 34 | 27,86 | 2,12 (1,41-3,17) | | | | | | | | | | | | |
| p < 0,0001 | | | | p < 0,0001 | | | | p < 0,0001 | | | | p < 0,0012 | | | |

*Odds ratio.

**Referencia: intervalo 25-34 años.

***Referencia.

Figura 1. Pesos de los recién nacidos por grupos de edad de la madre*



*Medias y su error estándar.

El porcentaje de nacidos pretérmino no se relaciona de manera significativa con el grado de paridad de la madre o el sexo del niño (aunque es ligeramente superior en los varones de madres múltiparas), pero sí con la gemelaridad y la edad de la madre.

Todos los trillizos y un 38,7% de los gemelos son nacidos pretérmino, frente a un 5,7% en los partos únicos. En cuanto a la edad de la madre, los 25-35 años es la de menor riesgo de partos prematuros (un 5%). Este porcentaje sube al 8,8% en madres adolescentes y casi se triplica en las de más de 40 años, que es el grupo de mayor riesgo (Tabla 3).

Comparación entre grupos sociales

Si bien las diferencias entre zonas rurales y urbanas no es muy marcada, sí existe una diferencia significativa con las zonas marginales (Tabla 4). El por-

Tabla 3. Variables gestacionales y neonatales relacionadas con el porcentaje de nacimientos pretérmino (<37 semanas)

| Edad de la madre | | | | Gemelaridad | | | | Sexo | | | Paridad | | |
|------------------|-----|-------|------------------|-------------|-----|--------|--------------------|----------|-----|------|-----------|-----|------|
| Años | N | % | OR* (IC 95%) | Grupos | N | % | OR* (IC 95%) | Grupos | N | % | Grupos | n | % |
| < 20 | 23 | 8,81 | 1,84 (1,17-2,89) | Único | 331 | 5,67 | 1*** | Mujer | 165 | 5,87 | Primípara | 141 | 5,55 |
| 20-24 | 72 | 7,43 | 1,53 (1,16-2,02) | Gemelar | 29 | 38,66 | 10,47 (6,49-16,89) | Varón | 199 | 6,42 | Múltipara | 223 | 6,61 |
| 25-29 | 112 | 5,19 | 1** | Trillizos | 4 | 100,00 | - | | | | | | |
| 30-34 | 86 | 4,74 | | | | | | | | | | | |
| 35-39 | 53 | 9,02 | 1,89 (1,38-2,59) | | | | | | | | | | |
| ≥ 40 | 17 | 13,93 | 3,08 (1,81-5,24) | | | | | | | | | | |
| p < 0,0001 | | | | p < 0,0001 | | | | p > 0,05 | | | p > 0,05 | | |

*Odds ratio.

**Referencia: intervalo 25-34 años.

***Referencia.

Tabla 4. Diferencias entre grupos sociales respecto al porcentaje de prematuridad y bajo peso al nacer

| Zonas | Bajo peso (< 2800 g) | | Bajo peso (< 2500 g) | | Prematuridad | | | |
|----------|----------------------|-------|----------------------|-----|--------------|----------|-----|------|
| | N | % | Zonas | N | Zonas | N | % | |
| Urbana | 344 | 16,18 | Urbana | 169 | 7,95 | Urbana | 122 | 5,76 |
| Rural | 548 | 16,68 | Rural | 246 | 7,48 | Rural | 204 | 6,22 |
| Marginal | 110 | 21,61 | Marginal | 47 | 9,23 | Marginal | 38 | 7,48 |
| | p < 0,011 | | p < 0,05 | | p < 0,05 | | | |

centaje de partos prematuros sube de un 5,8% en zonas urbanas a un 7,5% en las marginales. Respecto al peso, las diferencias son aún mayores y claramente significativas: los niños de zonas marginales nacen con 68,4 g menos de peso que los niños de zonas urbanas no marginales ($p = 0,007$). El porcentaje de nacidos con bajo peso sube en zonas marginales más de 5 puntos respecto al de zonas urbanas y la probabilidad de nacer con menos de 2.800 g es un 43% mayor si la madre pertenece a las zonas marginales (OR marginal/urbano = 1,43, IC 95%: 1,12-1,82).

Existe una clara diferencia entre las zonas rural, urbana y marginal en relación con la distribución de partos por edades de la madre. El porcentaje de partos en el rango de edad óptimo (de 25 a 35 años) es menor en las zonas marginales, y la distribución de los grupos de riesgo es también diferente: las madres jóvenes y adolescentes son mucho más frecuentes en las

zonas marginales, y las madres añosas (mayores de 35 años) son más frecuentes en zonas urbanas. La zona rural se comporta de forma intermedia entre la urbana y la marginal.

La edad media de las madres en las zonas urbanas es de un año y medio más que en zonas rurales y de más de dos años respecto a las zonas marginales. Y la diferencia es mayor cuando se considera la edad de las madres en su primer parto (Tabla 5).

El grado de paridad también difiere entre zonas, siendo la multiparidad más frecuente en las zonas marginales (un 59,3% frente a un 55,5%) y mayor el número de hijos ($\bar{X} \pm DE$: 1,8 \pm 0,9 (urbana), 2,02 \pm 1,2 (marginal)); $p < 0,0001$).

Por último, el mayor porcentaje de nacimientos de bajo peso en zonas marginales podría ser debido a la mayor frecuencia en este colectivo de partos adolescentes. Sin embargo, cuando consideramos solamente el subgrupo de madres en edad óptima (de 25-35 años, N = 3.969) las diferencias entre zonas siguen siendo significativas, e incluso mayores (OR marginal/urbano = 1,54, IC 95%: 1,11-2,12) (Tabla 6). Del mismo modo la proporción de nacidos con bajo peso sigue siendo más elevada en zonas marginales cuando se elimina el efecto de la paridad. Los hijos de madres marginales y primíparas llegan a pesar como media 103 g menos que sus equivalentes en zonas urbanas ($p = 0,007$).

Las zonas marginales siguen teniendo mayor incidencia de partos pretérmino cuando se controla el efecto de la edad de la madre y del grado de paridad, aun-

Tabla 5. Diferencias entre grupos sociales en función de la edad de la madre

| Zonas | Media de edades | | Media de edades en primíparas | | | Distribución de partos por edades % | | | | | | |
|----------|------------------|------|-------------------------------|------------------|------|-------------------------------------|------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| | $\bar{X} \pm DE$ | N | Zonas | $\bar{X} \pm DE$ | N | Zonas | < 20 | 20-24 | 25-29 | 30-34 | 35-39 | ≥ 40 |
| Urbana | 29,63 \pm 0,10 | 2124 | Urbana | 27,56 \pm 0,14 | 945 | Urbana | 3,01 | 11,52 | 32,72 | 38,08 | 12,80 | 2,11 |
| Rural | 28,11 \pm 0,08 | 3283 | Rural | 25,62 \pm 0,12 | 1313 | Rural | 4,66 | 18,33 | 39,08 | 27,53 | 8,19 | 2,19 |
| Marginal | 26,93 \pm 0,24 | 508 | Marginal | 24,11 \pm 0,30 | 206 | Marginal | 9,25 | 25,98 | 35,43 | 19,29 | 9,05 | 0,98 |
| | p < 0,0001 | | p < 0,0001 | | | p < 0,001 | | | | | | |

Tabla 6. Diferencias entre grupos sociales eliminando la influencia de la paridad y la edad de la madre

| Zonas | Nacidos con bajo peso | | | | Nacidos pretérmino | | | | |
|----------|------------------------|-------|-------------------|-------|------------------------|-----|-------------------|----|------|
| | Madres de 25 a 34 años | | Madres primíparas | | Madres de 25 a 34 años | | Madres primíparas | | |
| | N | % | N | % | Zonas | N | % | N | % |
| Urbana | 220 | 14,62 | 166 | 17,56 | Urbana | 65 | 4,33 | 50 | 5,31 |
| Rural | 335 | 15,31 | 262 | 18,80 | Rural | 117 | 5,35 | 74 | 5,32 |
| Marginal | 58 | 20,86 | 49 | 23,67 | Marginal | 16 | 5,75 | 17 | 8,25 |
| | p < 0,02 | | p > 0,05 | | p > 0,05 | | p > 0,05 | | |

que la diferencia no llegue a ser significativa al reducirse el tamaño de la muestra.

Análisis multivariante de las variables asociadas a la prematuridad y bajo peso al nacer

En la tabla 7 se muestran los resultados del análisis de regresión logística realizados con los dos indicadores, bajo peso y prematuridad, como variables dependientes y el resto de mediciones perinatales como variables independientes. La contribución de los distintos factores de riesgo a la probabilidad de nacer con bajo peso es significativa excepto para los nacidos en zonas rurales respecto a los nacidos en zonas urbanas. Sin embargo, el riesgo de los nacidos en zonas marginales es un 35% superior al de los nacidos en zonas urbanas (OR = 1,35, IC 95%: 1,05-1,73), dato un poco más bajo que el calculado a partir de la tabla 4. El riesgo en función de la edad de la madre aumenta a medida que ésta se aleja de la edad óptima (25-34 años), y su OR representa el incremento de riesgo por cada año que se aleja de dicha edad; así para una madre de 17 años, la OR de bajo peso respecto a la edad óptima es de 1,74.

En el caso de los nacimientos pretérmino, sin embargo, los únicos factores de riesgo que contribuyen de manera significativa a la probabilidad de nacer antes de las 37 semanas son la edad de la madre, el grado de paridad y la gemelaridad. La edad de la madre es un factor de riesgo mayor que para el bajo peso, sin

embargo, de acuerdo con los resultados obtenidos en los análisis anteriores, la probabilidad de nacimientos pretérmino es ligeramente mayor en varones y significativamente mayor en múltiparas.

Discusión

Nuestros resultados corroboran que algunas variables perinatales pueden ser utilizadas como indicadores sociosanitarios, como el porcentaje de madres adolescentes y la proporción de nacimientos con bajo peso o prematuros, ya que sus valores difieren significativamente cuando se comparan diferentes grupos sociales. Confirman las previsiones de que los porcentajes más elevados de dichos indicadores se corresponden con zonas socio-económicamente más desfavorecidas, y coinciden con otros estudios en que las mayores diferencias se descubren dentro de las propias zonas urbanas, incluso dentro de los países desarrollados^{8,26}.

Aunque las zonas rurales presentan unas cifras ligeramente peores de los indicadores sociosanitarios respecto a la capital, la diferencia no llega a ser significativa. La persistencia de ligeras diferencias entre ambos grupos, que afectan a la distribución de nacimientos por grupos de edad, pueden ser debidas a factores socio-económicos como la incorporación de la mujer al mercado laboral. Así, a una mayor actividad laboral retribuida, como se da en zonas urbanas, vendría a corresponder una maternidad más tardía y un menor número de hijos.

Las mayores diferencias en nuestro estudio se dan dentro de las propias ciudades y señalan la existencia de grupos sociales marginales con niveles de riesgo superiores a los demás, ya sean urbanos o rurales. Dentro de la ciudad, el porcentaje de madres adolescentes en el sector marginal se triplica, los niños nacen con menos peso y la incidencia de partos pretérmino y de nacidos con bajo peso es mayor.

Aunque el peso al nacer depende de otros factores, como la edad de la madre, el sexo, la gemelaridad o el grado de paridad, hemos visto que las diferencias entre zonas marginales y no marginales se mantienen cuando se controlan esos factores. Puede considerarse, por tanto, como un indicador de las condiciones de vida propias de esos grupos sociales. Además, la utilización del peso al nacimiento en el estudio de las desigualdades en salud ha sido considerada también como un indicador de la futura salud del recién nacido^{27,28}, por lo que su estimación objetiva por los servicios de planificación sanitarios puede tener tanto un valor diagnóstico sobre las condiciones presentes como de predicción de necesidades futuras²⁹.

Respecto a la prematuridad, los resultados obte-

Tabla 7. Resultados de la regresión logística realizados con los dos indicadores, bajo peso al nacimiento y nacimiento pretérmino, como variables dependientes y el resto de mediciones perinatales como variables independientes o factores de riesgo

a) Variable dependiente: Peso al nacimiento

| Variable | OR | Límite inferior | Límite superior | Significación |
|------------------|-------|-----------------|-----------------|---------------|
| Edad de la madre | 1,07 | 1,04 | 1,11 | < 0,0001 |
| Sexo | 1,37 | 1,20 | 1,58 | < 0,0001 |
| Gemelaridad | 18,46 | 10,82 | 31,48 | < 0,0001 |
| Paridad | 1,23 | 1,07 | 1,42 | 0,0035 |
| Zona rural | 1,03 | 0,89 | 1,20 | 0,6880 |
| Zona marginal | 1,35 | 1,05 | 1,73 | 0,0189 |

b) Variable dependiente: Nacimiento pretérmino

| Variable | OR | Límite inferior | Límite superior | Significación |
|------------------|-------|-----------------|-----------------|---------------|
| Edad de la madre | 1,14 | 1,09 | 1,19 | < 0,0001 |
| Sexo | 0,89 | 0,71 | 1,11 | 0,2952 |
| Gemelaridad | 12,69 | 7,96 | 20,23 | < 0,0001 |
| Paridad | 0,77 | 0,61 | 0,96 | 0,0208 |
| Zona rural | 1,07 | 0,85 | 1,35 | 0,5757 |
| Zona marginal | 1,16 | 0,78 | 1,71 | 0,4639 |

nidos concuerdan con los de bajo peso, aunque las diferencias entre zonas no alcanzan la significación estadística. Sin embargo, como se ha señalado en otro trabajo¹⁴, la edad de la madre tiene una mayor influencia sobre la probabilidad de nacer a pretérmino que sobre la de nacer con bajo peso, sobre todo en madres afeadas. Además, al contrario de lo que ocurre con el bajo peso, el riesgo de prematuridad es mayor para el sexo masculino y para madres multíparas. Es posible que la probabilidad de nacer a pretérmino, para unas mismas condiciones maternas, aumente con el peso del recién nacido, aunque, lógicamente, la mayoría de los nacidos a pretérmino sean de bajo peso.

Por otra parte, aunque el objetivo principal de nuestro trabajo es el de detectar las desigualdades en salud dentro de una misma área, algunos datos nos permiten hacer también un análisis comparativo con otras zonas sanitarias pertenecientes a comunidades con una marcada diferencia socioeconómica respecto a Extremadura. Así, por ejemplo, el porcentaje de nacidos con peso inferior a 2.500 g en el área sanitaria de la provincia de Cáceres es superior al encontrado por otros autores¹⁴ en la ciudad de Barcelona (5,6%). Y lo mismo puede decirse del porcentaje de nacimientos pretérmino (4,7% en Barcelona). La proporción de madres adolescentes, otro reflejo de desigualdad asociado al grado de desarrollo socioeconómico^{20,30-32} y con efectos sanitarios por su mayor frecuencia en partos pretérmino y de bajo peso, es también muy superior en el área sanitaria de Cáceres (IC 95%: 4,46 ± 0,52) que en la ciudad de Barcelona (1,9%). En este caso, sin embargo, hay que tener en cuenta que las posibilidades de optar a una interrupción voluntaria del embarazo son mayores para los habitantes de Barcelona que para los de nuestra área de estudio, y que la mayoría de estas interrupciones se dan en embarazadas de menos de 20 años³².

Nuestros resultados en peso menor a 2.500 g son también superiores a los citados para el conjunto del país en 1988 y registrados en el Boletín Estadístico de Nacimientos y Abortos (BENA): 5,1%¹³, y para los encontrados en un área del Reino Unido referidos a peso inferior a 2.800 g²².

Los citados estudios están hechos con toda la población y utilizando el BENA, y el nuestro se ha basado en datos de la seguridad social, pero no creemos que nuestra muestra esté afectada de un sesgo que justifique esas diferencias. En primer lugar, porque debido a la pequeña cobertura de centros privados o concertados en nuestra provincia (sólo dos pequeñas clínicas en los años del estudio) la proporción de partos habidos en la seguridad social es muy elevada (superior al 85% del total de nacimientos en el área). Y, en segundo lugar, porque nuestros datos coinciden con los obtenidos para toda la población de Extremadura durante el mismo periodo de estudio, utilizando como fuente el registro de

Tabla 8. Comparación de algunos resultados obtenidos en el estudio con datos poblacionales

| Variable | Datos del estudio (área de Cáceres) | Población de Extremadura (fuente PPM)* | Población de Extremadura (fuente INE)** |
|---------------------|-------------------------------------|--|---|
| Peso < 2500 g | 7,8 ± 0,68 | NR | 5,16 |
| Peso < 2800 g | 16,92 ± 0,95 | 17,20 | 13,41 |
| Pretérmino | 6,16 ± 0,61 | 6,75 | 7,70 |
| Madres adolescentes | 4,46 ± 0,53 | NR | 5,18 |

NR: Dato no registrado.

*Datos del registro de detección precoz de errores congénitos del metabolismo.

**Datos del registro de partos del Instituto Nacional de Estadística.

recién nacidos para la detección de errores congénitos del metabolismo (Plan Regional de Prevención de las Minusvalías). Los datos poblacionales ofrecidos por el INE presentan, en cambio, algunas discrepancias, sobre todo en relación con el porcentaje de nacidos con bajo peso (Tabla 8). Sin embargo, en el caso de esta última fuente, hemos detectado la existencia de numerosos registros (unos 6.000) en los que el peso no es consignado y una mayor ausencia de este dato en el caso de los partos gemelares. Todo ello nos sugiere que las fuentes sanitarias (las hospitalarias y las de detección de metabolopatías congénitas) pueden ser más fiables, ya que son más directas y pormenorizadas.

Por tanto, los mayores porcentajes encontrados en nuestro estudio y, en general, para Extremadura pueden deberse a las peores condiciones sociosanitarias, aunque también es posible que influyan otros factores. Nuestro estudio es posterior a los anteriormente citados y el progresivo aumento de la proporción de madres primíparas afeadas en los últimos años en España puede estar provocando un incremento en los porcentajes de nacimientos de bajo peso. Esta tendencia se observa ya en los cuatro años del presente estudio: los 29 años pasan de ser el percentil 60 en 1993 al percentil 50 en 1996, el total de partos anuales va disminuyendo y el porcentaje de prematuros y nacimientos de bajo peso aumenta ligeramente.

Agradecimientos

Al Dr. José Luis Rueda, del Servicio de Ginecología y Obstetricia del Hospital San Pedro de Alcántara de Cáceres, que nos facilitó los datos hospitalarios para el trabajo.

Esta investigación ha sido financiada en parte con una ayuda a la investigación de la Consejería de Bienestar Social de la Junta de Extremadura, expediente PRI-BS 97/29.

Bibliografía

1. Ramis-Juan O. Desigualdad social, salud e intervención. *Gac Sanit* 1995;9:221-223.
2. Antonovsky A. Social class, life expectancy and overall mortality. *Milbank Memorial Quarterly* 1967;45:31-73.
3. Kitagawa EN, Hauser PM. Differential mortality in the United States. A study of socioeconomic epidemiology. Cambridge: Harvard University Press; 1973.
4. McCord C, Freeman HP. Excess mortality in Harlem. *N Engl J Med* 1990;322:173-7.
5. Alvarez C, Alonso J, Domingo A, Regidor E. La medición de la clase social en ciencias de la salud. Barcelona: SG Editores; 1995.
6. Benach J. Análisis bibliométrico de las desigualdades en salud en España (1980-1994). *Gac Sanit* 1995;9:251-64.
7. Mackenbach JP. Socio-economic health differences in the Netherlands: a review of recent empirical findings. *Soc Sci Med* 1992;34:213-26.
8. Reading R, Raybould S, Jarvis S. Deprivation, low birth weight and children's height: a comparison between rural and urban areas. *BMJ* 1993;307:1458-62.
9. Judge K. Income distribution and life expectancy: a critical appraisal. *BMJ* 1995;311:1282-5.
10. Ylppö A. Zur physiologie, klinik und zum schicksal der frögeborenen. *Z Kinderheilkd* 1919;24.
11. Ylppö A. Pathologische anatomische studien bei fröhgeborenen. *Z Kinderheilkd* 1919;20:212.
12. Durán de Vargas LE, Sobrino M, A González-Meneses. Pasado y presente de la neonatología. *Toko-Gin Práct* 1995;54:393-399.
13. Regidor E, Gutiérrez-Fisac JL, Rodríguez C. Diferencias y desigualdades en salud en España. Madrid: Ediciones Díaz de Santos; 1994.
14. Valero C, Villalbí JR, Borrell C, Nebot M. Desigualdades en salud al nacer: Barcelona, 1990-1991. *Aten Primaria* 1996;17:215-219.
15. Armero MJ, Frau MJ, Colomer C. Indicadores de salud en el medio urbano. Variaciones en función de la coherencia social de las áreas geográficas utilizadas. *Gac Sanit* 1991;5:17-20.
16. Martín FJ, March JC. Desigualdades sociales en salud en la ciudad de Málaga. *Gac Sanit* 1992;6:198-203.
17. Norbeck JS, DeJoseph JF, Smith RT. A randomized trial of an empirically-derived social support intervention to prevent low birthweight among African American women. *Soc Sci Med* 1996;43:947-954.
18. Cramer JC. Racial and ethnic differences in birthweight: the role of income and financial assistance. *Demography* 1995;2:231-247.
19. Díez E, Villalbí JR, Benaque A, Nebot M. Desigualdades en salud materno-infantil: impacto de una intervención. *Gac Sanit* 1995;9:224-231.
20. Rodríguez C, Regidor E, Gutiérrez-Fisac JL. Low birth weight in Spain associated with sociodemographic factors. *J Epidemiol Community Health* 1995;49:38-42.
21. MacCarton CM, Brooks-Gunn J, Wallace IF, CR Bauer, FC Bennet. Results at age 8 years of early intervention for low-birth-weight premature infants. The Infant Health and Development Program. *JAMA* 1997;277:126-32.
22. Reading R, Openshaw S, Jarvis S. Are multidimensional social classifications of areas useful in UK health service research? *J Epidemiol Community Health* 1994;48:192-200.
23. Silva LC. Excursión a la regresión logística en ciencias de la salud. Madrid: Díaz de Santos; 1995.
24. StatView [computer program]. 4.5 MacOS version. Berkeley: Abacus Concepts Inc.; 1994.
25. SPSS [computer program]. 6.1 MacOS version. SPSS Inc.; 1994.
26. Phillimore P, Reading R. A rural advantage: urban-rural health differences in northern England. *J Public Health Med* 1992;14:290-9.
27. McCormick MC. The contribution of low birthweight to infant mortality and childhood morbidity. *N Engl J Med* 1985;312:82-90.
28. Macfarlane A, Mugford M. Birth counts: statistics of pregnancy and childbirth. London: HMSO; 1984.
29. Oakley A. Social support in pregnancy: the soft way to increase birthweight. *Soc Sci Med* 1985;21:1259-68.
30. Nebot M, Canela J, Vallés A. Evolución de la fecundidad adolescente y su asociación con la evolución de la renta en las provincias españolas en el periodo 1975-1985. *Gac Sanit* 1992;66:157-67.
31. Nebot M, Rohlfis I, Díez E, Valero C. Maternidad en adolescentes de alto riesgo social. *Aten Prim* 1993;11:213-7.
32. Valero C, Nebot M, Villalbí JR. Embarazo en adolescentes en Barcelona: distribución, antecedentes y consecuencias. *Gac Sanit* 1994;8:155-61.
33. Withehead M, Dahlgren G. What can be done about inequalities in health? *Lancet* 1991;338:1059-63.
34. Navarro V, Benach J. Desigualdades sociales de salud en España. *Rev Esp Salud Pública* 1996;70:505-645.
35. Rogers MM, Peoples-Sheps MD, Suchindran C. Impact of a social program on teenage prenatal care use and pregnancy out-