

Socioeconomic Differences in Low Birth Weight: Revisiting Epidemiological Approaches

Diferencias socioeconómicas en el bajo peso al nacer: revisitando enfoques epidemiológicos

Sol Juárez and Bárbara A. Revuelta Eugercios

Key words

- Birth Weight
- Reproductive Health
- Socioeconomic Status
- Occupation
- Education

Palabras clave

- Peso al nacer
- Salud reproductiva
- Estatus socioeconómico
- Ocupación
- Educación

Abstract

Epidemiological perspectives applied to the study of socioeconomic inequalities in health are characterized by a one-dimensional approach to social differences, as income, occupation, and education are used as interchangeable variables to capture social inequalities. This paper calls into question this assumption by exploring the impact of parent's education and occupation on their newborns' health status, using the low birth weight indicator. We show that occupation and education, although related, should not be used as interchangeable. This study also challenges the traditional perspective in epidemiology of studying perinatal outcomes focusing exclusively on mother's information, as it shows that, despite the slightly higher influence of the mother's socioeconomic information, both parents have a key role on their newborn's birthweight.

Resumen

El enfoque epidemiológico aplicado al estudio de las desigualdades sociales en salud se caracteriza por una aproximación unidimensional a la realidad social, utilizando indistintamente la información sobre ingresos, ocupación y educación para identificar las diferencias sociales. Este trabajo cuestiona dicha asunción; analiza el impacto de la educación y la ocupación de los padres en la salud de sus hijos, utilizando el indicador del bajo peso al nacer. Demostramos que la ocupación y la educación, aunque relacionadas, no deben ser utilizadas de manera intercambiable. Asimismo, este trabajo cuestiona el enfoque tradicional de la epidemiología, que considera exclusivamente la información materna en el estudio de la salud perinatal. Comprobamos que, aunque influya ligeramente más la información socioeconómica de la madre, ambos padres tienen un papel fundamental en el peso al nacer de sus hijos.

Citation

Juárez, Sol and Bárbara A. Revuelta Eugercios (2013). "Socioeconomic Differences in Low Birth Weight: Revisiting Epidemiological Approaches". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 144: 73-96. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.144.73>)

Sol Juárez: Lund University (Suecia) | sol.juarez@ekh.lu.se

Bárbara A. Revuelta Eugercios: Lund University (Suecia) | barbara.revuelta@ekh.lu.se

INTRODUCTION¹

Variation in health, conditions due to socio-economic factors constitutes a public health problem which has been looked at in numerous research studies. Epidemiologists have tended to focus on properly defining the study outcome, with relatively less emphasis being placed on the instrument used to determine social inequalities. Standard practice in measuring socioeconomic status has been and remains to be the interchangeable use of education, occupation, and income, despite harsh criticism from sociologists who defend the relative nature of social stratification as the cornerstone of their definition. The reasoning behind the epidemiological approach is that, on the one hand, the detailed data required to implement sociological proposals is not widely available and, on the other hand, composite classifications are not really suited to respond to epidemiological interests, which are oriented towards identify factors and at-risk populations that may be studied to inform policy-makers and develop interventions.

This simplification is particularly questionable when addressing socioeconomic inequalities in health in general, and particularly in reproductive health. The one-dimensionality and interchangeability assumptions inherent to the epidemiology approach are particularly problematic for populations at reproductive ages, as they are more likely to show a mismatch between the variables used to define socio-economic status. Moreover, when studying reproductive health, epidemiologists tend to use exclusively maternal variables, neglecting the importance of family-level measures, the cornerstone of sociological approaches.

This paper contributes to this on-going debate by empirically testing some of sociology's criticisms to the analysis of health inequalities for a particular perinatal outcome: low birth weight (LBW). First, we will assess to what extent interchangeability and one-dimensional approaches affect the analysis by evaluating the relative impact of the most commonly used information (occupation or education). Second, we will introduce the father's information when examining the differences between the probabilities of delivering a LBW baby based on both paternal and maternal measures, in order to determine whether the resulting information is redundant or complementary.

STATE OF THE ART

(Mis-)measuring socio-economic status in health

Public health concerns over the widespread finding of socio-economic differences in health have sparked an agitated debate between proponents of the psycho-social explanation, which posits that health inequalities operate through the adoption of harmful behaviours (Marmot and Wilkinson, 2001; Wilkinson and Pickett, 2006), and supporters of the neo-materialistic explanation, which focuses on 'the relationship between socioeconomic position and access to tangible material conditions' (Lynch et al., 2000). The operationalization of socio-economic status, which should rightfully be found at the centre of the debate, has not been particularly addressed by either explanation, since both ultimately tend to rely on income as one of the main measures of social inequality (Lynch et al., 2000).

While some works have attempted to assess the relative performance of some of these health research measures (Kunst and MacKenbach, 2000; Duncan et al. 2002; Galobardes et al. 2007), the strong association among

¹ The authors wish to acknowledge funding received by the Centre for Economic Demography and Lund University, and to thank the two anonymous reviewers who helped to improve the paper as well as P.C. Grant, scientific editor, for language revision of the manuscript.

income, occupation, and education has led researchers to tacitly accept the use of any one of these as a control of socioeconomic status. Different disciplines have shown a particular preference for a principle study variable (health economists tend to focus on income while epidemiologists and demographers tend to favour occupation or education), but interchangeability in the research of socio-economic differences is quite common in the literature (Galobardes et al. 2007).

However, while some epidemiologists have questioned the indiscriminate use of these variables under a loose “socio-economic status” label, claiming that they in fact refer to different dimensions of social stratification, and their individual use cannot possibly capture all of their complexities (Kunst and Mackenbach, 2000; Galobardes et al., 2007; Pampel et al., 2010), most criticism comes from the area of sociology. Sociologists have been the most vigorous in their denunciation, since socio-economic status and social class conceptualizations originally stem from their discipline (Martikainen, 1995; Torssander and Eriksson, 2010). For sociologists, education, income, etc., may be illustrative of other dimensions of social stratification, but socio-economic classifications are built only upon detailed occupational information (Goldthorpe, 1987; Wright, 1997), a fact that has been long forgotten in much research focusing on explaining socio-economic health inequalities. Their primary criticism, in any case, is rooted in the inherent limitations of an approach based exclusively on individual attributes, since individual variables, such as education, occupation or income, cannot capture the relational dimension of social inequalities (i.e. an individual’s position in social relationships), one of the primary interests of sociology. This “misuse” has recently led researchers to call for a return to the original use of social class and status when studying health inequalities within a sociologic framework (Goldthorpe, 2012).

While it is true, however, that sociological relation measures can help us to better understand the social gradient, there are two reasons why their widespread use in epidemiological literature is limited. The first is because classifications of social status and social class require very detailed data on occupational conditions and characteristics that are not regularly reported in most sources, limiting the applicability of pure sociological categories in most datasets. And second, because relational measures are of great importance to sociological research but they do not suit epidemiological research questions, which are oriented towards identifying factors and at-risk populations based on their individual attributes in order to make straightforward policy recommendations. Therefore, the majority of non-sociological research on health inequalities uses the one-dimensional individual attribute approach.

Perinatal health is a particularly complex dimension of this debate because, although literature has primarily focused on maternal socioeconomic characteristics, children generally have two parents contributing to their wellbeing. Birth weight, in particular is one of the most important indicators in epidemiology. On the one hand, it is conditioned by parental genes, nutritional status, and lifestyles (Shiono et al., 1997), some of which depend on socioeconomic circumstances (Wardle and Steptoe, 2003; Øvrum, 2011). And on the other hand, it is a predictor of the newborn’s future health, as it is strongly associated to long term wellbeing. Low birth weight (LBW), generally conceptualized as below the 2,500 grams threshold, has been linked to neonatal, infant (Wilcox and Russell, 1983; Rundle et al., 1996), and adult mortality (Risner et al., 2011) and to specific morbidities such as obesity, coronary heart diseases, type-2 diabetes, hypertension and metabolic syndrome, among others, later in life (Barker, 1995; Leon et al., 1998; Gillman, 2004; Risner et al., 2011), as well as to long term cognitive abilities such as IQ (Breslau et al., 2001; Tong, et al., 2006).

SOCIO-ECONOMIC STATUS AND REPRODUCTIVE OUTCOMES

Interchangeability and one-dimensionality in reproductive ages

While problems associated with variable interchangeability are present across all ages and health outcomes when measuring socio-economic status, some dimensions tend to be more affected by Sociology's main criticisms. In fact, epidemiological literature has found theoretical and empirical support for the possibility of independent effects for these variables (Geyer et al., 2006; Martikainen et al., 1995; Torssander and Eriksson, 2010). Others suggest the need to consider specific indicators for different outcomes at different ages and, more specifically, considering the life course perspective (Kuh and Schlomo, 2004; Galobardes et al., 2007). In practice, however, income has been related to educational attainment, just as social capital is related to improved occupational status, which theoretically should be remunerated appropriately. So, in theory, both of these variables may tell us a lot about the others.

Unfortunately, this assumption does not always hold true for the general population, and it becomes particularly problematic when studying reproductive outcomes, which use maternal socioeconomic variables. Two situations may cause this lack of interchangeability of different socio-economic variables. First, the pregnant mother's health tends to be affected by living standards, nutrition, lifestyle, and behavior, all of which may be determined differently based upon different socio-economic indicators. For example, education may have a greater impact on lifestyle (e.g., avoiding smoking and having healthy habits like exercising and eating healthily) than occupation or income, which would reflect only on material conditions. Also, a certain occupation could imply high stress that would not necessarily be related to the educational level related to it, etc.

Second, a structural mismatch may occur in the labor market that changes the theoretical relationship between occupation, education, and income. When important increases in ascending social mobility over several generations are not accompanied by similar increases in adequate employment opportunities, highly educated individuals may be forced to work in jobs below their academic qualifications (Serracant Melendres, 2005:200). If education does not guarantee a certain occupation and income, the variables may, in practical terms, acquire a different meaning, i.e. for the underemployed individual, the fact that he/she is has a low qualifications job will not capture the health benefits supposedly provided by a university education.

This mismatch may be more evident for the population in reproductive ages as the optimal employment (and representative income) situation may have not yet been reached even though the educational level may have already been acquired. And, particularly for women of reproductive ages, this effect could be even stronger as they must develop their professional careers in parallel to their reproductive project: while for some women the family project may determine the rhythms and sequences of the work trajectory, for others, work opportunities may condition maternity decisions (Baizán, 2006; Cordero, 2009). Additionally, women of reproductive ages are more likely to hold part-time jobs to allow for childrearing, be out of the labour market, endure wage penalties for their absence from the workforce (Tidjens, 2002; Staff and Mortimer, 2011; Moreno, 2008), etc. In Southern European countries, like Spain or Italy, the likelihood of mismatch between education and occupation is further increased by a lower female integration in the labour market stemming from lack of public policies directed at combining motherhood and employment and the enduring prevalence, although considerably diminished, of the male breadwinner model, the so-called

“Southern-model of the labour market” (Goodin et al. 2000; Muffels et al., 2002; Moreno, 2008).

The problems of occupation and income as indicators for women of reproductive ages may support the practice of preferring maternal education in epidemiological research. In fact, maternal education is considered to be the socio-economic dimension that most strongly predicts a mother and child’s health (Kramer et al., 2000), based on the premise that it might specifically result in healthy lifestyle selection and the willingness to act on this (Ross and Mirowsky, 1999). Accordingly, while some studies rely only on education (Mortensen et al., 2009) many more have used occupation or even income as socio-economic status measures, disregarding the potential problems outlined above (Ronda et al., 2009; Rodríguez et al., 1995; Meyer et al., 2008; Dubois and Girard, 2006; Xue et al., 2008). Fewer studies have included both (Castro, 2010; Calling et al., 2011; Jansen et al., 2009; Melve and Skjaerven, 2003), or have placed any real emphasis on the importance of capturing different dimensions of social stratification when studying perinatal health.

PARENTAL CONTRIBUTIONS

Apart from the one-dimensional approach and the problematic variable interchange, another major problem in studying socio-economic differences in LBW is the systematic exclusion of the paternal contribution to this health outcome, as occurs in fertility studies (Martín-García, 2008). Contrary to sociological literature that is focused on socio-economic status and social class, which uses father’s information as a family level variable, epidemiological literature on birth weight has placed virtually no importance on the father figure. In fact, the difficulties in the use of mother’s occupation due to frequent mismatch between family and professional

career might imply the use of the father’s occupation instead. However, very little effort has been placed on paternal contribution as a family level factor or simply as another individual directly involved in the child’s life, while more research has focused on paternal physical or health features for birth weight (Shah, 2010), such as paternal age, birth weight, height, or body mass index (BMI) (Zhu et al., 2005; Miletic et al., 2007; Klebanoff, 2008). And even when occupation has been included, it has not generally been the target, but rather, the method to address occupational exposure to different substances (Mjøn et al., 2006; Milham and Osslander, 2008).

Lastly, while the father’s occupation sometimes figures as an additional control factor, there are very few instances where paternal education has been included (Parker and Schoendorf, 1992; Blumenshine, 2011), possibly serving to explain an additional dimension of the child’s social environment in scenarios with a clear mismatch, as previously described. One reason for the absence of paternal information in research on perinatal outcomes is the fact that statistical offices tend to show an irregular interest in collecting this sort of information. Since most research on birth outcomes is made by analysing published data sources on perinatal health, the collection decisions of statistical offices are a constant constraint. Even when available, a common justification for this omission generally lies in an assumed occupational homogamy in the family, and in the stronger association between the mother’s socioeconomic status and health outcomes.

In conclusion, sociological measures have a lot to offer other disciplines but they are not entirely suited to address health issues in the way that other disciplines do. Clearly, epidemiologists, economists, and demographers studying the socio-economic differentials in LBW, will tend to choose their own approaches in dealing with the conceptualization of “socio-economic”, but they

could be potentially enriched by including some of the criticisms stemming from Sociology as outlined above. It's necessary to use an analysis based on individual attributes which examines health inequalities from a multidimensional perspective.

DATA AND METHODS

Data set

This study used micro data from Spain's vital statistics (*Movimiento Natural de la Población -MNP*) for the year 2010, provided by the National Statistics Institute (*Instituto Nacional de Estadística, INE*), which contains individual level information on all births in Spain for natives and immigrants during that year.

Selection criteria and sample size

The total number of declared births for 2010 was 486,575. For the purpose of this article, we selected only live and singleton births with a reported birth weight. Additionally, infants with no paternal information (2,834) were excluded from the analysis, as we wished to examine cases where influences from both parents could be measured. These four criteria reduced the original number to 440,619 cases.

Variables

The dependent variable used in our analysis is low birth weight. Low birth weight has been defined using the common threshold adopted by the literature (below 2,500 grams - 5lb 8oz).

Four socio-economic indicators were used: education and occupation for both the mother and the father. For education level, we have divided the 11 original categories into four levels: Primary School (including illiterate, <5 years of schooling, and incomplete Primary); Secondary education (including complete compulsory and additional high

school education and vocational training, both middle and upper level); University education (3- or 5-year-long university degrees and PhD studies); and a residual category of "missing", to account for cases where there was no information available. This last group involves a relatively small part of the sample (3.12% of cases for mothers and 6.24% for fathers).

Several very broad categorizations of occupation have been used in the literature. One study used the original categories as they appear in the birth bulletins (Ronda et al., 2009), while others have proposed several categorizations. For instance, Rodríguez et al. (1995) used three for men and women (work outside the home/at home/other for mothers, and manual/non-manual/other for fathers); Salvador et al., (2007) used two for fathers (manual/non-manual) as did Villalbí et al. (2007), who also used two for mothers (paid work/housewife); Castro (2010) used three for mothers (inactive, professional, other), and two for men (professional/not professional). In our case, since our aim was to assess the general effect of different occupational strata and we wished to test interactions with education, a simplified category was required for modeling and interpretation purposes. Moreover, the absence of sufficient information on market conditions (level of security, promotion, or even income), and employment situations (position in the authority and control scale within the production system) in the birth bulletins prevented us from attempting any definition of socio-economic class or status, based on the classic proposals by Goldthorpe (1987) or Wright (1997) or the adaptation (by country) made by the Spanish Society of Epidemiology (Reigidor 2001).

In view of the previous, we decided to categorize occupation in six groups: higher qualifications employment; average qualifi-

TABLE 1. Classification of proposed occupations, distributions for mothers and fathers and unadjusted OR of LBW.

| | Mother occupation | | | Father occupation | | |
|---|-------------------|------|--------------|-------------------|------|--------------|
| | N(%) | OR | CI-95% | N(%) | OR | CI-95% |
| Higher qualifications | | | | | | |
| Business and public company director | 14,805 (3.36) | 0.90 | [0.83, 0.97] | 23,632 (5.36) | 0.96 | [0.90, 1.03] |
| Technicians, scientific and intellectuals | 60,402 (13.71) | 0.85 | [0.81, 0.89] | 57,589 (13.07) | 0.90 | [0.85, 0.95] |
| Technicians and support professionals | 33,238 (7.54) | 0.95 | [0.90, 1.00] | 35,500 (8.06) | 0.97 | [0.91, 1.03] |
| Medium qualifications | | | | | | |
| Clerical jobs | 89,267 (20.26) | | | 35,943 (8.16) | | |
| Armed Forces | 2,831 (0.64) | 1.00 | [0.86, 1.17] | 10,360 (2.35) | 0.93 | [0.85, 1.02] |
| Lower qualifications | | | | | | |
| Restaurant and hotel industries | 76,108 (17.27) | 1.09 | [1.05, 1.14] | 60,930 (13.83) | 1.11 | [1.05, 1.17] |
| Qualified employees in agriculture and fishing | 5,102 (1.16) | 1.11 | [0.99, 1.24] | 15,632 (3.55) | 1.08 | [0.99, 1.16] |
| Artisans and qualified workers in some industries | 6,131 (1.39) | 1.10 | [0.99, 1.23] | 69,596 (15.8) | 1.15 | [1.10, 1.22] |
| Machinery and installation operators | 3,473 (0.79) | 1.20 | [1.06, 1.37] | 49,826 (11.31) | 1.12 | [1.06, 1.18] |
| Non-qualified workers | 29,713 (6.74) | 1.19 | [1.13, 1.25] | 47,771 (10.84) | 1.15 | [1.09, 1.22] |
| Students | 6,240 (1.42) | 1.24 | [1.13, 1.37] | 1,627 (0.37) | 1.19 | [0.98, 1.45] |
| Out of labour force | | | | | | |
| Homemakers | 97,246 (22.07) | 1.17 | [1.13, 1.22] | 2,409 (0.55) | 1.32 | [1.13, 1.55] |
| Pensioners | 1,009 (0.23) | 1.86 | [1.52, 2.28] | 2,298 (0.52) | 1.42 | [1.22, 1.66] |
| <i>Missing</i> | | | | | | |
| Unknown or unclassified | 15,054 (3.42) | 1.20 | [1.12, 1.28] | 27,506 (6.24) | 1.27 | [1.19, 1.35] |

cations employment², lower qualifications; students; inactive; and a final group with those whose occupation could not be classified or was entirely missing. To make sure that there was no occupational pooling having different effects on perinatal health, we performed analysis testing on the individual effect of the original occupational categories provided by the Statistical bulletin on LBW for fathers and mothers. The result of these analyses, and the corresponding final categories, are shown in Table 1. As observed, the categories are representative of the

pooled occupations. The group of individuals in the missing group is comprised of both “those whose occupation could not be classified” (less than 1%), and those that were missing (3.42% for mothers and 6.24% for fathers). While unemployed individuals could have been included in the former category, since there is no specific category in the original classification to reflect unemployment, it is unlikely that this is the case, since the questionnaire is targeted to capture the general occupation of the individual and not the particular situation in which they may find themselves at the time of the birth.

The inclusion of a specific “missing” category for both education and occupation, (instead of imputing them) results from the fact that missing data on these variables may not be randomly distributed in relation to perinatal outcome, as it has been shown that

² The Armed Forces is a very heterogeneous group, as it includes both high and low qualification employment. Its inclusion in the middle range attempts to partly account for this heterogeneous composition and the ambivalent performance of the variable on its own, for men and women.

occupation differently affects the probability of misreporting birth weight and gestational age (Juárez et al., 2012).

Among the control variables, we have included generally confounding variables that are commonly used in the literature: gestational age (the main determinant of birth weight (Wilcox and Skjoerven, 1992)), geographical origin of the parents (since immigrants have been found to have a lower probability of new borns with LBW) (Speciale and Regidor, 2011; Juárez, 2011); maternal age (as extreme ages are associated with lighter babies) (Fraser et al., 1995; Odibo, Nelson et al., 2006); mother's marital status (since single mothers have been found to be associated with low birth weight babies) (Shah et al., 2011); birth order (since first children have been shown to be smaller on average than successive babies) (Swamy et al., 2012); sex of the new born (since females are, on average, lighter than males) (Kramer 1987; Alexander et al., 1999); and the autonomous community where the birth was registered (as this is the level in which information is collected and it may result in differences in quality collection as well as potential differences in birth weight based on region). This was suggested upon close inspection of the group of missing cases, revealing that 99% of them corresponded to the autonomous communities of Madrid and Cataluña.

Statistical analysis

For descriptive purposes, we computed the descriptive prevalence of LBW for the available variables under study, along with their 95% confidence intervals. As the four socio-economic indicators are clearly related, their association was initially studied through correlations, which are significant but only account for a maximum of 0.56. This finding suggests that they could possibly account for different dimensions of socio-economic conditions, and could be included simultaneously in the models. For analytic purposes,

we have estimated logistic regression models to obtain the odds ratios (OR) for the risk of delivering a LBW baby and their 95% confidence intervals. Secondary education and average employment qualifications were chosen as the reference category in these models, as their intermediate position in both stratifications allows us to test for the existence of a gradient. Our analytical strategy was designed to consider the potential problems of multi-collinearity. In an initial step, the four explanatory variables were included individually in models along with the controls. Additional specifications were used to explore the change in effect for different combinations. Particularly, interactions between the two socio-economic indicators (education and occupation) for each parent, and between parents, were used to better understand the relationship between parental socio-economic status measures.

Lastly, in order to test whether the effect of the differential recording by autonomous communities affected our analyses, a sensitivity analysis was conducted. First, all missing cases were removed from the data and, second, data from the two involved autonomous communities were removed from the sample. None of these procedures changed the results in any way. Accordingly, since the two autonomous communities involved in the production of the missing data accounted for some 30% of all births in the country (and included the two largest cities in the country, Madrid and Barcelona), and the problem seems quite localized and harmless for the estimations, they were included in the overall analysis and thus we can refer to the country, Spain, as a whole.

RESULTS

Spain is a country in the midst of the Second Demographic Transition, characterized by a very low fertility regime. In 2010, its total fertility rate was below the replacement level

(1.38³). Data show that more than 50% of all births were firstborns, and that the median maternal age at birth was 32 years, suggesting a clear age delay in first childbearing. In Table II we see the distribution of the socio-economic variables of interest for births: most were from mothers with secondary education (50%), followed by 32% of births from university-educated mothers. A somewhat similar structure arises upon looking at maternal occupation, with roughly 27.35% of the women holding lower qualifications employments, 20.90% having administrative and clerical jobs, and 24.61% having jobs with the highest qualifications. Women out of the labor force (mainly homemakers) accounted for 22.3%, and only a small number of women reported their status to be "students" (1.42%). For fathers, the distribution is very similar for education, but it implies changes in occupation: more men had low qualifications employment and virtually none declared to be out of the labour force, which basically means that no men would describe themselves as stay-at-home dads. These figures hide, however, an important mismatch between occupation and education as, for example, 36% of the mothers and 25% of the fathers attained the highest educational level but are not employed in the highest level of the occupational scale. In the Spanish context, this situation is, to some extent, the result of an important ascending social mobility that has taken place over recent generations, unaccompanied by a similar increase in adequate employment opportunities, which has led to an increase in over-qualified workers (Serracant Melendres, 2005: 200), who are forced to work in jobs below their academic qualifications (Marcu, 2008:152-161).

Regarding perinatal outcomes, the prevalence of LBW in 2010 was 6%, one point below the threshold indicated by the WHO for developed countries (WHO, 2004). This figure

follows an increasing trend experienced in many developed countries that may be explained by the increased proportion of first births, the postponement of maternal age at birth, the use of labor inductions and cesarean sections, and the rise in smoking during pregnancy (Castro, 2010). In Spain, this trend has been stable since 2000, probably associated with the increased arrival of foreigners who tend to have a lower prevalence of infants with LBW (Speciale and Regidor, 2011; Juárez, 2011).

Table II also shows the LBW prevalence by the different socio-economic measures under study. Clearly, both education and occupation show strong negative gradients, associating fathers and mothers in the lowest levels with the highest LBW prevalence. Accordingly, the educational and occupational attainments of both parents seem to be similarly linked to the newborn's health outcome. However, before inferring anything further from this table, it is necessary to consider possible confounding factors that have been previously identified in the literature as determinants of LBW and which are available in our dataset, such as marital status, maternal place of birth, maternal age, birth order, sex of the child, and gestational age as well as the autonomous community of residence. The results of these controls offer the common result of a disadvantage being found for single and cohabiting women vs. married, natives, female infants, and short gestational ages, while showing little differences based on maternal age.

ARE EDUCATION AND OCCUPATION INTERCHANGEABLE?

Our first aim was to test the assumption of interchangeability between education and occupation to discuss the validity of the epidemiological practice of using either of these variables as proxy for socioeconomic status. For this, we estimated two series of models,

³ According to the National Statistics Institute (www.ine.es).

TABLE 2. *Low birth weight prevalence based on parental socioeconomic information and distribution of variables (still some stuff to fix)*

| | N (%) | LBW % CI-95% | | |
|---------------------------|-----------------|--------------|------|------|
| Mother information | | | | |
| Education | | | | |
| Primary or less | 61,942 (14.6) | 7.86 | 7.67 | 8.10 |
| Secondary | 221,683 (50.31) | 6.61 | 6.50 | 6.71 |
| Tertiary/University | 143,256 (32.51) | 5.27 | 5.15 | 5.39 |
| Missing | 13,738 (3.12) | 6.74 | 6.32 | 7.16 |
| Occupation | | | | |
| Higher qualification | 108,445 (24.61) | 5.38 | 5.25 | 5.52 |
| Medium qualification | 92,098 (20.90) | 6.05 | 5.90 | 6.20 |
| Lower qualification | 120,527 (27.35) | 6.73 | 6.59 | 6.87 |
| Students | 6,240 (1.42) | 7.42 | 6.77 | 8.07 |
| Out labour force | 98,255 (22.30) | 7.05 | 6.89 | 7.21 |
| Missing | 1,5054 (3.42) | 7.15 | 6.74 | 7.56 |
| Father information | | | | |
| Education | | | | |
| Primary or less | 67,008 (15.21) | 7.59 | 7.39 | 7.79 |
| Secondary | 245,336 (55.68) | 6.38 | 6.29 | 6.48 |
| Tertiary/University | 100,793 (22.88) | 5.15 | 5.01 | 5.28 |
| Missing | 27,482 (6.24) | 7.48 | 7.17 | 7.80 |
| Ocupación | | | | |
| Higher qualification | 116,721 (26.49) | 5.57 | 5.44 | 5.71 |
| Medium qualification | 46,303 (10.51) | 5.85 | 5.64 | 6.07 |
| Lower qualification | 243,755 (55.32) | 6.66 | 6.57 | 6.76 |
| Students | 1,627 (0.37) | 7.01 | 5.77 | 8.25 |
| Out labour force | 4,707 (1.07) | 7.97 | 7.19 | 8.74 |
| Missing | 27,506 (6.24) | 7.41 | 7.10 | 7.72 |

whose results are presented in Table III. First, we modeled the risk of LBW according to maternal socio-economic variables (models 1-3), and separately, risk according to paternal variables (model 4-6), in both cases, controlling for the full set of covariates related to LBW. When introduced alone, maternal education (model 1) shows the strongest gradient on the risk of a LBW baby: 0.78 for uni-

versity educated, and 1.28 for primary education and less when compared with those with secondary studies. For occupation (model 2), students do not seem to differ from the category of medium-qualified jobs but there is a clear advantage for highly-qualified employment (0.90), and a significant disadvantage for low qualification, individuals outside of the labor force and the mis-

TABLE 3. Probability of delivering a LBW child based on parental education and occupation. Odds Ratios (OR) and 95% Confidence Intervals (CI-95%).

| | Model 1 OR [CI-95%] | Model 2 OR [CI-95%] | Model 3 OR [CI-95%] | Model 4 OR [CI-95%] | Model 5 OR [CI-95%] | Model 6 OR [CI-95%] |
|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Mother information | | | | | | |
| Education (ref. Secondary) | | | | | | |
| Primary or less | 1.28*** [1.23, 1.33] | | 1.25*** [1.19, 1.30] | | | |
| Tertiary/University | 0.78*** [0.75, 0.81] | | 0.83*** [0.80, 0.87] | | | |
| Missing | 1.07 [0.99, 1.16] | | 1.07 [0.99, 1.16] | | | |
| Occupation (ref. Medium qualification) | | | | | | |
| Higher qualified | | 0.90*** [0.86, 0.93] | 0.96 [0.92, 1.00] | | | |
| Lower qualification | | 1.16*** [1.12, 1.21] | 1.10*** [1.05, 1.14] | | | |
| Students | | 1.03 [0.92, 1.16] | 1.03 [0.93, 1.17] | | | |
| Out labour force | | 1.26*** [1.21, 1.32] | 1.17*** [1.12, 1.32] | | | |
| Missing | | 1.19*** [1.09, 1.28] | 1.13** [1.04, 1.22] | | | |
| Father information | | | | | | |
| Education (ref. Secondary) | | | | | | |
| Primary or less | | | | 1.23** [1.18, 1.28] | | 1.21*** [1.16, 1.26] |
| Tertiary/University | | | | 0.78*** [0.75, 0.81] | | 0.83*** [0.79, 0.86] |
| Missing | | | | 1.08* [1.01 - 1.15] | | 1.08* [1.01 - 1.15] |
| Occupation (ref. Medium qualification) | | | | | | |
| Higher qualified | | | | | 0.95* [0.90, 0.99] | 0.990 [0.94, 1.05] |
| Lower qualification | | | | | 1.17*** [1.12, 1.23] | 1.10*** [1.04, 1.15] |
| Students | | | | | 1.05 [0.84, 1.31] | 1.04 [0.83, 1.30] |
| Out labour force | | | | | 1.35*** [1.20, 1.54] | 1.25** [1.09, 1.41] |
| Missing | | | | | 1.20*** [1.12, 1.30] | 1.14** [1.05, 1.22] |

Adjusted for: gestational age, marital status, maternal age, birth order, newborn gender and autonomous communities of residence. * p value <0.05; ** p value <0.01; *** p value <0.001; rest not significant

sing category. In fact, the absence of overlap in confidence intervals between out of the labor force and low-qualified occupations suggests that the former group had a significantly larger risk than the other. For fathers,

the relationship between education and occupation and LBW (models 4 and 5) perfectly mirrors that of the mothers.

The absence of any differences for students is probably related to the small number

of cases of mothers or fathers having children while still enrolled in school, as in Spain, normative expectations still dictate that parenthood should come after schooling (Blossfeld and Hunink, 1991; Blossfeld, 1995). Both roles are perceived to be time and effort-consuming and their joint undertaking in the context of a weak welfare system with a tight housing market makes economic independence almost impossible. Accordingly, it is likely that students involved in childbearing co-reside with one of the couple's parents, which would explain the lack of penalty associated to them. In this regard, their own occupation does not reflect their actual material conditions.

For mothers and fathers, the introduction of both indicators (education and occupation) results in very insignificant changes (models 3 and 6). ORs diminish slightly across the two variables. Only the category of high qualifications employment loses significance, as its contribution have probably been already captured by the university-level education required to access most of these positions. This relatively small change suggests that both variables play an important role in the risk of LBW and that this is true for the information of either of the parents. The implication of these results is that education and occupation capture different dimensions of the effect of socioeconomic information on LBW risk. Only the high qualifications employment dimension offers redundant information once higher education has been included. As both variables are required mainly to capture socio-economic status, our results do not support the assumption of interchangeability assumed in practice by the epidemiological approach.

Thus, if they do not mean the same thing, a further step in our analysis is required to understand their respective effect in combination. This may help us to determine whether increased education on its own is associated with lower prevalence of LBW across any occupation attained by individuals, or if there is

a more complex pattern. In Table IV we show the results of the interactions included in two additional models (for mothers and fathers). Model 7 in the upper panel show the 24 possible interactions between education and occupation for mothers without including the father's information in the model. Mothers with secondary education and who are employed in an average qualifications job are used as a reference. Model 8 in the lower panel reveals the same for the fathers.

The structure of the interactions is very similar for both parents. As seen in the previous models, both occupation and education have strong impacts in either improving or worsening the probabilities of a LBW delivery. This is consistent with the literature's hypotheses regarding their differential roles: education capturing an individual's knowledge-related assets, and occupation capturing direct effects of material resources on health and/or social status, allowing for the acquisition of privileges (Galobardes *et al.*, 2007: 26-28).

However, as our mismatch hypothesis predicted, their effect on LBW is not the same: effects tend to follow rows (educational level) more than columns. When the parent has a university-level education, the occupation held does not really matter, as higher education is always associated to lower risk of LBW. Furthermore, when only primary education has been attained, the risk of LBW is higher, even when parents are employed in high-qualified occupations⁴. The same consistency is not clearly seen for the effects of occupations across different educational strata.

The effects of university-level education on the risk of LBW can be easily understood as a function of higher awareness of health

⁴ It is important to note that this result is clearly a manifestation of real risk factors as careful analysis has shown that it is not affected by potential impossible combinations (i.e., illiterate persons working as Company Directors).

TABLE 4. Interactions between education and occupation for each of the parents in the probability of delivering a LBW child. Odds Ratios (OR) and 95% Confidence Intervals (CI-95%).

| | Education/ Occupation | Higher qualification | Medium qualification | Lower qualification | Students | Out labour force | Missing |
|---------------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|
| Model 7 Mother | Tertiary/University | 0.80*** [0.76, 0.84] | 0.86*** [0.81, 0.82] | 0.96 [0.87, 1.16] | 0.89 [0.67, 1.17] | 1.03 [0.93, 1.15] | 0.82* [0.69, 0.98] |
| | Secondary | 0.99 [0.92, 1.06] | (REF) [1.05, 1.16] | 1.10 [0.90, 1.23] | 1.05 [1.12, 1.26] | 1.19*** [1.07, 1.35] | 1.20** |
| | Primary or less | 1.50*** [1.25, 1.79] | 1.31** [1.10, 1.54] | 1.37*** [1.27, 1.47] | 1.33* [1.07, 1.66] | 1.44*** [1.35, 1.54] | 1.52*** [1.30, 1.77] |
| | Missing | 1.10*** [0.90, 1.34] | 1.040 [0.84, 1.28] | 1.19* [1.03, 1.39] | 1.00 [0.58, 1.73] | 1.31*** [1.13, 1.52] | 1.16 [0.97, 1.39] |
| Model 8 Father | Tertiary/University | 0.87*** [0.87, 0.93] | 0.91 [0.83, 1.01] | 0.88* [0.79, 0.98] | 1.00 [0.57, 1.54] | 0.92 [0.54, 1.55] | 0.82* [0.68, 0.99] |
| | Secondary | 1.03 [0.96, 1.11] | (REF) | 1.16*** [1.09, 1.23] | 1.06 [0.79, 1.44] | 1.33** [1.11, 1.59] | 1.18** [1.07, 1.31] |
| | Primary or less | 1.41*** [1.22, 1.63] | 1.50*** [1.24, 1.80] | 1.37*** [1.28, 1.46] | 1.37 [0.90, 2.08] | 1.57*** [1.30, 1.90] | 1.48*** [1.29, 1.70] |
| | Missing | 1.02 [0.90, 1.16] | 1.12 [0.93, 1.36] | 1.28*** [1.14, 1.43] | 0.86 [0.26, 2.84] | 1.43 [0.83, 2.48] | 1.33*** [1.19, 1.49] |

Adjusted for: gestational age, marital status, maternal age, birth order, newborn gender and autonomous community of residence. * p value <0.05 ; ** p value <0.01 ; *** p value <0.001 ; rest not significant

issues and an increased willingness to act on them thanks to increased education (Caldwell, 1979; Cleland, 1988), both of which are directly linked to protective lifestyles such as, for instance, not smoking (Cnattingius, 1992; Moussa et al., 2009). The penalty associated with primary-level education in combination with highly-qualified employment shows that, of the two, education is clearly the variable which drives the probability of an adverse outcome. Moreover, these results suggest that the contribution of education to health outcomes does not necessarily have to work through the occupation/social status/social class attained. It seems that acquiring a high qualifications employment position only offers better health outcomes for those having a secondary education, which would already be associated with better health. In this regard, further analysis is re-

quired in order to understand why this particular unbalanced combination is responsible for such adverse health outcomes.

In summary, our results confirm the expected negative gradient reported in the literature, showing clear inequalities in health. And this has been found to be true for both parents. Both education and occupation predict LBW, but they are not interchangeable as they are both needed in the model, although they show the same gradient. This result highlights the idea that the one-dimensionality approach omits an important part of the variance without explanation and, moreover, suggests that the mechanisms through which the different variables are associated to LBW do not follow the same pathway. These conclusions are further supported by the interactions, which show that education plays a different role from occupation.

Do fathers matter?

If more than one measure of the socio-economic status of a parent is clearly needed to explain the risk of LBW, then it is indeed relevant to assess the importance of both parents. As maternal information has been systematically used in the literature, a second aim of this study is to assess the effects of the father's socioeconomic information. So far, paternal variables seem to have a relationship similar to maternal ones (at least, in quantitative terms), but we still do not know the net effect of these variables when the mother's information is included in the models.

In order to explore this second aim, we conducted three models to test whether both maternal and paternal education (model 9), occupation (model 10), and both together (model 11) have exactly the same effect on LBW risk (Table V). Our results show that when the educational levels of the two parents are included in the fully adjusted model (model 9), the two variables remain significant and the effect is in the same direction as when only one of them is present. However, estimates for the fathers decrease more than for the mothers. Along the same lines, model 10 shows that, when including both occupations, estimates for all OR decrease similarly but more significantly for the father, for whom highly-qualified employment loses significance. These results suggest that the father's information contributes almost independently to the explanation of LBW differences since both the variables (education in model 9 and occupation in model 10) remain largely statistically significant when the mother's variables are included in the model.

It is interesting however to notice that when all dimensions are included (model 11), maternal high qualifications employment also loses significance (as we saw when including only maternal information). The differences between high and average qualifications employment disappear, but

the penalties associated to low qualifications and situations outside of the labor market remain strong and significant. These results show that both maternal and paternal socioeconomic information seems to play a similar role in determining the newborn's health and are needed to study the risk of LBW.

These results are in line with previous literature that has found that non-manual or non-professional jobs are associated with higher LBW risk (Rodríguez *et al.*, 1995; Ronda *et al.*, 2009; Castro, 2010). Our results present the same results with an increased degree of certainty, since all possible dimensions (with available data) are meticulously accounted for. Thus, our results contribute to an important implication: we do in fact need complete paternal and maternal socioeconomic information (occupation and education) in order to account for an infant's health, as neither of these is able to capture the effect of the other on its own. In a wider perspective, this finding clearly puts into question sociology's defense of "the traditional view" that supports the paternal occupation as being the cornerstone of the different measures of social stratification of the family, and serves even to represent that of the mother's (Goldthorpe, 1983).

The fact that the maternal occupation has a similar effect as the paternal one is somewhat unexpected, since we had hypothesized that women's difficulties in combining their professional and family careers could somehow make their occupation affect LBW negatively. This result is consistent with some previous studies that revealed similar figures, although they were not discussed in depth (Ronda *et al.*, 2009; Castro, 2010). This interesting finding suggests that the mother's occupation not only contributes to the child's health by ensuring access to different levels of prestige, privileges, and skills (Kunst and Mackenbach, 2000). Occupation might contribute to guaranteeing access to material sources, as has been suggested for the

TABLE 5. Probability of delivering a LBW child based on parental education and occupation combined. Odds Ratios (OR) and 95% Confidence Intervals (CI-95%). Odds Ratios Coefficients (OR) and 95% Confidence Intervals (CI-95%).

| | Model 9 OR [CI-95%] | Model 10 OR [CI-95%] | Model 11 OR [CI-95%] |
|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Mother information | | | |
| Education (ref. Secondary) | | | |
| Primary or less | 1.21*** [1.15, 1.26] | | 1.18*** [1.13, 1.24] |
| Tertiary/University | 0.83*** [0.80, 0.86] | | 0.88*** [0.85, 0.92] |
| Missing | 1.030 [0.95, 1.12] | | 1.030 [0.94, 1.12] |
| Occupation (ref. Medium qualification) | | | |
| Higher qualification | | 0.92*** [0.88, 0.96] | 0.97 [0.93, 1.01] |
| Lower qualification | | 1.12*** [1.08, 1.17] | 1.07** [1.03, 1.12] |
| Students | | 1.02 [0.91, 1.15] | 1.03 [0.91, 1.16] |
| Out labour force | | 1.22*** [1.17, 1.28] | 1.14*** [1.09, 1.19] |
| Missing | | 1.13** [1.04, 1.23] | 1.09 [1.00, 1.18] |
| Father information | | | |
| Education (ref. Secondary) | | | |
| Primary or less | 1.13*** [1.08, 1.18] | | 1.11*** [1.06, 1.16] |
| Tertiary/University | 0.86*** [0.82, 0.89] | | 0.89*** [0.85, 0.93] |
| Missing | 1.08* [1.01, 1.15] | | 1.08* [1.01, 1.16] |
| Occupation (ref. Medium qualification) | | | |
| Higher qualification | | 0.980 [0.93, 1.14] | 1.01 [0.96, 1.07] |
| Lower qualification | | 1.13*** [1.07, 1.18] | 1.06* [1.01, 1.12] |
| Students | | 1.06 [0.85, 1.33] | 1.05 [0.84, 1.31] |
| Out labour force | | 1.27*** [1.12, 1.44] | 1.18* [1.04, 1.34] |
| Missing | | 1.16** [1.08, 1.25] | 1.10* [1.02, 1.18] |

Adjusted for: gestational age, marital status, maternal age, birth order, newborn gender and autonomous community of residence. * *p* value <0.05; ** *p* value <0.01; *** *p* value <0.001; rest not significant

TABLE 6. Probability of delivering a LBW child based on education of mother and father. (Only interactions shown). Odds Ratios (OR) and 95% Confidence Intervals (CI-95%).

| Education | Father | | | | |
|-----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|
| | Primary or less | Secondary | Tertiary/ University | Missing | |
| Primary or less | 1.30*** [1.24, 1.37] | 1.21*** [1.14, 1.30] | 0.80 [0.59, 1.07] | 1.39 [1.233, 1.576] | |
| Model 12 | | | | | |
| Mother | Secondary | 1.18*** [1.12, 1.25] | (REF) [0.77, 0.88] | 0.83*** [0.96, 1.16] | 1.06 |
| | Tertiary/ University | 0.81* [0.67, 0.96] | 0.86*** [0.81, 0.90] | 0.77*** [0.74, 0.82] | 0.87* [0.78, 0.98] |
| | Missing | 1.02 [0.83, 1.25] | 1.12 [1.01, 1.24] | 0.86 [0.62, 1.20] | 1.12* [1.01, 1.24] |

Adjusted for: gestational age, marital status, maternal age, birth order, newborn gender and autonomous community of residence. * *p* value <0.05; ** *p* value <0.01; *** *p* value <0.001; rest not significant.

father's occupation (Blumenshine, 2011), and also by involving risk factors associated with specific types of employment (such as stress, physical effort, exposure to harmful agents, etc.). Along these lines, one study conducted in sixteen European countries demonstrated that the risk of preterm birth (a measure closely associated to LBW) was much higher for pregnant women employed as manual workers or working long hours, standing for long periods of time, and reporting job dissatisfaction (Saurel-Cubizolles et al., 2004). As we showed in the preliminary analyses in Table I, the disaggregated occupations for mothers clearly reflects this gradient across the occupational spectrum. These results hold true when including a full set of controls (not shown for simplicity purposes), showing an even steeper gradient than in the 1996–2000 period, as shown by Ronda et al. (2009).

It seems likely that the classification that we used captures a relatively stable measure of occupation for all individuals that is probably not detailed enough to capture our hypothesized process. It is likely that women who

are temporarily out of the labor force but who do not consider themselves as permanent homemakers, or those employed in temporary and/or part-time jobs below their qualification to allow time for child rearing, would give information related to their more stable occupation and not to their current employment situation, thus, solving part of the problems of the hypothesized sex-specific mismatch.

Despite the importance of the role of the mother's information, paternal information appears to also be very important, since education and occupation remain statistically significant, and working in the same direction for both parents. Accordingly, the combination has been further investigated in two additional models. The importance of both parents' education is unquestionable, but it is important to further investigate the contribution of this combined information. While there is a clear educational homogamy among couples, confirming previous research (Esteve and Cortina, 2006), with more than 50% of the cases in any educational category comprised of educationally homoge-

nous couples⁵, this phenomenon does not make one of the variables redundant, and it is likely that the impact of each parental variable has different mediating factors.

Table VI shows the interactions between both paternal and maternal education in a fully adjusted model (model 12). As the results tend to be more significant across rows than across columns, it seems that the mother's education is the main driver of improved reproductive outcomes, while the father's education is only associated with improvements when the mother has already reached the secondary-level education. As previously mentioned, this fully agrees with epidemiologists' support of maternal education as the best predictor of LBW (Kramer, 2000). The particular mechanisms through which maternal education translates into better reproductive outcomes are hard to track, but some studies suggest that maternal education is linked to LBW due to the knowledge-related assets and efficacy skills that are acquired with education (Lynch and Kaplan, 2000; Cutler and Lleras-Muney, 2010): access to information and readiness to act on that information conditions the adoption of acknowledged risk factors, such as smoking, healthy lifestyles reflected in pre-pregnancy BMI, antenatal and pregnancy care, etc. (Jansen et al., 2009). Unfortunately, our data does not allow us to explore the possible mechanisms through which education translates into better reproductive outcomes because vital statistics in Spain do not collect such information. However, studies carried out in the Spanish context, but with other sources, support the existence of a socioeconomic gradient in the indicators of pre-natal care and smoking (Torrent et al., 2004; Cano-Serral et al. 2006; Salvador et

al., 2007), which probably accounts for part of the educational health gradient. These risk factors are not confounders, but are clearly mediating factors in the pathway from education to birth outcomes (Kramer, 2000: 197), so their absence from our study does not really affect our results.

The positive effect of father's education on LBW suggests that it also deserves to be considered as a protective factor. However, the fact that it remains statistically significant after the inclusion of the mother's education (model 11) suggests that its effect on birth weight does not operate through the same exact pathway. Therefore, paternal education may contribute through psychological support (Parker and Schoendorf, 1992; Blumenshine, 2011).

Finally, Table VII shows model 13 with interactions between maternal and paternal occupation in a fully adjusted model that also includes education. Again, the effect of maternal occupation seems to dominate slightly, as there is more consistency of effects across rows. Maternal low qualifications occupations and inactivity were much stronger predictors of LBW risk than paternal ones, as they increased the risk when combined with any other paternal occupation. The mechanisms discussed in the literature for these strong effects have been related to the physical burdens implied in low qualifications employment positions in the service and industrial sectors, and in home chores, as well as the psychological stress implied by homemaking, which receives little or no emotional rewards to buffer stress (Ronda et al., 2009; Saurel-Cubizolles et al., 2004; Rodríguez et al., 1995).

In summary, our results demonstrate that maternal socioeconomic information is crucial when studying socioeconomic inequalities in LBW, but they also highlight the importance of paternal information, since there is a complementarity between maternal and the paternal education and occupations, which is probably mediated by different types of influences.

⁵ For the combinations high and low employment, the homogamy is also important, but there are more instances of unbalanced matches: unemployed and missing with low and, particularly, women in high employment with men in low employment.

TABLE 7. Probability of delivering a LBW child based on occupation of mother and father. (Only interactions shown) Odds Ratios (OR) and 95% Confidence Intervals (CI-95%).

| | | Father | | | | | |
|-----------------|----------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|
| | | Higher qualification | Medium qualification | Lower qualification | Students | Out or labour force | Missing |
| Model 13 | Higher qualification | 0.99 [0.91, 1.07] | 1.02 [0.91, 1.15] | 1.10* [1.01, 1.20] | 0.79 [0.39, 1.61] | 1.34 [0.89, 2.00] | 0.95 [0.81, 1.12] |
| | Medium qualification | 1.07 [0.98, 1.17] | (REF) [0.99, 1.17] | 1.07 [0.64, 2.40] | 1.24 [0.59, 1.39] | 0.91 [1.08, 1.44] | 1.25** |
| Mother | Lower qualification | 1.12* [1.01, 1.24] | 1.14* [1.01, 1.28] | 1.16*** [1.07, 1.25] | 0.94 [0.51, 1.71] | 1.31* [1.02, 1.68] | 1.32*** [1.16, 1.51] |
| | Students | 1.08 [0.80, 1.46] | 0.66 [0.43, 1.03] | 1.14 [0.97, 1.35] | 1.37 [0.98, 1.92] | 1.09 [0.39, 3.05] | 1.17 [0.84, 1.62] |
| | Out of labour force | 1.17** [1.05, 1.30] | 1.20** [1.05, 1.36] | 1.25*** [1.16, 1.36] | 0.85 [0.50, 1.44] | 1.41*** [1.18, 1.68] | 1.21** [1.06, 1.39] |
| | Missing | 1.25 [1.01, 1.55] | 1.07 [0.76, 1.53] | 1.17 [1.01, 1.35] | 2.26 [0.78, 6.53] | 1.33 [0.62, 2.84] | 1.20** [1.06, 1.36] |

Adjusted for: gestational age, marital status, maternal age, birth order, newborn gender and autonomous community of residence. * *p* value <0.05; ** *p* value <0.01; *** *p* value <0.001; rest not significant.

CONCLUSIONS

We have empirically examined the two most important criticisms stemming from sociology of the epidemiological practice of “control for socioeconomic variables” when studying socioeconomic inequalities in health. First, we have tested the assumption of interchangeability in the use of occupation, education, and income, which have traditionally supported the one-dimensionality approach to capturing socioeconomic status. Second, we have assessed the common practice of using exclusively maternal socioeconomic variables under the implicit assumption that any reproductive measure is, after all, a maternal outcome. In doing so, we have focused on the risk of LBW, a well-known indicator of maternal and infant health, which is currently one of the major concerns in epidemiology and public health, both in developing and developed countries.

Our results indicate that both occupation and education are negatively associated to the risk of LBW. Thus, both lower education and a vulnerable position in the labour market increase the risk of LBW, confirming the existence of socioeconomic inequalities in health. However, both measures have an individual effect on LBW, which is a clear indication to reject the assumption of interchangeability. Moreover, of the two, education is the variable found to have the strongest effect on LBW.

These findings are consistent for mothers and fathers studied separately, underlining the fact that fathers do in fact matter when it comes to the study of reproductive health. When studying the contribution of both parents together, we found that both education and occupation are important for the two partners, although when included in full models with interactions, maternal information seems to

be of greater importance, both in education and occupation. This result, contrary to what traditional sociology would posit, suggests that the effect of the paternal information does not capture the maternal variables. There is, therefore, strong evidence that suggests the need to revise the "conventional perspective" in sociology that defends the importance of paternal over maternal information when it comes to the definition of a family's socioeconomic position.

The fact that education remains significant when including the other member of the couple implies that both parents' educational levels might be operating, although through different mechanisms. Logically, this suggests that the theoretical meaning of the variables might be different.

Several limitations of this study should be noted. We have used vital registration data, which is reported by parents at the moment of birth registration at the Civil Registry. This data may be affected by reliability issues. Regarding medical information, an earlier validation analysis comparing this data source with hospital records reveals a high level of agreement, although there are differences found in the information on birth weight and gestational age. However, we do not know much about the quality of the other variables, including the socioeconomic information. In fact, the large amount of missing data in the occupation category found for two cases, Madrid and Catalonia, in comparison to the rest of Autonomous Communities makes us suspect that data quality depends heavily on the Community in question. This situation forced us to perform a sensitivity analysis excluding those communities, but the exclusion only accounted for the bias created by the missing data, saying nothing about data reliability. However, there was no better data available in Spain with such universal coverage to allow us to replicate the study.

In conclusion, this study has contributed to epidemiological research by empirically

demonstrating the practical implications of the generally used assumptions, and to sociological research by stressing the importance of maternal education level over occupation, and the contribution of paternal socioeconomic information, at least in regards to the study of LBW.

REFERENCES

- Alexander, Greg R.; Michael Kogan and John H. Himes (1999). "1994-1996 U.S. Singleton Birth Weight Percentiles for Gestational Age by Race, Hispanic Origin, and Gender". *Maternal and Child Health Journal*, 3(4): 225-232.
- Baizán, Pau (2006). "El efecto del empleo, el paro y los contratos temporales en la baja fecundidad española de los años 1990". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 115(06): 223-253.
- Barker, David J. (1995). "Intrauterine Programming of Adult Disease". *Molecular Medicine Today*, 1(9): 418-424.
- Blossfeld, Hans P. (1995). *The Role of Women. Family Formation in Modern Societies*. Boulder (CO): Westview Press.
- Blossfeld, Hans P. and Johannes Hunink (1991). "Human Capital Investments or Norms of Role Transitions? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation". *American Journal of Sociology*, 97(1): 143-168.
- Blumenshine, Philip M. (2011). "Father's Education: An Independent Marker of Risk for Preterm Birth". *Maternal and Child Health Journal*, 15(1): 60-67.
- Breslau, Naomi; Eric O. Johnson and Victoria C. Lucia (2001). "Academic Achievement of Low Birthweight Children at Age 11: The Role of Cognitive Abilities at School Entry". *Journal of Abnormal Child Psychology*, 29(4): 273-279.
- Caldwell, John C. (1979). "Education As a Factor in Mortality Decline. An Examination of Nigerian Data". *Population Studies*, 33(3): 395-413.
- Calling, Susana *et al.* (2011). "Socioeconomic Inequalities and Infant Mortality of 46 470 Preterm Infants Born in Sweden between 1992 and 2006". *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 25(4): 357-360.

- Cano-Serral, Gemma *et al.* (2006). "Desigualdades socioeconómicas relacionadas con el cuidado y el control del embarazo". *Gaceta Sanitaria*, 20(1): 25-30.
- Castro, Teresa (2010). "Single Motherhood and Low Birthweight in Spain: Narrowing Social Inequalities in Health?". *Demographic Research*, 22(27): 863-890.
- Cleland, John and Jeroen K. van Ginneken (1988). "Maternal Education and Child Survival in Developing Countries: The Search for Pathways of Influence". *Social Science and Medicine*, 27(12): 1357-1368.
- Cnattingius, Sven; Gunilla Lindmark and Olav Meirik (1992). "Who Continues to Smoke while Pregnant?". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 46(3): 218-221.
- Cordero, Julia (2009). "El espaciamento de los nacimientos: una estrategia para conciliar trabajo y familia en España". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 128: 11-13.
- Cutler, David M. and Adriana Lleras-Muney (2010). "Understanding Differences in Health Behaviors by Education". *Journal of Health Economics*, 29(1): 1-28.
- Dubois, Lise and Girard Manion (2006). "Determinants of Birthweight Inequalities: Population-based Study". *Pediatrics International*, 48(5): 470-478.
- Duncan, Greg J. *et al.* (2002). "Optimal Indicators of Socioeconomic Status for Health Research". *American Journal of Public Health*, 92(7): 1150-1157.
- Esteve, Albert and Clara Cortina (2006). "Changes in Educational Assortative Matching in Contemporary Spain". *Demographic Research*, 14(17): 405-428.
- Fraser, Alison M.; John E. Brockert and R.H. Ward (1995). "Association of Young Maternal Age with Adverse Reproductive Outcomes". *The New England Journal of Medicine*, 332(17): 1113-1118.
- Galobardes, Bruna; John Lynch and George Davey-Smith (2007). "Measuring Socioeconomic Position in Health Research". *British Medical Bulletin*, 81 y 82: 21-37.
- Geyer, Siegfried *et al.* (2006). "Education, Income, and Occupational Class Cannot Be Used Interchangeably in Social Epidemiology. Empirical Evidence against a Common Practice". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60: 804-810.
- Gillman, Matthew W. (2004). "A Life Course Approach to Obesity". In: D. Kuh y Y. Ben Shlomo (eds). *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.
- Goldthorpe, John (1983). "Women and Class Analysis: In Defense of the Conventional View". *Sociology*, 17(4): 465-488.
- (1987). *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon.
- (2012). "Back to Class and Status: Or Why a Sociological View of Social Inequality Should Be Reasserted". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 137: 43-58.
- Goodin, Robert E. *et al.* (2000). *The Real Words of Welfare Capitalism*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Jansen, Pauline W. *et al.* (2009). "Explaining Educational Inequalities in Birthweight: The Generation R Study". *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 23: 216-228.
- Juárez, Sol (2011). *Qué es lo que importa del peso al nacer: la paradoja epidemiológica en la población inmigrada de la Comunidad de Madrid* [tesis doctoral]. Madrid: Universidad Complutense de Madrid (on-line), <http://eprints.ucm.es/13878/>, last access 3 de abril de 2012.
- *et al.* (2012). "The Quality of Vital Statistics for Studying Perinatal Health: The Spanish Case". *Paediatrics and Perinatal Epidemiology*, 26(4): 310-315.
- Klebanoff, Mark A. (2008). "Paternal and Maternal Birthweights and the Risk of Infant Preterm Birth". *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 198(1): 58.e1-58.e3.
- Kramer, Michael S. (1987). "Determinants of Low Birth Weight: Methodological Assessment and Meta Analysis". *Bulletin World Health Organization*, 65(5): 663-737.
- *et al.* (2000). "Socio-economic Disparities in Pregnancy Outcome: Why Do the Poor Fare so Poorly?". *Paediatrics and Perinatal Epidemiology*, 14: 194-210.
- Kuh, Diana and Yoav Ben-Shlomo (2004). *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.
- Kunst, Anton and John Mackenbach (2000). *Measuring Socioeconomic Inequalities in Health*. Copenhagen: World Health Organization.

- Leon, David A. *et al.* (1998). "Reduced Fetal Growth Rate and Increased Risk Death from Ischaemic Heart Disease: Cohort Study of 15000 Swedish Men and Women Born 1915-29". *British Medical Journal*, 317: 241-245.
- Lynch, John W. *et al.* (2000). "Income Inequality and Mortality: Importance to Health of Individual Income, Psychosocial Environment, or Material Conditions". *British Medical Journal*, 320(29): 1200-1204.
- and G. Kaplan (2000). "Socioeconomic Position". En: L. F. Berkman and I. Kawachi (eds.), *Social Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.
- Marcu, Silvia (2008). "Desajustes entre la formación y empleo de los inmigrantes". En: Vicente Rodríguez Rodríguez (ed.), *Inmigración, Formación y Empleo en la Comunidad de Madrid*. Madrid: Consejo Económico y Social.
- Marmot, Michael and Richard G. Wilkinson (2001). "Psychosocial and Material Pathways in the Relation between Income and Health: A Response to Lynch *et al.*". *British Medical Journal*, 19 (322): 1233-1236.
- Martikainen, Pekka (1995). "Socioeconomic Mortality Differentials in Men and Women According to Own and Spouse's Characteristics in Finland". *Sociology of Health and Illness*, 17: 353-375.
- Martín-García, Teresa (2008). "A Reassessment of the Role of Women's Education in Existing Fertility Research". *Genus*, LXIV (1-2): 131-157.
- Melve, Kari K. and Rolv Skjaerven (2003). "Birthweight and Perinatal Mortality: Paradoxes, Social Class, and Sibling Dependencies". *International Journal of Epidemiology*, 32(4): 625-632.
- Meyer, John D. *et al.* (2008). "Maternal Occupation and Risk for Low Birth Weight Delivery: Assessment Using State Birth Registry Data". *Journal of Occupational & Environmental Medicine*, 50(3): 306-315.
- Miletic, Tomislav *et al.* (2007). "Effect of Parental Anthropometric Parameters on Neonatal Birth Weight and Birth Length". *Collegium Antropologicum*, 31(4): 993-997.
- Milham, Samuel and Erik M. Ossiander (2008). "Low Proportion of Male Births and Low Birth Weight of Sons of Flour Mill Worker Fathers". *American Journal of Individual Medicine*, 51(2): 157-158.
- Mjøen, Geir *et al.* (2006). "Paternal Occupational Exposure to Radiofrequency Electromagnetic Fields and Risk of Adverse Pregnancy Outcome". *European Journal of Epidemiology*, 21 (7): 529-535.
- Moreno Mínguez, Almudena (2008). "El reducido empleo femenino en los estados del bienestar del sur de Europa. Un análisis comparado". *Revista Internacional de Sociología*, LXVI (50): 129-162.
- Mortensen, Laust H. *et al.* (2009). "The Social Gradient in Birthweight at Term: Quantification of the Mediating Role of Maternal Smoking and Body Mass Index". *Human Reproduction*, 24 (10): 2629-2635.
- Moussa, Kontie *et al.* (2009). "Socioeconomic Differences in Smoking Trends among Pregnant Women at First Antenatal Visit in Sweden 1982-2001: Increasing Importance of Educational Level for the Total Burden of Smoking". *Tobacco Control*, 18(2): 92-97.
- Muffels, Ruud *et al.* (2002). "Labour Market Transitions and Employment Regimes: Evidence on the Flexibility-Security Nexus in Transitional Labour Markets". *WZB Discussion Papers*, 02-204:1-25.
- Odibo, Anthony *et al.* (2006). "Advanced Maternal Age is an Independent Risk Factor for Intrauterine Growth Restriction". *American Journal of Perinatology*, 23(5): 325-328.
- Øvrum, Arnstein (2011). "Socioeconomic Status and Lifestyle Choices: Evidence from Latent Class Analysis". *Health Economics*, 20: 971-984.
- Pampel, Fred C.; Patrick M. Krueger y Justin T. Denney (2010). "Socioeconomic Disparities in Health Behaviors". *Annual Review of Sociology*, 36: 349-370.
- Parker, Jennifer and Kenneth C. Schoendorf (1992). "Influence of Paternal Characteristics on the Risk of Low Birth Weight". *American Journal of Epidemiology*, 136(4): 399-407.
- Regidor, Enrique (2001). "La clasificación de clase social de Goldthorpe: marco de referencia para la propuesta de medición de la clase social del grupo de trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología". *Revista Española de Salud Pública*, 75(1): 13-22.
- Risner, Kari *et al.* (2011). "Birthweight and Mortality in Adulthood: A Systematic Review and Meta-analysis". *International Journal of Epidemiology*, 40(3): 647-661.

- Rodríguez, Carmen; Enrique Regidor and José L. Gutiérrez-Fisac (1995). "Low Birth Weight in Spain Associated with Socio-demographic Factors". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 49(1): 38-42.
- Ronda, Elena *et al.* (2009). "Ocupación materna, duración de la gestación y bajo peso al nacimiento". *Gaceta Sanitaria*, 23(3): 179-185.
- Ross, Catherine E. and John Mirowsky (1999). "Refining the Association between Education and Health: The Effects of Quantity, Credential, and Selectivity". *Demography*, 199: 445-460.
- Rundle, Donna *et al.* (1996). "Maternal Country of Origin and Infant Birthplace: Implications for Birth-weight". *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 36(4): 430-434.
- Salvador, Joaquín *et al.* (2007). "Evolución de las desigualdades según la clase social en el control del embarazo en Barcelona (1994-97 frente a 2000-03)". *Gaceta Sanitaria*, 21(5): 378-383.
- Saurel-Cubizolles, Marie J. *et al.* (2004). "Employment, Working Conditions, and Preterm Birth: Results from the Europop Case-control Survey". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 58(5): 395-401.
- Serracant Melendres, Pau (2005). "La nueva economía y la sobrequalificación entre los jóvenes catalanes. Principales resultados de un nuevo sistema de indicadores". *Cuaderno de Relaciones Laborales*, 24(1): 199-229.
- Shah, Prakesh and Knowledge Synthesis Group on Determinants of LBW/PT Births. (2010). "Parity and Low Birth Weight and Preterm Birth: A Systematic Review and Meta-analyses". *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 89(7): 862-875.
- *et al.* (2011). "Maternal Marital Status and Birth Outcomes: A Systematic Review and Meta-analyses". *Maternal and Child Health Journal*, 15(7): 1097-1109.
- Shiono, Patricia H. *et al.* (1997). "Ethnic Differences in Birthweight: The Role of Lifestyle and Other Factors". *American Journal of Public Health*, 87(5).
- Speciale, Ana M. and Regidor Enrique (2011). "Understanding the Universality of the Immigrant Health Paradox: The Spanish Perspective". *Journal of Immigrants and Minority Health*, 13(3): 518-525.
- Staff, Jeremy and Jeylan T. Mortimer (2011). "Explaining the Motherhood Wage Penalty during the Early Occupational Career". *Demography*, 48: 1-21.
- Swamy, Geeta K. *et al.* (2012). "Maternal Age, Birth Order, and Race: Differential Effects on Birthweight". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66(2): 136-142.
- Tijdens, Kea G. (2002). "Gender Roles and Labour Use of Strategies: Women's Part-time Work in the European Union". *Feminist Economics*, 8(1): 71-99.
- Tong, Shilu P.; Peter Baghurs and Anthony McMichael (2006). "Birthweight and Cognitive Development during Childhood". *Journal of Paediatrics and Child Health*, 42(3): 98-103.
- Torrent, Matias *et al.* (2004). "Smoking Cessation and Associated Factors during Pregnancy". *Gaceta Sanitaria*, 18(3): 184-189.
- Torssander, Jenny and Robert Eriksson (2010). "Stratification and Mortality: A Comparison of Education, Class, Status and Income". *European Sociological Review*, 26(4): 465-474.
- United Nations Children's Fund and World Health Organization (2004). *Low Birthweight: Country, Regional and Global Estimates*. New York: UNICEF.
- Villalbí, Joan R. *et al.* (2007). "Maternal Smoking, Social Class and Outcomes of Pregnancy". *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 21: 441-447.
- Wardle, Jane and Andrew Steptoe (2003). "Socioeconomic Differences in Attitudes and Beliefs about Healthy Lifestyles". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57(6): 440-443.
- Wilcox, Allen and Ian Russell (1983). "Birthweight and Perinatal Mortality: On Weight Specific Mortality". *International Journal of Epidemiology*, 12(3): 319-325.
- and Rolv Skjoerven (1992). "Birth Weight and Perinatal Mortality: The Effect of Gestational Age". *American Journal of Public Health*, 82(3): 378-382.
- Wilkinson, Richard G. and Kate E. Pickett (2006). "Income Inequality and Population Health: A Re-

view and Explanation of the Evidence". *Social Science and Medicine*, 62: 1768-1784.

Wright, Eric O. (1997). *Class Counts: Comparative Studies in Class Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.

Xue, Fei *et al.* (2008). "Parental Characteristics as Predictors of Birthweight". *Human Reproduction*, 23(1): 168-177.

Zhu, Jin L. *et al.* (2005). "Paternal Age and Preterm Birth". *Epidemiology*, 16(2): 259-262.

RECEPTION: July 19, 2012

REVIEW: January 23, 2013

ACCEPTANCE: May 8, 2013

Diferencias socioeconómicas en el bajo peso al nacer: revisitando enfoques epidemiológicos

Socioeconomic Differences in Low Birth Weight: Revisiting Epidemiological Approaches

Sol Juárez y Bárbara A. Revuelta Eugercios

Palabras clave

- Peso al nacer
- Salud reproductiva
 - Estatus socioeconómico
 - Ocupación
 - Educación

Key words

- Birth Weight
- Reproductive Health
 - Socioeconomic Status
 - Occupation
 - Education

Resumen

El enfoque epidemiológico aplicado al estudio de las desigualdades sociales en salud se caracteriza por una aproximación unidimensional a la realidad social, utilizando indistintamente la información sobre ingresos, ocupación y educación para identificar las diferencias sociales. Este trabajo cuestiona dicha asunción; analiza el impacto de la educación y la ocupación de los padres en la salud de sus hijos, utilizando el indicador del bajo peso al nacer. Demostramos que la ocupación y la educación, aunque relacionadas, no deben ser utilizadas de manera intercambiable. Asimismo, este trabajo cuestiona el enfoque tradicional de la epidemiología, que considera exclusivamente la información materna en el estudio de la salud perinatal. Comprobamos que, aunque influya ligeramente más la información socioeconómica de la madre, ambos padres tienen un papel fundamental en el peso al nacer de sus hijos.

Abstract

Epidemiological perspectives applied to the study of socioeconomic inequalities in health are characterized by a one-dimensional approach to social differences, as income, occupation, and education are used as interchangeable variables to capture social inequalities. This paper calls into question this assumption by exploring the impact of parent's education and occupation on their newborns' health status, using the low birth weight indicator. We show that occupation and education, although related, should not be used as interchangeable. This study also challenges the traditional perspective in epidemiology of studying perinatal outcomes focusing exclusively on mother's information, as it shows that, despite the slightly higher influence of the mother's socioeconomic information, both parents have a key role on their newborn's birthweight.

Cómo citar

Juárez, Sol y Bárbara A. Revuelta Eugercios (2013). «Diferencias socioeconómicas en el bajo peso al nacer: revisitando enfoques epidemiológicos». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 144: 73-96.
(<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.144.73>)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es> y <http://reis.metapress.com>

Sol Juárez: Lund University (Suecia) | sol.juarez@ekh.lu.se

Bárbara A. Revuelta Eugercios: Lund University (Suecia) | barbara.revuelta@ekh.lu.se

INTRODUCCIÓN¹

Las diferencias en el estado de salud basadas en factores socio-económicos constituyen un problema de salud pública cuyo estudio han abordado muchos trabajos de investigación. Mientras los epidemiólogos se han concentrado en definir correctamente las medidas de salud, relativamente menos esfuerzo se ha dirigido hacia el instrumento utilizado para identificar las desigualdades sociales. La práctica habitual para medir el estatus socio-económico ha sido, y todavía es, la utilización indistinta de la información de educación, ocupación y renta, a pesar de las duras críticas que se han formulado desde la sociología hacia esta práctica. Las razones que justifican la aproximación epidemiológica descansan, por un lado, en la escasez de fuentes con el nivel de detalle que requieren las propuestas sociológicas y, por otro lado, en el hecho de que las clasificaciones compuestas de diferentes variables no responden a los intereses epidemiológicos, más orientados a la identificación de poblaciones y factores de riesgo sobre los que llevar a cabo intervenciones específicas.

Esta simplificación es particularmente cuestionable cuando se estudian desigualdades en salud en general, y en salud reproductiva de forma particular. Los supuestos de unidimensionalidad (el uso de una única variable socio-económica) e intercambiabilidad (la asociación del mismo significado a todas las variables socio-económicas) inherentes a la aproximación epidemiológica resultan particularmente problemáticas para poblaciones en edades reproductivas, dado que las variables utilizadas para definir el estatus socio-económico muestran más probablemente un desajuste entre sí. Además, cuando se estudia la salud reproductiva, los

epidemiólogos tienden a utilizar exclusivamente variables de las madres, obviando la importancia de las variables familiares, que son la piedra fundacional de las aproximaciones sociológicas.

Este artículo contribuye al debate actual mediante la comprobación empírica de algunas de las críticas de la sociología al análisis de las desigualdades en salud evaluando un resultado perinatal específico: el bajo peso al nacer (BPN). En primer lugar, estudiaremos hasta qué punto una aproximación unidimensional al estudio de la condición socio-económica que, además, utiliza indistintamente las diferentes variables disponibles, puede afectar al análisis de las diferencias sociales en salud. Para ello, valoraremos el impacto relativo de la información más habitualmente utilizada (ocupación y educación). En segundo lugar, introduciremos la información del padre, evaluando las diferencias en la probabilidad de dar a luz un niño de bajo peso al nacer de acuerdo con la información paterna o materna y estudiando si la aportación es redundante o complementaria.

ESTADO DE LA CUESTIÓN

Problemas para medir diferencias socio-económicas en salud

La preocupación de la salud pública por la existencia de diferencias en salud en función del estatus socio-económico ha suscitado un animado debate entre los defensores de la explicación psicosocial, según la cual las desigualdades en salud operan a través de la adopción de comportamientos perjudiciales (Marmot y Wilkinson, 2001; Wilkinson y Pickett, 2006), y los defensores de la explicación neomaterialista, que subraya «la relación entre la situación socio-económica y el acceso a condiciones materiales tangibles» (traducción de las autoras) (Lynch *et al.*, 2000). La operacionalización del estatus socio-económico, que debería situarse por

¹ Las autoras agradecen la financiación recibida del Centre for Economic Demography, Lund University, y la evaluación de los dos revisores anónimos de la *REIS* que ayudaron a mejorar el artículo.

derecho propio en el centro del debate, no ha sido abordada por ninguna de las explicaciones, dado que ambas, en último extremo, tienden a depender de la renta como uno de los principales indicadores de desigualdad social (Lynch *et al.*, 2000).

Mientras diversos trabajos han tratado de evaluar el efecto relativo de algunas de estas medidas para la investigación en salud (Kunst y Mackenbach, 2000; Duncan *et al.*, 2002; Galobardes *et al.*, 2007), la fuerte asociación entre renta, ocupación y educación ha llevado a los investigadores a aceptar tácitamente el uso de aquella que esté disponible para «controlar por» estatus socio-económico. Distintas disciplinas han mostrado preferencias particulares por una variable u otra (los economistas de la salud tienden a concentrarse en la renta, mientras que epidemiólogos y demógrafos tienden a favorecer la educación y la ocupación), pero su uso indistinto es muy común en la investigación sobre desigualdades de salud (Galobardes *et al.*, 2007).

Algunos epidemiólogos han cuestionado el uso indistinto de estas variables bajo un término general de «estatus socio-económico», afirmando que las variables en realidad se refieren a diferentes dimensiones de la estratificación social, y que su uso individual no puede captar toda su complejidad (Kunst y Mackenbach, 2000; Galobardes *et al.*, 2007; Pampel *et al.*, 2010). Sin embargo, la mayor parte de la crítica procede de la sociología, ya que las conceptualizaciones de estatus socio-económico y de clase social se originaron en esta disciplina (Martikainen, 1995; Torssander y Eriksson, 2010). Para los sociólogos, la educación, la renta, etc., pueden ilustrar otras dimensiones de la estratificación social, pero la clasificación socio-económica se construye solo a través de una detallada información ocupacional (Goldthorpe, 1987; Wright, 1997). La crítica principal se fundamenta, en cualquier caso, en las limitaciones inherentes a una aproximación basada exclusivamente en atributos indivi-

duales, toda vez que las variables individuales, tales como la educación, la ocupación o la renta, no pueden captar la dimensión relacional de las desigualdades sociales (es decir, la posición de un individuo en las relaciones sociales), dimensión que constituye uno de los principales intereses de la sociología. Este uso ha llevado recientemente a que algunos investigadores hayan defendido las clasificaciones originales de clase y estatus para estudiar desigualdades en salud dentro de un marco sociológico (Goldthorpe, 2012).

Sin embargo, aun cuando las medidas relacionales (sociológicas) pueden ayudarnos a comprender mejor el gradiente social, dos razones impiden su uso generalizado en la literatura epidemiológica. En primer lugar, las clasificaciones de estatus socioeconómico y clase social requieren información muy detallada sobre las condiciones y características de la ocupación, que no se registran de manera habitual en la mayor parte de las fuentes. Esto limita la aplicabilidad de categorías sociológicas puras en la mayor parte de las fuentes de datos. En segundo lugar, las medidas relacionales son de gran importancia para la investigación sociológica, pero no responden a las preguntas de investigación que se hace la epidemiología, orientada a identificar factores y poblaciones de riesgo a través de sus atributos individuales para informar políticas públicas. Por tanto, la mayor parte de la investigación no sociológica en desigualdades de salud se aproxima unidimensionalmente a los atributos individuales.

La salud perinatal ha suscitado un debate particularmente complejo porque, aunque la literatura se ha concentrado fundamentalmente en características socio-económicas maternas, ambos padres contribuyen al bienestar del niño. El peso al nacer es uno de los indicadores más importantes en epidemiología. Por una parte, está condicionado por la dotación genética, el estatus nutricional y los estilos de vida de los padres (Shiono *et al.*, 1997), algunos de los cuales dependen

de sus circunstancias socio-económicas (Wardle y Steptoe, 2003; Øvrum, 2011); y, por otro lado, es un predictor de la salud futura del recién nacido, dado que está fuertemente asociado al bienestar a lo largo de la vida. Específicamente, el bajo peso al nacer (BPN), definido por debajo de los 2.500 gramos, se ha asociado a la mortalidad neonatal, infantil (Wilcox y Russell, 1983; Rundle *et al.*, 1996) e incluso adulta (Risner *et al.*, 2011), así como a morbilidades que se manifiestan a lo largo de la vida, tales como obesidad, enfermedades cardíacas, diabetes tipo 2, hipertensión, síndrome metabólico, así como habilidades cognitivas reducidas (Barker, 1995; Leon *et al.*, 1998; Breslau *et al.*, 2001; Gillman, 2004; Tong *et al.*, 2006; Risner *et al.*, 2011)

Estatus socio-económico y resultados reproductivos

Los supuestos de intercambiabilidad y unidimensionalidad en edades reproductivas

La literatura epidemiológica ha estudiado los problemas asociados al supuesto de intercambiabilidad. Algunas investigaciones han encontrado efectos independientes entre las variables socioeconómicas (Geyer *et al.*, 2006; Martikainen *et al.*, 1995; Torssander y Eriksson, 2010), otras han sugerido considerar distintos indicadores en diferentes edades y medidas de salud teniendo en cuenta la aproximación al curso de la vida (Kuh y Schlobo, 2004; Galobardes *et al.*, 2007). En la práctica, se asume que cualquier variable socioeconómica puede darnos información de las otras suponiendo que todas ellas están relacionadas. Así, la renta se asociaría a la educación alcanzada, al ser el capital social necesario para colocar a los individuos en una determinada situación ocupacional.

Desafortunadamente, este supuesto no siempre se mantiene para la población en general y es especialmente problemático cuando se estudia la situación socio-econó-

mica de las mujeres y sus resultados reproductivos. Detrás de la falta de correspondencia entre las variables socioeconómicas pueden subyacer dos situaciones. En primer lugar, la salud de la madre está afectada por las condiciones de nutrición, estilo de vida y comportamientos, asociados de manera diferente a los indicadores socio-económicos. Por ejemplo, la educación puede tener un mayor impacto en el estilo de vida (evitando el tabaco y favoreciendo hábitos de vida saludables, como el ejercicio regular y una dieta equilibrada) que la ocupación o la renta, que, en cambio, reflejarían las oportunidades materiales. Además, una determinada ocupación podría implicar un mayor estrés, con independencia del nivel educativo correspondiente. En segundo lugar, podría haber un desajuste estructural en el mercado laboral que afectara la relación entre ocupación, educación y renta. Cuando la movilidad social ascendente en un corto periodo de tiempo no va acompañada de un incremento similar en las oportunidades laborales, es posible que individuos con alta cualificación se vean obligados a trabajar por debajo de su nivel de cualificación (Serracant Melendres, 2005: 200). Si la educación no garantiza una cierta ocupación y renta, en términos prácticos las variables pueden adoptar un significado distinto; por ejemplo, para un individuo infraempleado, el hecho de tener un trabajo que exija poca cualificación puede impedirle obtener los beneficios en salud que una educación universitaria teóricamente le concedería. Este desajuste podría ser más evidente en la población en edades reproductivas, dado que el empleo óptimo (y una renta representativa) puede no haberse alcanzado, aun cuando ya se haya finalizado el periodo formativo. Este efecto podría ser más intenso en las mujeres en edades reproductivas, puesto que tienen que desarrollar su carrera profesional en paralelo a su proyecto reproductivo. Mientras que para algunas mujeres el proyecto familiar puede determinar los ritmos y las se-

cuencias de la trayectoria laboral, para otras, las oportunidades laborales pueden condicionar el acceso a la maternidad (Bai-zán, 2006; Cordero, 2009). Además, las mujeres en edades reproductivas tienen más probabilidades de estar empleadas a jornada parcial (para compaginar el cuidado de los niños), de estar fuera del mercado laboral y de sufrir penalizaciones salariales producidas por su ausencia del mercado laboral (Tidjens, 2002; Staff y Mortimer, 2011; Moreno, 2008). En los países del sur de Europa, como España o Italia, el desajuste entre educación y ocupación se potencia por la reducida integración laboral femenina, derivada de la falta de políticas públicas dirigidas a combinar la maternidad y el empleo, así como por la pervivencia del modelo del único proveedor o «*breadwinner*» (Goodin *et al.*, 2000; Muffels *et al.*, 2002; Moreno, 2008).

Los problemas asociados al uso de la ocupación y la educación como indicadores socio-económicos en mujeres en edades reproductivas ofrecen, por tanto, respaldo a la preferencia epidemiológica por la educación maternal. De hecho, la educación de la madre se considera como la dimensión socio-económica que mejor predice la salud materno-infantil (Kramer *et al.*, 2000), dado que influye en el conocimiento de estilos de vida más sanos y la disposición a tenerlos en cuenta (Ross y Mirowsky, 1999). Sin embargo, mientras algunos estudios utilizan solo la información sobre la educación (Mortensen *et al.*, 2009), muchos más utilizan la ocupación o la renta, obviando los problemas potenciales señalados con anterioridad (Ronda *et al.*, 2009; Rodríguez *et al.*, 1995; Meyer *et al.*, 2008; Dubois y Girard, 2006; Xue *et al.*, 2008). Desafortunadamente, pocos estudios han utilizado ambos (Castro, 2010; Calling *et al.*, 2011; Jansen *et al.*, 2009; Melve y Skjaerven, 2003) o enfatizado la importancia de incluir diferentes dimensiones de la estratificación social al estudiar la salud perinatal.

La contribución de los padres

A los problemas de unidimensionalidad e intercambiabilidad de las variables socio-económicas, en el estudio de las diferencias socioeconómicas en bajo peso al nacer se añade otro, consistente en la sistemática falta de consideración de la contribución del padre, análoga a su exclusión de los estudios de fecundidad (Martín-García, 2008). En contraposición a la literatura sociológica sobre estatus socio-económico y clase social, que utiliza la información del padre como una variable familiar, la literatura epidemiológica sobre el peso al nacer apenas ha considerado la importancia de la figura del padre. Ciertamente, las dificultades que entraña el uso de la ocupación de la madre, debidas al frecuente desajuste entre la carrera familiar y profesional, podrían haber sugerido el uso de la ocupación del padre. Sin embargo, apenas se han realizado esfuerzos para tratar de evaluar su contribución específica, como parte de la información familiar o en tanto que individuo directamente involucrado en la vida del niño. En cambio, se han dedicado más esfuerzos a medir la edad del padre o sus medidas físicas, tales como su propio peso al nacer, su altura o su masa corporal (Zhu *et al.*, 2005; Miletic *et al.*, 2007; Klebanoff, 2008; Shah, 2010) en relación al peso del niño. Algunos estudios han analizado la asociación entre la ocupación del padre y el peso al nacer del niño, pero la discusión no se centraba en la estratificación social, sino en el efecto de la exposición ocupacional a sustancias perjudiciales por la salud (Mjøn *et al.*, 2006; Milham y Ossiander, 2008).

Por último, mientras la ocupación del padre se ha utilizado ocasionalmente como un control adicional, hay pocos estudios en los que se haya añadido la educación del padre (Parker y Schoendorf, 1992; Blumenshine, 2011). Una razón de la ausencia de información del padre en la investigación sobre resultados perinatales podría radicar en la asunción de homogamia ocupacional familiar, y en la asociación más clara entre el es-

tatus socio-económico de la madre y las medidas de salud.

En conclusión, la aproximación sociológica tiene mucho que aportar a otras disciplinas, si bien sus propuestas no permiten abordar los temas de salud de la manera requerida por otras disciplinas. Los epidemiólogos, economistas y demógrafos tienen distintas razones para justificar sus conceptualizaciones sobre el estatus socio-económico, pero sus perspectivas podrían enriquecerse mediante la inclusión de las críticas planteadas desde la sociología. Es necesario un análisis basado en atributos individuales que examine las desigualdades en salud desde una perspectiva multi-dimensional.

MATERIAL Y MÉTODOS

Base de datos

Este estudio ha utilizado microdatos procedentes de las estadísticas vitales españolas (*Movimiento Natural de la Población, MNP*) para el año 2010, proporcionadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE), que contienen información a nivel individual sobre todos los nacimientos ocurridos en España de mujeres nativas e inmigrantes durante ese año.

Criterios de selección y tamaño muestral

El número total de nacimientos ocurridos en 2010 fue de 486.575. Para este artículo, hemos utilizado solo los nacidos vivos con información sobre peso al nacer. Los niños que no presentaban información sobre el padre (2.834) han sido eliminados del análisis, dado que nuestro objetivo es estudiar solo los casos en los que la influencia de los dos progenitores pudiera ser medida. Estos cuatro criterios redujeron el número original a 440.619.

Variables

La variable dependiente en nuestro análisis es el bajo peso al nacer, definido según la literatura (por debajo de 2.500 gramos, o 5lb 8oz). Se han utilizado cuatro indicadores socio-económicos: la educación y ocupación del padre y de la madre. Para el máximo nivel educativo alcanzado, hemos dividido las once categorías originales en cuatro niveles: educación primaria (incluyendo a los analfabetos, <5 años de escolarización y primaria incompleta); educación secundaria (incluyendo la enseñanza secundaria obligatoria y bachillerato, así como la formación profesional media y superior); educación universitaria (diplomaturas o licenciaturas y estudios de doctorado); y una categoría residual para agrupar aquellos casos sin información sobre educación. Este último grupo supone una proporción muy pequeña de la muestra (3,12% de las madres y 6,24% de los padres).

Se han utilizado distintas categorizaciones de ocupación en la literatura. Un estudio utilizó las categorías originales, tal y como aparecen en el boletín de parto (Ronda *et al.*, 2009), mientras que otros estudios han propuesto diferentes clasificaciones. Por ejemplo, Rodríguez *et al.* (1995) distinguieron tres para hombres y mujeres (trabajo fuera del hogar/ama de casa/otros para las madres y trabajo manual/no manual/otros para los padres); Salvador *et al.* (2007) usaron dos para padres (manual/no manual) y Villalbí *et al.* (2007) dos para madres (trabajo remunerado/ama de casa); Castro (2010) diferenció tres para madres (inactivas/profesionales/otros), y dos para hombres (profesionales/no profesionales). Dado que nuestra meta era evaluar el efecto general de los diferentes niveles de ocupaciones y el efecto de interacciones con la educación, necesitábamos una categoría simplificada que cumpliera nuestros objetivos de modelado e interpretación. Además, la ausencia de suficiente información sobre las condiciones laborales

TABLA 1. Clasificación de ocupaciones propuesta, distribución de madres y padres y odds ratios sin ajustar (OR) e intervalos de confianza (IC-95%) del riesgo de bajo peso al nacer

| | Ocupación de la madre | | | Ocupación del padre | | |
|---|-----------------------|------|--------------|---------------------|------|--------------|
| | N(%) | OR | IC-95% | N(%) | OR | IC-95% |
| Alta cualificación | | | | | | |
| Directores de empresas públicas y privadas | 14.805 (3,36) | 0,90 | [0,83, 0,97] | 23.632 (5,36) | 0,96 | [0,90, 1,03] |
| Técnicos, científicos e intelectuales | 60.402 (13,71) | 0,85 | [0,81, 0,89] | 57.589 (13,07) | 0,90 | [0,85, 0,95] |
| Técnicos y profesionales de apoyo | 33.238 (7,54) | 0,95 | [0,90, 1,00] | 35.500 (8,06) | 0,97 | [0,91, 1,03] |
| Cualificaciones medias | | | | | | |
| Trabajadores administrativos | 89.267 (20,26) | | | 35.943 (8,16) | | |
| Fuerzas armadas | 2.831 (0,64) | 1,00 | [0,86, 1,17] | 10.360 (2,35) | 0,93 | [0,85, 1,02] |
| Lower qualifications | | | | | | |
| Hotelería | 76.108 (17,27) | 1,09 | [1,05, 1,14] | 60.930 (13,83) | 1,11 | [1,05, 1,17] |
| Empleados cualificados en agricultura y pesca | 5.102 (1,16) | 1,11 | [0,99, 1,24] | 15.632 (3,55) | 1,08 | [0,99, 1,16] |
| Artesanos y trabajadores cualificados en alguna industria | 6.131 (1,39) | 1,10 | [0,99, 1,23] | 69.596 (15,8) | 1,15 | [1,10, 1,22] |
| Operadores de maquinarias e instalación | 3.473 (0,79) | 1,20 | [1,06, 1,37] | 49.826 (11,31) | 1,12 | [1,06, 1,18] |
| Trabajadores no cualificados | 29.713 (6,74) | 1,19 | [1,13, 1,25] | 47.771 (10,84) | 1,15 | [1,09, 1,22] |
| Estudiantes | 6.240 (1,42) | 1,24 | [1,13, 1,37] | 1.627 (0,37) | 1,19 | [0,98, 1,45] |
| Fuera del mercado laboral | | | | | | |
| Amas de casas | 97.246 (22,07) | 1,17 | [1,13, 1,22] | 2.409 (0,55) | 1,32 | [1,13, 1,55] |
| Pensionistas | 1.009 (0,23) | 1,86 | [1,52, 2,28] | 2.298 (0,52) | 1,42 | [1,22, 1,66] |
| <i>Missing</i> | | | | | | |
| Desconocidos o no clasificables | 15.054 (3,42) | 1,20 | [1,12, 1,28] | 27.506 (6,24) | 1,27 | [1,19, 1,35] |

(nivel de seguridad, promoción e incluso renta), y la situación laboral específica (posición en la escala de autoridad y control dentro del sistema productivo) en el boletín de parto nos impidió abordar alguna clasificación de estatus socio-económico o clase social, de acuerdo con las propuestas clásicas de Goldthorpe (1987) o Wright (1997) o con la adaptación realizada para España por la Sociedad Española de Epidemiología (Regidor, 2001).

En vista de lo anterior, decidimos categorizar la ocupación en seis grupos: empleo de alta cualificación; empleo de mediana cualificación²; empleo de baja cualificación; estu-

diantes; inactivos; y una categoría final con aquellos cuya ocupación no podía ser clasificada o no se reportaba. Para asegurarnos de que no se estaban mezclando ocupaciones con efectos diferentes sobre la salud perinatal dentro de una misma categoría, realizamos un análisis preliminar evaluando el efecto individual de las categorías ocupacionales proporcionadas por el boletín de partos para padres y madres. El resultado de estos análisis y las categorías resultantes de nuestra clasificación se muestran en la tabla 1. Como se puede observar, las categorías son representativas de las ocupaciones que agrupan. El grupo de individuos recogidos en el grupo «sin información» se compone tanto de aquellos cuya «ocupación no se puede clasificar» (menos del 1%) como de aquellos que no informan sobre una ocupación (3,42% de las madres y 6,24% para los padres). Aunque los desempleados podrían ser considerados en esta

² El grupo de las Fuerzas Armadas es muy heterogéneo, dado que comprende tanto individuos de alta como de baja cualificación. Por tanto, su inclusión en el rango de cualificación media trata de dar cuenta de esta composición heterogénea y del variable comportamiento de la categoría para hombres y mujeres.

categoría, dado que no hay una específica que recoja esa situación, es improbable que se estén recogiendo exclusivamente estos casos, dado que el cuestionario trata de identificar la ocupación general de los individuos y no su situación específica en el momento del nacimiento.

La inclusión de una categoría «sin información» tanto en educación como en ocupación (en lugar de importar esos casos) se deriva del hecho de que los datos que faltan en esas variables no necesariamente se distribuyen de forma aleatoria en relación con el resultado perinatal, ya que se ha mostrado que la ocupación afecta diferentemente a la probabilidad de un registro deficiente del peso al nacer y la edad gestacional (Juárez *et al.*, 2012).

Entre las variables de control, hemos incluido las variables de control generalmente utilizadas en la literatura: edad gestacional, el principal determinante del peso al nacer (Wilcox y Skjoerven, 1992); el origen geográfico de los padres, dado que los hijos de inmigrantes tienen menor probabilidad de experimentar un bajo peso al nacer (Speciale y Regidor, 2011; Juárez, 2011); la edad de la madre, dado que las edades extremas se han asociado también a recién nacidos de bajo peso (Fraser *et al.*, 1995; Odibo, Nelson *et al.*, 2006); el estado civil de la madre, puesto que las madres solteras tienen más probabilidad de dar a luz niños con bajo peso al nacer (Shah *et al.*, 2011); el orden de nacimiento, ya que los niños con paridad 1 tienden a pesar menos, en promedio, que los siguientes (Swamy *et al.*, 2012); el sexo del nacido, dado que las niñas tienden a ser más livianas que los niños (Kramer, 1987; Alexander *et al.*, 1999); y la comunidad autónoma de residencia de la madre, dado que ese es el nivel en el que se recoge la información y, por lo tanto, podrían existir variaciones regionales. Esta última inclusión fue sugerida por la inspección detallada del grupo de casos que no incluía información en la ocupación: el 99% de ellos correspondía exclusivamen-

te a las comunidades autónomas de Madrid y Cataluña.

Análisis estadístico

Hemos calculado la prevalencia del bajo peso al nacer para las variables que estudiamos, con sus intervalos de confianza al 95%. Como los cuatro indicadores socio-económicos están claramente relacionados, su asociación ha sido estudiada preliminarmente a través de sus correlaciones, que son significativas aunque solo alcanzan un máximo de 0,56. Este hecho sugiere que podrían representar distintas dimensiones de las condiciones socio-económicas y, por lo tanto, ser incluidos simultáneamente en los modelos. Para analizar las relaciones, hemos estimado regresiones logísticas con el fin de obtener los odds ratios (OR) del riesgo de dar a luz un niño con bajo peso al nacer y sus intervalos de confianza al 95%. Educación secundaria y empleo con cualificación media han sido elegidos como categorías de referencia en los modelos, dado que su posición central en ambas escalas nos permite evaluar formalmente la existencia de un gradiente. Nuestra estrategia analítica ha sido diseñada teniendo en cuenta los problemas potenciales de la multicolinealidad. En un paso inicial, las variables explicativas se han introducido individualmente en los modelos, junto con las variables de control. Se han estimado especificaciones adicionales con distintas combinaciones de variables para explorar su posible cambio de efecto. Se han incluido interacciones entre los dos indicadores socio-económicos para madre y padre (educación y ocupación) y entre los padres, con el objetivo de comprender mejor la relación entre las medidas socio-económicas de los padres.

Finalmente, para comprobar si las diferencias de registro por comunidades autónomas estaban afectando nuestras estimaciones, se realizó un análisis de sensibilidad. En primer lugar, se eliminaron los casos sin

información en las variables de educación y ocupación de la base de datos y, en segundo lugar, se eliminaron los datos de las dos comunidades autónomas con mayores problemas de registro. Ninguno de esos dos procedimientos produjo cambios sustanciales en los resultados. Por tanto, dado que las dos comunidades autónomas implicadas en la producción de los casos ausentes suponen el 30% de los nacimientos del país (e incluye las dos ciudades más grandes, Madrid y Barcelona), y los problemas no afectan a nuestras estimaciones, se han incluido todos los datos en el análisis principal para poder hacer afirmaciones sobre España, en conjunto.

RESULTADOS

España se encuentra en la segunda transición demográfica, caracterizada por un régimen de baja fecundidad. En 2010 el índice sintético de fecundidad se situaba por debajo del nivel de reemplazo (1,38³). Los datos muestran que más del 50% de los nacimientos correspondían al primer hijo, y que la edad mediana a la maternidad era de 32 años, sugiriendo un claro retraso. La tabla 2 recoge la distribución de las variables socio-económicas de interés: la mayor parte de los nacimientos correspondían a madres con educación secundaria (50%), seguidas por el 32% de madres con educación universitaria. Una estructura similar se presenta si miramos la ocupación materna, con un 27,35% de mujeres implicadas en los trabajos que requieren menos cualificación, un 20,90% en los trabajos administrativos, y el 24,61% de ellas en trabajos más cualificados. Las mujeres fuera de la población activa (fundamentalmente amas de casa) son responsables del 22,30% de los nacimientos y solo un pequeño número de madres eran estudiantes

(1,42%). Para los padres, la distribución es muy similar en educación, pero muestra cambios en la ocupación. Muchos más hombres desarrollan empleos de baja cualificación, y casi ninguno se declara fuera del mercado laboral, lo que básicamente implica que ningún hombre se identifica como encargado de labores domésticas exclusivamente. Estos números esconden, no obstante, un desajuste entre ocupación y educación dado que, por ejemplo, un 36% de las madres y un 25% de los padres alcanzan el mayor nivel educativo sin estar empleados en el nivel más alto de la escala ocupacional. En el caso español, esta situación es, hasta cierto punto, el resultado de un importante proceso de movilidad social ascendente que ha tenido lugar en unas pocas generaciones y que no ha sido acompañado de un incremento similar en las oportunidades de empleo adecuadas. Esto ha llevado a una sobrecualificación de los trabajadores (Serracant Melendres, 2005: 200), que se ven forzados a trabajar en empleos muy por debajo de su nivel de cualificación (Marcu, 2008: 152-161).

Con respecto a los indicadores perinatales, la prevalencia del bajo peso al nacer en 2010 fue del 6%, un punto por debajo del umbral indicado por la Organización Mundial de la Salud para los países desarrollados (WHO, 2004). Esta proporción refleja una tendencia creciente experimentada por muchos países desarrollados en las últimas décadas, que se explica por el incremento de nacimientos de paridad 1, el retraso de la edad a la maternidad, el uso de inducción del parto y cesáreas, y el incremento de consumo de tabaco durante el embarazo (Castro, 2010). En España, esta tendencia se ha estabilizado desde el año 2000, probablemente por la llegada de inmigrantes, que muestran una prevalencia mucho menor de bajo peso al nacer (Speciale y Regidor, 2011; Juárez, 2011).

La tabla 2 también muestra la prevalencia del bajo peso para las diferentes medidas socio-económicas estudiadas. Los padres y

³ Según el Instituto Nacional de Estadística (www.ine.es).

TABLA 2. Prevalencia de bajo peso al nacer por información socio-económica y distribución de las variables

| | N (%) | Bajo peso % IC-95% | | |
|--------------------------------|-----------------|--------------------|------|------|
| Información de la madre | | | | |
| Educación | | | | |
| Primaria o inferior | 61.942 (14,6) | 7,86 | 7,67 | 8,10 |
| Secundaria | 221.683 (50,31) | 6,61 | 6,50 | 6,71 |
| Universitaria | 143.256 (32,51) | 5,27 | 5,15 | 5,39 |
| Missing | 13.738 (3,12) | 6,74 | 6,32 | 7,16 |
| Ocupación | | | | |
| Alta cualificación | 108.445 (24,61) | 5,38 | 5,25 | 5,52 |
| Cualificación media | 92.098 (20,90) | 6,05 | 5,90 | 6,20 |
| Baja cualificación | 120.527 (27,35) | 6,73 | 6,59 | 6,87 |
| Estudiantes | 6.240 (1,42) | 7,42 | 6,77 | 8,07 |
| Fuera del mercado laboral | 98.255 (22,30) | 7,05 | 6,89 | 7,21 |
| Missing | 1.5054 (3,42) | 7,15 | 6,74 | 7,56 |
| Información del padre | | | | |
| Educación | | | | |
| Primaria o inferior | 67.008 (15,21) | 7,59 | 7,39 | 7,79 |
| Secundaria | 245.336 (55,68) | 6,38 | 6,29 | 6,48 |
| Universitaria | 100.793 (22,88) | 5,15 | 5,01 | 5,28 |
| Missing | 27.482 (6,24) | 7,48 | 7,17 | 7,80 |
| Ocupación | | | | |
| Alta cualificación | 116.721 (26,49) | 5,57 | 5,44 | 5,71 |
| Cualificación media | 46.303 (10,51) | 5,85 | 5,64 | 6,07 |
| Baja cualificación | 243.755 (55,32) | 6,66 | 6,57 | 6,76 |
| Estudiantes | 1.627 (0,37) | 7,01 | 5,77 | 8,25 |
| Fuera del mercado laboral | 4.707 (1,07) | 7,97 | 7,19 | 8,74 |
| Missing | 27.506 (6,24) | 7,41 | 7,10 | 7,72 |

madres con los niveles más bajos de educación y ocupación aparecen asociados con las mayores prevalencias de bajo peso al nacer. Por tanto, la posición académica y profesional de ambos progenitores parece relacionarse con los resultados de salud del recién nacido de manera similar. Sin embargo, antes de extraer conclusiones de esta imagen, es necesario tener en cuenta los posibles factores de confusión previamente señalados por la literatura como determinan-

tes del bajo peso al nacer y disponibles en nuestra base de datos, como son el estado civil, el lugar de nacimiento de la madre, la edad de ésta, el orden del nacido y su sexo, la edad gestacional, así como la comunidad autónoma de inscripción. Los resultados de esos controles ofrecen la penalización habitual entre mujeres solteras y cohabitantes, nativas, niñas y edades gestacionales más cortas, mientras que no muestran muchas diferencias según la edad materna.

TABLA 3. Probabilidad de dar a luz un niño con bajo peso por educación de los padres. Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC-95%)

| | Modelo 1 OR [IC-95%] | Modelo 2 OR [IC-95%] | Modelo 3 OR [IC-95%] | Modelo 4 OR [IC-95%] | Modelo 5 OR [IC-95%] | Modelo 6 OR [IC-95%] |
|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Información de la madre | | | | | | |
| Educación (ref. Secundaria) | | | | | | |
| Primaria o inferior | 1,28*** [1,23, 1,33] | | 1,25*** [1,19, 1,30] | | | |
| Universitarios | 0,78*** [0,75, 0,81] | | 0,83*** [0,80, 0,87] | | | |
| Missing | 1,07 [0,99, 1,16] | | 1,07 [0,99, 1,16] | | | |
| Ocupación (ref. Cualificación media) | | | | | | |
| Alta cualificación | | 0,90*** [0,86, 0,93] | 0,96 [0,92, 1,00] | | | |
| Baja cualificación | | 1,16*** [1,12, 1,21] | 1,10*** [1,05, 1,14] | | | |
| Estudiantes | | 1,03 [0,92, 1,16] | 1,03 [0,93, 1,17] | | | |
| Fuera del mercado laboral | | 1,26*** [1,21, 1,32] | 1,17*** [1,12, 1,32] | | | |
| Missing | | 1,19*** [1,09, 1,28] | 1,13** [1,04, 1,22] | | | |
| Información del padre | | | | | | |
| Educación (ref. Secundaria) | | | | | | |
| Primaria o inferior | | | 1,23** [1,18, 1,28] | | | 1,21*** [1,16, 1,26] |
| Universitarios | | | 0,78*** [0,75, 0,81] | | | 0,83*** [0,79, 0,86] |
| Missing | | | 1,08* [1,01 - 1,15] | | | 1,08* [1,01 - 1,15] |
| Ocupación (ref. Cualificación media) | | | | | | |
| Alta cualificación | | | | | 0,95* [0,90, 0,99] | 0,990 [0,94, 1,05] |
| Baja cualificación | | | | | 1,17*** [1,12, 1,23] | 1,10*** [1,04, 1,15] |
| Estudiantes | | | | | 1,05 [0,84, 1,31] | 1,04 [0,83, 1,30] |
| Fuera del mercado laboral | | | | | 1,35*** [1,20, 1,54] | 1,25** [1,09, 1,41] |
| Missing | | | | | 1,20*** [1,12, 1,30] | 1,14** [1,05, 1,22] |

Modelos ajustados por edad gestacional, estatus civil, edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del nacido y Comunidad Autónoma de residencia. * p valor <0.05 ; ** p valor <0.01 ; *** p valor <0.001 ; el resto no significativo.

¿Son la educación y la ocupación intercambiables?

Nuestro primer objetivo es evaluar el supuesto según el cual la ocupación y el empleo pueden utilizarse indistintamente, lo

cual permitirá establecer la validez de la práctica extendida en epidemiología. Para ello, hemos estimado dos series de modelos, cuyos resultados se muestran en la tabla 3. En primer lugar, estimamos el riesgo

de bajo peso al nacer en función de las variables socio-económicas de la madre (modelos 1-3), y otra serie de modelos para evaluar las variables del padre (modelos 4-6), en ambos casos controlando por el mismo conjunto de variables de confusión. Cuando se introducen de forma aislada, la educación de la madre (modelo 1) muestra el gradiente más pronunciado en el riesgo de nacimiento con bajo peso al nacer. Comparado con las mujeres con estudios secundarios (la referencia), las madres con educación universitaria muestran un OR de 0,78, y las madres con educación primaria e inferior un OR de 1,28. Para la ocupación (modelo 2), comparado con las mujeres de cualificación media, las estudiantes no presentan riesgos diferentes; las madres con empleos de alta cualificación muestran una ventaja (0,90), mientras que aquellas con baja cualificación, las que están fuera del mercado laboral y aquellas sin información sobre la ocupación afrontan un claro mayor riesgo de bajo peso al nacer. De hecho, la ausencia de superposición de los intervalos de confianza entre las inactivas y las ocupaciones de baja cualificación sugiere que las primeras experimentaron un riesgo significativamente mayor que las segundas. Para los padres, la relación entre educación y ocupación y el bajo peso al nacer (modelos 4 y 5) refleja perfectamente la misma imagen.

La ausencia de diferencias para los estudiantes está probablemente relacionada con el reducido número de casos de padres y madres que tienen hijos mientras están todavía matriculados en algún tipo de enseñanza, dado que, en España, las expectativas normativas todavía marcan un retraso de la paternidad hasta después del periodo formativo (Blossfeld y Hunink, 1991; Blossfeld, 1995). Ambos roles son muy exigentes en términos de tiempo y esfuerzo, por lo que abordarlos conjuntamente en el contexto de un Estado de bienestar no muy fuerte y con un mercado inmobiliario muy exigente, hace la independencia económica casi imposible.

Por lo tanto, es probable que los estudiantes que hayan accedido a la maternidad antes de la finalización de sus estudios corriesen con los padres de uno de los miembros de la pareja, lo que explicaría la falta de desventajas. En este sentido, su propia ocupación no refleja sus condiciones materiales.

Para ambos padres, la introducción conjunta de los dos indicadores (educación y ocupación) no produce apenas cambios (modelos 3 y 6). Los ORs disminuyen ligeramente en las dos variables. Solo la categoría de cualificación alta pierde significación, dado que su contribución queda probablemente subsumida en la educación universitaria necesaria para acceder a ella. Este cambio relativamente pequeño sugiere que ambas variables juegan un papel importante en el riesgo de bajo peso al nacer, y que esa afirmación es cierta para cualquiera de los dos progenitores. Asimismo, estos resultados podrían sugerir que la educación y la ocupación incorporan distintas dimensiones del efecto de la información socio-económica en el riesgo de bajo peso al nacer y, por tanto, que no deben ser utilizadas de manera indistinta.

En la medida en que la educación y la ocupación tienen efectos independientes en el peso al nacer, un paso adicional en nuestro análisis es evaluar su efecto combinado. Esta estrategia podría ayudarnos a determinar si una mejor educación en sí misma está asociada con una menor prevalencia de bajo peso al nacer, independientemente de la ocupación, o si, por el contrario, existe un patrón más complejo. En la tabla 4 se recogen los resultados de las posibles interacciones incluidas en dos modelos adicionales (para madres y padres). En el modelo 7 en la sección superior se muestran las 24 interacciones posibles entre educación y ocupación para las madres sin incluir la información del padre. La referencia está compuesta por las madres con educación secundaria y un trabajo de cualificación media. El modelo 8, en la sección inferior, presenta la misma información para los padres.

TABLA 4. Interacciones entre la educación y la ocupación para cada uno de los padres en la probabilidad de dar a luz un niño de bajo peso. Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC-95%)

| | Educación/ Ocupación | Alta cualificación | Cualificación media | Baja cualificación | Estudiantes | Fuera del mercado laboral | Missing |
|---------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------------|-------------------------|
| Modelo 7 Madre | Universitaria | 0,80*** [0,76, 0,84] | 0,86*** [0,81, 0,82] | 0,96 [0,87, 1,16] | 0,89 [0,67, 1,17] | 1,03 [0,93, 1,15] | 0,82* [0,69, 0,98] |
| | Secundaria | 0,99 [0,92, 1,06] | (REF) | 1,10 [1,05, 1,16] | 1,05 [0,90, 1,23] | 1,19*** [1,12, 1,26] | 1,20** [1,07, 1,35] |
| | Primaria o inferior | 1,50*** [1,25, 1,79] | 1,31** [1,10, 1,54] | 1,37*** [1,27, 1,47] | 1,33* [1,07, 1,66] | 1,44*** [1,35, 1,54] | 1,52*** [1,30, 1,77] |
| | Missing | 1,10*** [0,90, 1,34] | 1,040 [0,84, 1,28] | 1,19* [1,03, 1,39] | 1,00 [0,58, 1,73] | 1,31*** [1,13, 1,52] | 1,16 [0,97, 1,39] |
| | | | | | | | |
| Modelo 8 Padre | Universitaria | 0,87*** [0,87, 0,93] | 0,91 [0,83, 1,01] | 0,88* [0,79, 0,98] | 1,00 [0,57, 1,54] | 0,92 [0,54, 1,55] | 0,82* [0,68, 0,99] |
| | Secundaria | 1,03 [0,96, 1,11] | (REF) | 1,16*** [1,09, 1,23] | 1,06 [0,79, 1,44] | 1,33** [1,11, 1,59] | 1,18** [1,07, 1,31] |
| | Primaria o inferior | 1,41*** [1,22, 1,63] | 1,50*** [1,24, 1,80] | 1,37*** [1,28, 1,46] | 1,37 [0,90, 2,08] | 1,57*** [1,30, 1,90] | 1,48*** [1,29, 1,70] |
| | Missing | 1,02 [0,90, 1,16] | 1,12 [0,93, 1,36] | 1,28*** [1,14, 1,43] | 0,86 [0,26, 2,84] | 1,43 [0,83, 2,48] | 1,33*** [1,19, 1,49] |
| | | | | | | | |

Modelos ajustados por edad gestacional, estatus civil, edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del nacido y Comunidad Autónoma de residencia. * p valor <0.05 ; ** p valor <0.01 ; *** p valor <0.001 ; el resto no significativo.

La estructura de las interacciones es muy similar en ambos progenitores. Como se ve en los modelos anteriores, tanto la ocupación como la educación tienen implicaciones en el bajo peso al nacer. Esta situación conecta con la hipótesis de la literatura que considera que ambas medidas tienen un papel diferente. La educación plasmaría los recursos relacionados con el conocimiento y la información, mientras que la ocupación podría estar relacionada con los recursos materiales y el estatus, que permiten la adquisición de privilegios (Galobardes *et al.*, 2007).

Sin embargo, como nuestra hipótesis del desajuste predecía, su efecto en el bajo peso al nacer no es el mismo. Esto se observa en el hecho de que la significación de los coeficientes es más consistente en las filas (el nivel educativo) que en las columnas (la ocu-

pación). Cuando el progenitor ha alcanzado un título universitario, su ocupación es menos relevante, dado que una elevada educación se relaciona siempre con una menor probabilidad de bajo peso al nacer. Además, solo cuando el nivel educativo del progenitor no supera la educación primaria, el riesgo de bajo peso al nacer es más alto, aun cuando pueda estar empleado en una ocupación que teóricamente requeriría una elevada cualificación⁴. Por el contrario, no se aprecia la misma consistencia para los efectos de la ocupación en las distintas categorías de educación. El efecto de una educación supe-

⁴ Se ha comprobado que los resultados no estén afectados por la existencia de combinaciones improbables; esto es, por ejemplo, personas analfabetas que, al mismo tiempo, consten como directores de empresas.

rior en el riesgo de bajo peso al nacer se puede explicar en función de una mayor conciencia de la salud y una mayor disposición de actuar sobre ella en función de los conocimientos adquiridos (Caldwell, 1979; Cleland, 1988; Jansen *et al.*, 2009). La educación se halla asociada a estilos de vida protectores como, por ejemplo, no fumar o dejar de fumar durante el embarazo (Cnattin-gius, 1992; Moussa *et al.*, 2009). La penalización de la educación primaria en combinación con un empleo de elevada cualificación muestra que, de las dos, la educación es claramente la variable que determina la probabilidad de experimentar un resultado de salud adverso. Además, estos resultados sugieren que el efecto de la educación en la salud no opera necesariamente a través de la ocupación/estatus/clase social alcanzado. Aparentemente, tener un empleo de alta cualificación solo ofrece mejores resultados de salud para aquellos que, al menos, completaron la educación secundaria, quienes podrían estar de por sí asociados con una mejor salud. En este sentido, hacen falta más análisis para comprender por qué esta combinación es responsable de más resultados de salud negativos.

En resumen, nuestros resultados confirman el gradiente negativo referido en la literatura, mostrando claras desigualdades en salud en función de la educación y la ocupación, lo cual se observa para ambos progenitores. Tanto la educación como la ocupación predicen el bajo peso al nacer, pero no son intercambiables, dado que, aunque muestran el mismo gradiente, ambas son necesarias en el modelo. Este resultado sugiere que los mecanismos a través de los cuales las variables están asociadas con el bajo peso al nacer podrían no ser los mismos o actuar de la misma manera.

¿Es importante la educación del padre?

Como la información materna ha sido utilizada sistemáticamente en la literatura, el se-

gundo objetivo de este artículo es evaluar los efectos de la información socioeconómica del padre. Hasta el momento, las variables paternas parecen mostrar una relación similar a las de la madre (al menos en términos cuantitativos), pero todavía desconocemos su efecto neto cuando se incluyen esas variables en los modelos.

Para explorar este segundo objetivo, hemos estimado tres modelos, con el objeto de evaluar si el riesgo de bajo peso al nacer se explica con la educación del padre y de la madre (modelo 9), la ocupación de ambos (modelo 10) o ambas variables para padre y madre (modelo 11) (tabla 5). Nuestros resultados muestran que cuando las dos variables de nivel educativo se incluyen en el modelo ajustado (modelo 9), ambas mantienen la misma significación que cuando solo opera una de ellas. Sin embargo, la estimación se reduce más en el padre que en la madre. En este mismo sentido, el modelo 10 muestra que cuando se incluyen ambas ocupaciones, las ORs disminuyen de manera similar, aunque más intensamente, en las del padre, perdiendo significación la categoría de elevada cualificación. Estos resultados muestran que la información del padre explica de manera independiente las diferencias en el bajo peso al nacer de los hijos.

No obstante, es interesante hacer notar que cuando todas las dimensiones se incluyen en el mismo modelo (11), la categoría de alta cualificación materna también pierde significación. Las ventajas de una ocupación de cualificación superior desaparecen, pero las desventajas asociadas a una baja cualificación o situaciones al margen del mercado laboral siguen siendo significativas.

Estos resultados están en consonancia con la literatura previa, según la cual los empleos manuales o no profesionales están asociados con un mayor riesgo de bajo peso al nacer (Rodríguez *et al.*, 1995; Ronda *et al.*, 2009; Castro, 2010). Nuestros resultados ofrecen la misma imagen con una mayor cer-

TABLA 5. Probabilidad de dar a luz un niño de bajo peso según educación y ocupación de los padres combinada. Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC-95%)

| | Modelo 9 OR [IC-95%] | Modelo 10 OR [IC-95%] | Modelo 11 OR [IC-95%] |
|---|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Información de la madre | | | |
| Educación (ref. Secundaria) | | | |
| Primaria o inferior | 1,21*** [1,15, 1,26] | | 1,18*** [1,13, 1,24] |
| Universitarios | 0,83*** [0,80, 0,86] | | 0,88*** [0,85, 0,92] |
| Missing | 1,030 [0,95, 1,12] | | 1,030 [0,94, 1,12] |
| Ocupación (ref. Cualificación media) | | | |
| Alta cualificación | | 0,92*** [0,88, 0,96] | 0,97 [0,93, 1,01] |
| Baja cualificación | | 1,12*** [1,08, 1,17] | 1,07** [1,03, 1,12] |
| Estudiantes | | 1,02 [0,91, 1,15] | 1,03 [0,91, 1,16] |
| Fuera del mercado laboral | | 1,22*** [1,17, 1,28] | 1,14*** [1,09, 1,19] |
| Missing | | 1,13** [1,04, 1,23] | 1,09 [1,00, 1,18] |
| Información del padre | | | |
| Educación (ref. Secundaria) | | | |
| Primaria o inferior | 1,13*** [1,08, 1,18] | | 1,11*** [1,06, 1,16] |
| Universitarios | 0,86*** [0,82, 0,89] | | 0,89*** [0,85, 0,93] |
| Missing | 1,08* [1,01, 1,15] | | 1,08* [1,01, 1,16] |
| Ocupación (ref. Cualificación media) | | | |
| Alta cualificación | | 0,980 [0,93, 1,14] | 1,01 [0,96, 1,07] |
| Baja cualificación | | 1,13*** [1,07, 1,18] | 1,06* [1,01, 1,12] |
| Estudiantes | | 1,06 [0,85, 1,33] | 1,05 [0,84, 1,31] |
| Fuera del mercado laboral | | 1,27*** [1,12, 1,44] | 1,18* [1,04, 1,34] |
| Missing | | 1,16** [1,08, 1,25] | 1,10* [1,02, 1,18] |

Modelos ajustados por edad gestacional, estatus civil, edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del nacido y Comunidad Autónoma de residencia. * *p* valor <0.05; ** *p* valor <0.01; *** *p* valor <0.001; el resto no significativo.

TABLA 6. Probabilidad de dar a luz un niño de bajo peso según educación de la madre y padre (se muestran solo las interacciones). Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC-95%)

| Educación | Padre | | | |
|---------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| | Primaria o inferior | Secundaria | Universitaria | Missing |
| Primaria o inferior | 1,30*** [1,24, 1,37] | 1,21*** [1,14, 1,30] | 0,80 [0,59, 1,07] | 1,39 [1,233, 1,576] |
| Modelo 12 | | | | |
| Madre | | | | |
| Secundaria | 1,18*** [1,12, 1,25] | (REF) | 0,83*** [0,77, 0,88] | 1,06 [0,96, 1,16] |
| Universitaria | 0,81* [0,67, 0,96] | 0,86*** [0,81, 0,90] | 0,77*** [0,74, 0,82] | 0,87* [0,78, 0,98] |
| Missing | 1,02 [0,83, 1,25] | 1,12 [1,01, 1,24] | 0,86 [0,62, 1,20] | 1,12* [1,01, 1,24] |

Modelos ajustados por edad gestacional, estatus civil, edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del nacido y Comunidad Autónoma de residencia. * p valor <0.05 ; ** p valor <0.01 ; *** p valor <0.001 ; el resto no significativo.

tidumbre de que se han considerado todas las posibles dimensiones (dentro de la disponibilidad de los datos). Por tanto, nuestro estudio contribuye a este debate con una implicación importante. Necesitamos la información completa de madres y padres (educación y ocupación) para explicar la salud infantil, en la medida en que ninguno de los dos «captura» la información del otro. Desde una perspectiva más amplia, este hecho cuestiona claramente la «visión tradicional», que sostiene que la ocupación paterna es la piedra fundacional de las distintas medidas de estratificación social de la familia y sirve incluso para representar las de la madre (Goldthorpe, 1983).

El hecho de que la ocupación de la madre tenga un efecto similar a la del padre es en cierta manera inesperado en tanto que anticipábamos que las dificultades de las mujeres para compaginar su vida profesional y reproductiva podrían hacer que su ocupación no reflejara el riesgo de bajo peso al nacer. Nuestro resultado es consistente con algunos estudios previos que han mostrado resultados similares a los nuestros, aunque no discutidos en profundidad (Ronda *et al.*, 2009; Castro, 2010). Este interesante hecho

demuestra que la ocupación de la madre no solo contribuye a la salud infantil asegurando el acceso a diferentes niveles de prestigio, privilegios y habilidades (Kunst y Mackenbach, 2000). La ocupación también podría contribuir garantizando el acceso a los recursos materiales, como se ha sugerido con respecto a la ocupación del padre (Blumenshine, 2011), pero también a través de los riesgos asociados con distintos tipos de empleo (como estrés, esfuerzo físico, exposición a agentes perjudiciales, etc.). En esta línea, un estudio realizado en 16 países europeos ha mostrado la existencia de un riesgo de parto pre-término (una medida muy próxima al bajo peso al nacer) mucho más elevado para las embarazadas empleadas en ocupaciones manuales o que implicaban largas jornadas laborales, en las que tenían que permanecer de pie, y que mostraban insatisfacción con sus trabajos (Saurel-Cubizolles *et al.*, 2004). Como se ha mostrado en los análisis preliminares en la tabla 1, la ocupación de la madre desagregada en categorías refleja claramente el gradiente ocupacional. Esos resultados se mantienen cuando se incluye el grupo de variables de control, ofreciendo un gradiente incluso más

pronunciado que para el periodo 1996-2000 mostrado por Ronda *et al.* (2009).

Es posible que la clasificación que utilizamos no sea lo suficientemente detallada como para dar cumplida cuenta del proceso que esperábamos. Quizá las mujeres que están temporalmente fuera del mercado laboral, pero no se consideran a sí mismas como amas de casa, así como aquellas empleadas a tiempo parcial o con empleos por debajo de su cualificación (para disponer tiempo para la crianza de sus hijos) están ofreciendo información más estable sobre su ocupación y no sobre su situación coyuntural. Por consiguiente, esto soluciona en la práctica los problemas de medida de la ocupación relacionados con las características particulares de las trayectorias femeninas.

Dado que la ocupación y la educación se mantienen significativas y en la misma dirección para ambos progenitores, su combinación ha sido analizada en dos modelos diferentes. Aunque está claro que hay una tendencia a la homogamia educacional en las parejas (Esteve y Cortina, 2006), con más del 50% de homogamia en cada categoría educacional, este fenómeno no hace redundante la información conjunta de ambos.

La tabla 6 muestra las interacciones entre la educación de la madre y el padre en un modelo ajustado (modelo 12). El hecho de que los resultados se presenten con una mayor significación siguiendo las filas y no las columnas, sugiere que la educación de la madre es el determinante principal de los resultados reproductivos, mientras que la educación del padre solo se asocia a mejores resultados cuando la madre ha completado al menos sus estudios secundarios. Los mecanismos particulares por los que el nivel educativo de la madre se traduce en mejores resultados reproductivos son difíciles de distinguir, aunque algunos estudios apuntan una relación entre la educación materna y el bajo peso al nacer, a través de recursos relacionados con el conocimiento y las habilida-

des que los individuos adquieren a través de la educación (Lynch y Kaplan, 2000; Cutler y Lleras-Muney, 2010).

Desafortunadamente, nuestros datos no nos permiten explorar los posibles mecanismos a través de los cuales la educación se traduce en mejores resultados reproductivos porque las estadísticas vitales en España no recogen ese tipo de información. Sin embargo, los estudios desarrollados en el contexto español, utilizando otras fuentes, apoyan la existencia de un gradiente socio-económico en los indicadores de cuidados prenatales y consumo de tabaco (Torrent *et al.*, 2004; Cano-Serral *et al.*, 2006; Salvador *et al.*, 2007), lo que probablemente explica parte del gradiente educacional en salud. Los mencionados factores de riesgo, no obstante, no son factores de confusión, sino de medicación entre el efecto de la educación y los resultados al nacer (Kramer, 2000), por lo que su ausencia de nuestro estudio no afecta a nuestros resultados. El efecto positivo de la educación del padre sugiere que ésta sea considerada como un factor protector. Más aún, el hecho de que se mantenga estadísticamente significativa después de la inclusión en el modelo de la educación de la madre (modelo 11) sugiere que tal efecto es independiente. De hecho, este resultado es coherente con algunos estudios según los cuales la educación del padre podría afectar los resultados reproductivos de la madre a través del apoyo psicológico o la falta de él (Parker y Schoendorf, 1992; Blumenshine, 2011).

Finalmente, la tabla 7 muestra el modelo 13 con las interacciones entre la ocupación de la madre y el padre en un modelo ajustado que también incluye la educación. Como antes, el efecto de la ocupación materna parece dominar, en tanto que hay una mayor consistencia de los efectos siguiendo las filas. La baja cualificación o la inactividad de la madre predicen el bajo peso al nacer en mayor medida que la del padre, dado que se incrementa el riesgo independientemente de la ocupación del padre. Los mecanismos descritos en la literatura

TABLA 7. Probabilidad de dar a luz un niño de bajo peso según ocupación de la madre y padre (se muestran solo las interacciones). Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC-95%)

| | | Padre | | | | | |
|---------------------|---------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------|---------------------------|--------------|
| | | Alta cualificación | Cualificación media | Baja cualificación | Estudiantes | Fuera del mercado laboral | Missing |
| Alta cualificación | | 0,99 | 1,02 | 1,10* | 0,79 | 1,34 | 0,95 |
| | | [0,91, 1,07] | [0,91, 1,15] | [1,01, 1,20] | [0,39, 1,61] | [0,89, 2,00] | [0,81, 1,12] |
| Cualificación media | | 1,07 | (REF) | 1,07 | 1,24 | 0,91 | 1,25** |
| | | [0,98, 1,17] | | [0,99, 1,17] | [0,64, 2,40] | [0,59, 1,39] | [1,08, 1,44] |
| Modelo 13 | | | | | | | |
| Madre | Baja cualificación | 1,12* | 1,14* | 1,16*** | 0,94 | 1,31* | 1,32*** |
| | | [1,01, 1,24] | [1,01, 1,28] | [1,07, 1,25] | [0,51, 1,71] | [1,02, 1,68] | [1,16, 1,51] |
| | Estudiantes | 1,08 | 0,66 | 1,14 | 1,37 | 1,09 | 1,17 |
| | | [0,80, 1,46] | [0,43, 1,03] | [0,97, 1,35] | [0,98, 1,92] | [0,39, 3,05] | [0,84, 1,62] |
| | Fuera del mercado laboral | 1,17** | 1,20** | 1,25*** | 0,85 | 1,41*** | 1,21** |
| | [1,05, 1,30] | [1,05, 1,36] | [1,16, 1,36] | [0,50, 1,44] | [1,18, 1,68] | [1,06, 1,39] | |
| Missing | 1,25 | 1,07 | 1,17 | 2,26 | 1,33 | 1,20** | |
| | [1,01, 1,55] | [0,76, 1,53] | [1,01, 1,35] | [0,78, 6,53] | [0,62, 2,84] | [1,06, 1,36] | |

Modelos ajustados por edad gestacional, estatus civil, edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del nacido y Comunidad Autónoma de residencia. * *p* valor <0.05; ** *p* valor <0.01; *** *p* valor <0.001; el resto no significativo.

se relacionan con la carga física característica de los empleos de baja cualificación en los sectores servicios e industrial, así como con el estrés psicológico producido por la dedicación a las tareas domésticas, sin percepción de recompensas económicas capaces de amortiguarlo (Ronda *et al.*, 2009; Saurel-Cubizolles *et al.*, 2004; Rodríguez *et al.*, 1995).

En resumen, nuestros resultados demuestran que las variables socio-económicas de la madre son cruciales al estudiar las desigualdades observadas en el bajo peso al nacer de los hijos, pero también subrayan la importancia de las del padre, dado que hay una complementariedad de ambos.

CONCLUSIÓN

En este artículo hemos examinado empíricamente las dos críticas más importantes que plantea la sociología a la práctica epidemiológica de «controlar por las variables socio-económicas» cuando se estudian las desigual-

dades socio-económicas en salud. En primer lugar, hemos examinado las variables socio-económicas disponibles tales como la ocupación, la educación y la renta para que puedan ser utilizadas indistintamente, lo que ha sustentado una aproximación unidireccional de la definición de estatus socio-económico. En segundo lugar, hemos analizado la práctica común de utilizar exclusivamente variables socioeconómicas de la madre bajo el supuesto implícito de que cualquier medida de salud reproductiva es, ante todo, un indicador materno. Para realizar este análisis, hemos concentrado la atención en el bajo peso al nacer de los niños, un conocido indicador de salud materno-infantil, cuyo interés preocupa a la epidemiología y salud pública contemporánea en países desarrollados y en vías de desarrollo.

Nuestros resultados muestran que tanto la ocupación como la educación están asociadas negativamente con el riesgo de experimentar bajo peso al nacer. Un bajo nivel

educativo y una posición vulnerable en el mercado laboral incrementan el riesgo de bajo peso al nacer, confirmando la existencia de desigualdades en salud. Sin embargo, ambas medidas tienen un efecto independiente en el riesgo de bajo peso al nacer, una indicación clara de la necesidad de rechazar el uso de estas variables de manera indistinta. Además, entre ellas, la educación es la variable que muestra un mayor efecto sobre el bajo peso al nacer.

Estos resultados son consistentes para madres y padres estudiados separadamente, subrayando el hecho de que los padres también importan en el estudio de la salud reproductiva. Cuando se consideran ambos padres conjuntamente, vemos que tanto la educación como la ocupación son importantes en el peso al nacer del niño, aunque, al ser incluirlas conjuntamente, la información de la madre parece destacar más. Este resultado, contrario a lo que la sociología tradicional propone, sugiere que la información del padre no recoge la información contenida en las variables de la madre. A la luz de esta evidencia, se impone la necesidad de revisar la «perspectiva convencional» en sociología que defiende la importancia de la información paterna sobre la materna al definir el estatus socioeconómico de la familia.

El hecho de que la educación sea significativa cuando se incluye la información del otro miembro de la pareja subraya que la educación de ambos padres puede influir en la salud de sus hijos, aunque quizá a través de distintos mecanismos. Lógicamente, eso sugiere que el significado teórico de esta variable podría ser diferente.

Deben hacerse notar varias limitaciones en este estudio. Hemos utilizado los datos de las estadísticas vitales aportados por los padres en el momento de la inscripción del nacimiento en el Registro Civil. Esta fuente de datos puede implicar ciertos problemas de fiabilidad. En cuanto a la información médica, un análisis de validación previo que compara

ba esta fuente con los registros hospitalarios mostraba un buen nivel de acuerdo entre ambas fuentes, aunque se observan diferencias en la información de peso al nacer y edad gestacional. No obstante, no conocemos la fiabilidad del resto de las variables, incluyendo la información socioeconómica. De hecho, el volumen de datos ausentes sobre ocupación para las comunidades autónomas de Madrid y Cataluña, en comparación con el resto, nos hace sospechar que la calidad de los datos depende, en gran medida, de la comunidad en la que se inscriben. Por este motivo, realizamos un análisis de sensibilidad excluyendo estas comunidades, pero esta exclusión no alteró los resultados.

En conclusión, este estudio contribuye a la investigación epidemiológica demostrando empíricamente las implicaciones prácticas de sus supuestos implícitos, y a la investigación sociológica señalando la importancia de las variables paternas combinadas con la información socioeconómica de la madre, al menos en lo que respecta al estudio del bajo peso al nacer.

BIBLIOGRAFÍA

- Alexander, Greg R.; Michael Kogan y John H. Himes (1999). «1994-1996 U.S. Singleton Birth Weight Percentiles for Gestational Age By Race, Hispanic Origin, and Gender». *Maternal and Child Health Journal*, 3(4): 225-232.
- Baizán, Pau (2006). «El efecto del empleo, el paro y los contratos temporales en la baja fecundidad española de los años 1990». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 115(06): 223-253.
- Barker, David J (1995). «Intrauterine Programming of Adult Disease». *Molecular Medicine Today*, 1(9): 418-424.
- Blossfeld, Hans P. (1995). *The Role of Women. Family Formation in Modern Societies*. Boulder (CO): Westview Press.
- Blossfeld, Hans P. y Johannes Hunink (1991). «Human Capital Investments or Norms of Role Transitions? How Women's Schooling and Career

- Affect the Process of Family Formation». *American Journal of Sociology*, 97(1): 143-168.
- Blumenshine, Philip M. (2011). «Father's Education: An Independent Marker of Risk for Preterm Birth». *Maternal and Child Health Journal*, 15(1): 60-67.
- Breslau, Naomi; Eric O. Johnson y Victoria C. Lucia (2001). «Academic Achievement of Low Birthweight Children at Age 11: The Role of Cognitive Abilities at School Entry». *Journal of Abnormal Child Psychology*, 29(4): 273-279.
- Caldwell, John C (1979). «Education As a Factor in Mortality Decline An Examination of Nigerian Data». *Population Studies*, 33(3): 395-413.
- Calling, Susana *et al.* (2011). «Socioeconomic Inequalities and Infant Mortality of 46 470 Preterm Infants Born in Sweden between 1992 and 2006». *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 25(4): 357-360.
- Cano-Serral, Gemma *et al.* (2006). «Desigualdades socioeconómicas relacionadas con el cuidado y el control del embarazo». *Gaceta Sanitaria*, 20(1): 25-30.
- Castro, Teresa (2010). «Single Motherhood and Low Birthweight in Spain: Narrowing Socialinequalitues in Health?». *Demographic Research*, 22(27): 863-890.
- Cleland, John y Jeroen K. van Ginneken (1988). «Maternal Education and Child Survival in Developing Countries: The Search for Pathways of Influence». *Social Science and Medicine*, 27(12): 1357-1368.
- Cnattingius, Sven; Gunilla Lindmark y Olav Meirik (1992). «Who Continues to Smoke while Pregnant?». *Journal of Epidemiology and Community Health*, 46(3): 218-221.
- Cordero, Julia (2009). «El espaciamiento de los nacimientos: una estrategia para conciliar trabajo y familia en España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 128: 11-13.
- Cutler, David M. y Adriana Lleras-Muney (2010). «Understanding Differences in Health Behaviors by Education». *Journal of Health Economics*, 29(1): 1-28.
- Dubois, Lise y Girard Manion (2006). «Determinants of Birthweight Inequalities: Population-based Study». *Pediatrics International*, 48(5): 470-478.
- Duncan, Greg J. *et al.* (2002). «Optimal Indicators of Socioeconomic Status for Health Research». *American Journal of Public Health*, 92(7): 1150-1157.
- Esteve, Albert y Clara Cortina (2006). «Changes in Educational Assortative Matching in Contemporary Spain». *Demographic Research*, 14(17): 405-428.
- Fraser, Alison M.; John E. Brockert y R. H. Ward (1995). «Association of Young Maternal Age with Adverse Reproductive Outcomes». *The New England Journal of Medicine*, 332(17): 1113-1118.
- Galobardes, Bruna; John Lynch y George Davey-Smith (2007). «Measuring Socioeconomic Position in Health Research». *British Medical Bulletin*, 81 y 82: 21-37.
- Geyer, Siegfried *et al.* (2006). «Education, Income, and Occupational Class Cannot Be Used Interchangeably in Social Epidemiology. Empirical Evidence against a Common Practice». *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60: 804-810.
- Gillman, Matthew W. (2004). «A Life Course Approach to Obesity». En: D. Kuh y Y. Ben Shlomo (eds). *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.
- Goldthorpe, John (1983). «Women and Class Analysis: In Defense of the Conventional View». *Sociology*, 17(4): 465-488.
- (1987). *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon.
- (2012). «Back to Class and Status: Or Why a Sociological View of Social Inequality Should Be Reasserted». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 137: 43-58.
- Goodin, Robert E. *et al.* (2000). *The Real Words of Welfare Capitalism*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Jansen, Pauline W. *et al.* (2009). «Explaining Educational Inequalities in Birthweight: The Generation R Study». *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 23: 216-228.
- Juárez, Sol (2011). *Qué es lo que importa del peso al nacer: la paradoja epidemiológica en la población inmigrada de la Comunidad de Madrid* [tesis doctoral]. Madrid: Universidad Complutense de Madrid (en línea), <http://eprints.ucm.es/13878/>, último acceso 3 de abril de 2012.
- *et al.* (2012). «The Quality of Vital Statistics for Studying Perinatal Health: The Spanish Case». *Paediatrics and Perinatal Epidemiology*, 26(4): 310-315.

- Klebanoff, Mark A. (2008). «Paternal and Maternal Birthweights and the Risk of Infant Preterm Birth». *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 198(1): 58.e1–58.e3.
- Kramer, Michael S. (1987). «Determinants of Low Birth Weight: Methodological Assessment and Meta Analysis». *Bulletin World Health Organization*, 65(5): 663-737.
- *et al.* (2000). «Socio-economic Disparities in Pregnancy Outcome: Why Do the Poor Fare so Poorly?». *Paediatrics and Perinatal Epidemiology*, 14: 194-210.
- Kuh, Diana y Yoav Ben-Shlomo (2004). *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.
- Kunst, Anton y John Mackenbach (2000). *Measuring Socioeconomic Inequalities in Health*. Copenhagen: World Health Organization.
- Leon, David A. *et al.* (1998). «Reduced Fetal Growth Rate and Increased Risk Death from Ischaemic Heart Disease: Cohort Study of 15000 Swedish Men and Women Born 1915-29». *British Medical Journal*, 317: 241-245.
- Lynch, John W. *et al.* (2000). «Income Inequality and Mortality: Importance to Health of Individual Income, Psychosocial Environment, or Material Conditions». *British Medical Journal*, 320(29): 1200-1204.
- y G. Kaplan (2000). «Socioeconomic Position». En: L. F. Berkman e I. Kawachi (eds.), *Social Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.
- Marcu, Silvia (2008). «Desajustes entre la formación y empleo de los inmigrantes». En: Vicente Rodríguez Rodríguez (ed.), *Inmigración, Formación y Empleo en la Comunidad de Madrid*. Madrid: Consejo Económico y Social.
- Marmot, Michael y Richard G. Wilkinson (2001). «Psychosocial and Material Pathways in the Relation between Income and Health: A Response to Lynch *et al.*». *British Medical Journal*, 19 (322): 1233-1236.
- Martikainen, Pekka (1995). «Socioeconomic Mortality Differentials in Men and Women According to Own and Spouse's Characteristics in Finland». *Sociology of Health and Illness*, 17: 353-375.
- Martín-García, Teresa (2008). «A Reassessment of the Role of Women's Education in Existing Fertility Research». *Genus*, LXIV (1-2): 131-157.
- Melve, Kari K. y Rolv Skjaerven (2003). «Birthweight and Perinatal Mortality: Paradoxes, Social Class, and Sibling Dependencies». *International Journal of Epidemiology*, 32(4): 625-632.
- Meyer, John D. *et al.* (2008). «Maternal Occupation and Risk for Low Birth Weight Delivery: Assessment Using State Birth Registry Data». *Journal of Occupational & Environmental Medicine*, 50(3): 306-315.
- Miletic, Tomislav *et al.* (2007). «Effect of Parental Anthropometric Parameters on Neonatal Birth Weight and Birth Length». *Collegium Antropologicum*, 31(4): 993-997.
- Milham, Samuel y Erik M. Ossiander (2008). «Low Proportion of Male Births and Low Birth Weight of Sons of Flour Mill Worker Fathers». *American Journal of Individual Medicine*, 51(2): 157-158.
- Mjøen, Geir *et al.* (2006). «Paternal Occupational Exposure to Radiofrequency Electromagnetic Fields and Risk of Adverse Pregnancy Outcome». *European Journal of Epidemiology*, 21 (7): 529-535.
- Moreno Mínguez, Almudena (2008). «El reducido empleo femenino en los estados del bienestar del sur de Europa. Un análisis comparado». *Revista Internacional de Sociología*, LXVI (50): 129-162.
- Mortensen, Laust H. *et al.* (2009). «The Social Gradient in Birthweight at Term: Quantification of the Mediating Role of Maternal Smoking and Body Mass Index». *Human Reproduction*, 24 (10): 2629-2635.
- Moussa, Kontie *et al.* (2009). «Socioeconomic Differences in Smoking Trends among Pregnant Women at First Antenatal Visit in Sweden 1982-2001: Increasing Importance of Educational Level for the Total Burden of Smoking». *Tobacco Control*, 18(2): 92-97.
- Muffels, Ruud *et al.* (2002). «Labour Market Transitions and Employment Regimes: Evidence on the Flexibility-Security Nexus in Transitional Labour Markets». *WZB Discussion Papers*, 02-204:1-25.
- Odibo, Anthony *et al.* (2006). «Advanced Maternal Age is an Independent Risk Factor for Intrauterine Growth Restriction». *American Journal of Perinatology*, 23(5): 325-328.
- Ørvm, Arnstein (2011): «Socioeconomic Status and Lifestyle Choices: Evidence from Latent Class Analysis». *Health Economics*, 20: 971-984.
- Pampel, Fred C.; Patrick M. Krueger y Justin T. Denney (2010). «Socioeconomic Disparities in Health Behaviors». *Annual Review of Sociology*, 36: 349-370.

- Parker, Jennifer y Kenneth C. Schoendorf (1992). «Influence of Paternal Characteristics on the Risk of Low Birth Weight». *American Journal of Epidemiology*, 136(4): 399-407.
- Regidor, Enrique (2001). «La clasificación de clase social de Goldthorpe: marco de referencia para la propuesta de medición de la clase social del grupo de trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología». *Revista Española de Salud Pública*, 75(1): 13-22.
- Risner, Kari *et al.* (2011). «Birthweight and Mortality in Adulthood: A Systematic Review and Meta-analysis». *International Journal of Epidemiology*, 40(3): 647-661.
- Rodríguez, Carmen; Enrique Regidor y José L. Gutiérrez-Fisac (1995). «Low Birth Weight in Spain Associated with Socio-demographic Factors». *Journal of Epidemiology and Community Health*, 49(1): 38-42.
- Ronda, Elena *et al.* (2009). «Ocupación materna, duración de la gestación y bajo peso al nacimiento». *Gaceta Sanitaria*, 23(3): 179-185.
- Ross, Catherine E. y John Mirowsky (1999). «Refining the Association between Education and Health: The Effects of Quantity, Credential, and Selectivity». *Demography*, 199: 445-460.
- Rundle, Donna *et al.* (1996). «Maternal Country of Origin and Infant Birthplace: Implications for Birth-weight». *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 36(4): 430-434.
- Salvador, Joaquín *et al.* (2007). «Evolución de las desigualdades según la clase social en el control del embarazo en Barcelona (1994-97 frente a 2000-03)». *Gaceta Sanitaria*, 21(5): 378-383.
- Saurel-Cubizolles, Marie J. *et al.* (2004). «Employment, Working Conditions, and Preterm Birth: Results from the Europop Case-control Survey». *Journal of Epidemiology and Community Health*, 58(5): 395-401.
- Serracant Melendres, Pau (2005). «La nueva economía y la sobrecualificación entre los jóvenes catalanes. Principales resultados de un nuevo sistema de indicadores». *Cuaderno de Relaciones Laborales*, 24(1): 199-229.
- Shah, Prakesh y Knowledge Synthesis Group on Determinants of LBW/PT Births. (2010). «Parity and Low Birth Weight and Preterm Birth: A Systematic Review and Meta-analyses». *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 89(7): 862-875.
- *et al.* (2011). «Maternal Marital Status and Birth Outcomes: A Systematic Review and Meta-analyses». *Maternal and Child Health Journal*, 15(7): 1097-1109.
- Shiono, Patricia H. *et al.* (1997). «Ethnic Differences in Birthweight: The Role of Lifestyle and Other Factors». *American Journal of Public Health*, 87(5).
- Speciale, Ana M. y Enrique Regidor (2011). «Understanding the Universality of the Immigrant Health Paradox: The Spanish Perspective». *Journal of Immigrants and Minority Health*, 13(3): 518-525.
- Staff, Jeremy y Jeylan T. Mortimer (2011). «Explaining the Motherhood Wage Penalty during the Early Occupational Career». *Demography*, 48: 1-21.
- Swamy, Geeta K *et al.* (2012). «Maternal Age, Birth Order, and Race: Differential Effects on Birthweight». *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66(2): 136-142.
- Tijdens, Kea G. (2002). «Gender Roles and Labour Use of Strategies: Women's Part-time Work in the European Union». *Feminist Economics*, 8(1): 71-99.
- Tong, Shilu P.; Peter Baghurs y Anthony McMichael (2006). «Birthweight and Cognitive Development during Childhood». *Journal of Paediatrics and Child Health*, 42(3): 98-103.
- Torrent, Matias *et al.* (2004). «Smoking Cessation and Associated Factors during Pregnancy». *Gaceta Sanitaria*, 18(3): 184-189.
- Torssander, Jenny y Robert Eriksson (2010). «Stratification and Mortality: A Comparison of Education, Class, Status and Income». *European Sociological Review*, 26(4): 465-474.
- United Nations Children's Fund and World Health Organization (2004). *Low Birthweight: Country, Regional and Global Estimates*. New York: UNICEF.
- Villalbí, Joan R. *et al.* (2007). «Maternal Smoking, Social Class and Outcomes of Pregnancy». *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 21: 441-447.
- Wardle, Jane y Andrew Steptoe (2003). «Socioeconomic Differences in Attitudes and Beliefs about Healthy Lifestyles». *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57(6): 440-443.
- Wilcox, Allen e Ian Russell (1983). «Birthweight and Perinatal Mortality: On Weight Specific Mortality». *International Journal of Epidemiology*, 12(3): 319-325.

- Wilcox, Allen y Rolv Skjoerven (1992). «Birth Weight and Perinatal Mortality: The Effect of Gestational Age». *American Journal of Public Health*, 82(3): 378-382.
- Wilkinson, Richard G. y Kate E. Pickett (2006). «Income Inequality and Population Health: A Review and Explanation of the Evidence». *Social Science and Medicine*, 62: 1768-1784.
- Wright, Eric O. (1997). *Class Counts: Comparative Studies in Class Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Xue, Fei *et al.* (2008). «Parental Characteristics as Predictors of Birthweight». *Human Reproduction*, 23(1): 168-177.
- Zhu, Jin L. *et al.* (2005). «Paternal Age and Preterm Birth». *Epidemiology*, 16(2): 259-262.

RECEPCIÓN: 19/07/2012

REVISIÓN: 23/01/2013

APROBACIÓN: 08/05/2013

