

# EDUCACIÓN Y SALUD AL NACER (\*)

Pilar CUEVAS-RUIZ (\*\*)

University College London

Cristina BORRA

Universidad de Sevilla

Almudena SEVILLA

University College London

## Resumen

Este artículo realiza una revisión exhaustiva de la literatura internacional y reporta evidencia empírica para España acerca de la correlación entre el nivel educativo de la madre y la salud de los recién nacidos. Investigaciones previas sugieren efectos positivos o nulos entre educación y salud al nacer. No obstante, la mayor parte de la literatura previa que busca relaciones causales explota análisis cuasiexperimentales en países en vías de desarrollo donde las reformas parten de niveles educativos muy bajos. Utilizando la reforma educativa de 1990 como *shock* exógeno, se estima un impacto nulo del incremento de la secundaria sobre los indicadores de salud al nacer en España.

*Palabras clave:* educación, salud, reformas educativas, experimento natural, recién nacidos.

## Abstract

This paper makes an exhaustive review of the international literature and reports empirical evidence for Spain about the correlation between the educational level of the mother and the health of the newborns. Previous research suggests positive or no effects between education and health at birth. However, most of the previous literature seeking causal relationships exploits quasi-experimental analyses in developing countries where reforms start from very low educational levels. Using the educational reform of 1990 as an exogenous shock, it is estimated that the increase in secondary education has no impact on health indicators at birth in Spain.

*Keywords:* education, health, educational reform, natural experiment, newborns.

*JEL classification:* I26, J13, J16.

## I. INTRODUCCIÓN

Las consecuencias del aumento del nivel educativo en países de renta alta han despertado el interés de numerosos autores durante las últimas décadas. Entre 1990 y 2018 la media de años escolarizados ha aumentado en torno a tres años en países como Portugal e Italia mientras que, en otros, como Reino Unido o Alemania se ha incrementado en más de cinco años llegando este último a alcanzar los 14,1 años de media (gráfico 1). Fundamentalmente, los beneficios del aumento del nivel educativo han sido evaluados y cuantificados a partir de los ingresos futuros o las perspectivas laborales. Sin embargo, diversos autores recalcan la importancia de las implicaciones procedentes de la correlación existente entre la educación materna y la salud al nacer (Breierova y Dufflo, 2004; Currie y Moretti, 2003; McCrary y Royer, 2011).

La salud al nacer puede tener diversas consecuencias e impulsar disparidades socioeconómicas durante el período adulto (Currie *et al.*, 2010; Currie, 2011). De hecho, según estimaciones de

Black *et al.* (2007), un aumento del 7,5 por 100 en el peso al nacer conlleva un incremento del 1 por 100 en los ingresos a tiempo completo y de 0,05 puntos en la escala Normalizada del Nueve (*Stanine*) (1) sobre el coeficiente intelectual. Según Behrman y Rosenzweig (2004), si aplicamos la distribución del peso al nacer de los Estados Unidos en países en vías de desarrollo la desigualdad en la distribución de la renta se reduciría en un 1 por 100. Según datos proporcionados por UNICEF (2019), países como España o Portugal experimentaban un aumento de un 1,2 y 1,4 puntos porcentuales respectivamente en el número de nacidos vivos con bajo peso (menor de 2.500 g) entre 2000 y 2015 (gráfico 2). Otros países como Alemania e Italia experimentaban una reducción en 0,3 y 0,12 puntos porcentuales en la proporción de nacidos con bajo peso situándose ambos en torno al 7 por 100.

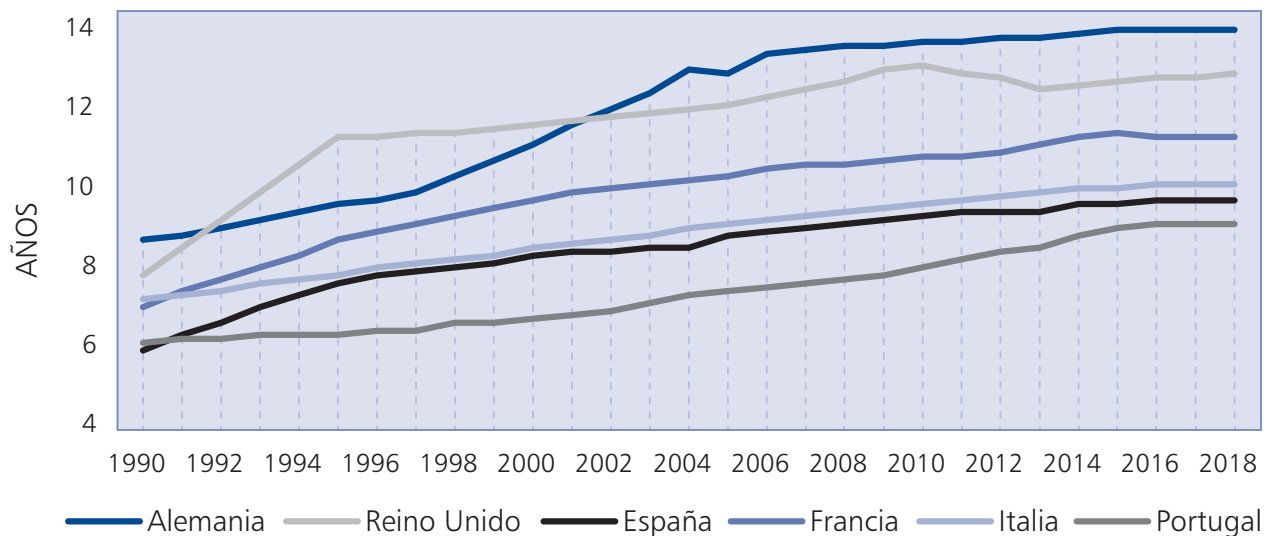
La correlación entre el nivel educativo de la madre y la salud al nacer de los hijos ha sido explicada a través de diferentes mecanismos. En primer lugar, a través del retraso de la fertilidad y el denominado efecto «reclusión», esto es, la reducción del

tiempo disponible para iniciar hábitos de riesgo y posponer los embarazos (Cygan-Rehm y Maeder, 2013). El retraso de la fertilidad y el aumento de la edad materna puede ser altamente beneficioso en países en desarrollo donde las tasas de embarazos adolescentes son muy altas (Breierova y Dufflo, 2004), pero tiene efectos negativos en países donde la edad materna es ya muy avanzada aumentando los riesgos para la madre y el hijo (Luque Fernández *et al.*, 2019). En segundo lugar, la consecución de estudios superiores aumenta la probabilidad de estar ocupada, lo cual implicaría un aumento de los ingresos familiares y el acceso a beneficios no pecuniarios como seguros médicos privados, cuidados prenatales o pensiones (Schaller y Zerpa, 2019; Page, Schaller y Simon, 2019). Por último, existiendo cierta falta de consenso, el mayor nivel educativo puede estar asociado con unos hábitos de vida más saludables a partir de la reducción del consumo de alcohol y tabaco (Currie y Moretti, 2003; Fort, Schneeweis y Winter-Ebmer, 2016), pero también puede implicar el aumento de comportamientos de riesgo al acceder a puestos de trabajo de mayor responsabilidad y de mayor estrés (Juárez *et al.*, 2014; Bellés-Obrero *et al.*, 2015). No obstante, el papel de los canales sobre la salud ha sido analizado en su vasta mayoría para países en vías de desarrollo donde las mejoras en educación parten

de niveles educativos muy bajos (Currie y Moretti, 2003; Breierova y Dufflo, 2004; Makate y Makate, 2016). Los años de escolarización media en países en desarrollo estaban en 7,4 años y en países de menor índice de desarrollo humano en 4,8 años en 2018 (UNPD, 2018).

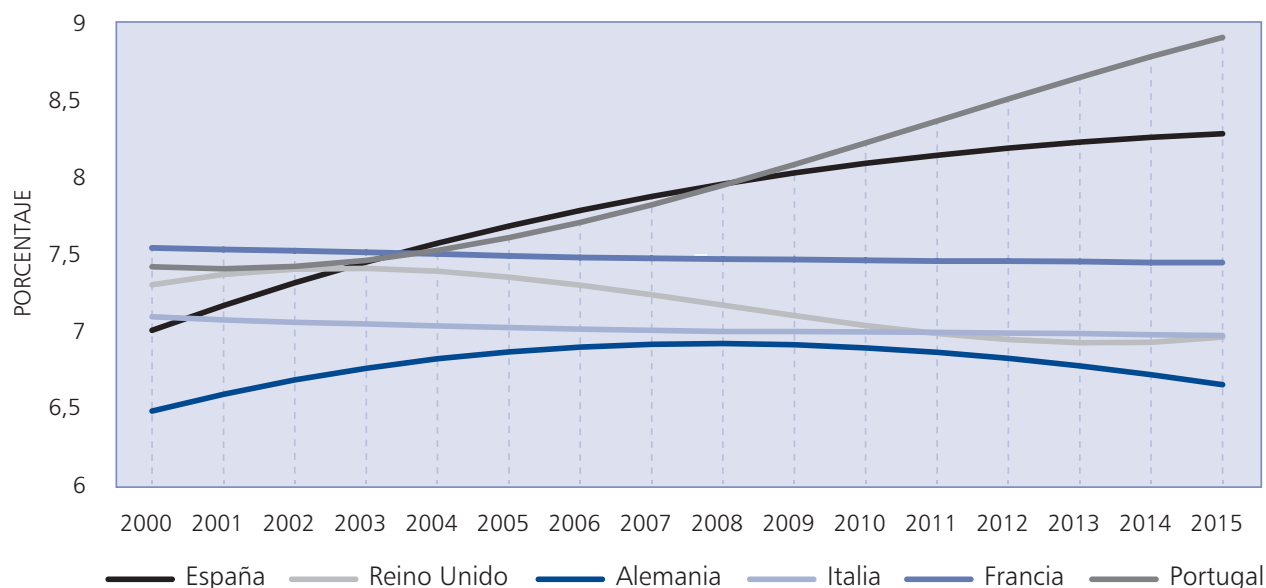
La identificación de los efectos causales de la educación a través de dichos canales no se presenta como una tarea fácil dado el carácter endógeno de la misma. Por ejemplo, es importante diferenciar si la presumiblemente mejor salud de los recién nacidos de madres con mayor nivel educativo se debe a que estas poseen unos hábitos de vida más saludables o, por el contrario, se debe a que las madres que deciden seguir más años dentro del sistema educativo no representan una muestra aleatoria de la población. Dicha decisión puede venir determinada por una serie de factores o variables no observables como podría ser el contexto familiar. Por tanto, dado que la educación no es una variable exógena, numerosos autores han abordado este problema haciendo uso de métodos cuasiexperimentales. Autores como Black, Devereux y Salvanes (2005) o Maurin y McNally (2008) utilizan reformas educativas como experimentos naturales que implican el aumento de la educación obligatoria y otros como Currie y Moretti (2003) o Carneiro, Meghir y Pary

GRÁFICO 1  
EVOLUCIÓN DEL NÚMERO MEDIO DE AÑOS DE ESCOLARIZACIÓN POR PAÍS DE LAS MUJERES CON 26 AÑOS O MÁS (1990-2018)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Desarrollo Humano de United Nations Development Programme (UNDP), 2018.

GRÁFICO 2  
EVOLUCIÓN DE LA PROPORCIÓN DE NACIDOS VIVOS CON MENOS DE 2.500 GRAMOS  
AL NACER POR PAÍS (2000-2015)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de UNICEF/WHO, *Low birthweight (LBW) estimates, 2019 Edition*.

(2013) usan la variación temporal y geográfica en los costes de acceso a la Universidad.

En consecuencia, la contribución más clara del presente artículo reside en el análisis y sistematización de la literatura previa según los métodos cuasiexperimentales presentados y de los principales mecanismos que explican la correlación entre el nivel educativo de la madre y la salud al nacer. Además, se contribuye a la literatura previa con una evidencia empírica para España siendo muy limitadas las investigaciones realizadas sobre el impacto de la educación en la salud al nacer en países desarrollados y prácticamente inexistentes para España a partir de experimentos naturales.

Este artículo se estructura de la siguiente forma. En la sección segunda se muestra una revisión de la literatura acerca del impacto causal de la educación sobre la salud al nacer organizado según el experimento natural utilizado para obtener el efecto. En la tercera sección se presenta una revisión de la literatura sobre los canales que se han investigado. En la cuarta sección se presenta una revisión de la evidencia en España sobre el efecto de la educación en la salud al nacer, así como los canales

analizados, finalizando con el análisis empírico para España utilizando el impacto de la implantación de la Ley Orgánica de Ordenación General del Sistema Educativo (LOGSE) sobre la salud al nacer. Por último, la sección quinta concluye con una serie de conclusiones finales.

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA DEL IMPACTO DE LA EDUCACIÓN SOBRE LA SALUD AL NACER

Expondremos en esta sección las principales investigaciones realizadas acerca del impacto de la educación sobre la salud al nacer según el experimento natural realizado (ver cuadros 1.A y 1.B del anexo).

Como se ha mencionado anteriormente, la educación tiene un carácter completamente endógeno. La correlación entre educación y salud puede venir determinada por una serie de factores no observables como el contexto familiar (Currie y Moretti, 2003). ¿Es el mayor nivel educativo de la madre explicativo de los mejores indicadores de salud al nacer de los hijos, vía aumento de ingresos y mayor inversión en salud? O, por el contrario, ¿es el mayor

nivel adquisitivo de la madre el que determina el mayor nivel educativo de la misma y, por tanto, una mayor inversión en salud y capacitación para procesar información? Para evitar una selección no aleatoria de la muestra, literatura previa ha explotado *shocks* exógenos para controlar la educación y que esta no dependa de otros factores como los ingresos o el nivel socioeconómico de la pareja. Dichos *shocks* exógenos son fundamentalmente reformas educativas que han supuesto un cambio en el sistema educativo de un país o región en un período de tiempo determinado. No obstante, los experimentos naturales utilizados difieren según el instrumento utilizado. Mientras que hay autores que explotan reformas educativas que suponen una variación en los años de escolarización obligatoria, otros utilizan las diferentes edades de entrada en el sistema educativo o explotan la extensión de la accesibilidad al sistema educativo a partir de la apertura de centros educativos.

Varios trabajos consideran la variación del número de años de estudio que acompaña a los cambios en la edad de escolarización obligatoria. Lindeboom, Llena-Nozal y Van Der Klaauw (2009) investigan el impacto de la educación parental sobre la salud de los hijos a partir de un incremento de la escolarización obligatoria en Reino Unido. La reforma de 1947 aumentó la escolarización obligatoria de los 14 a los 15 años. A partir de datos longitudinales de más de 17.000 niños nacidos entre el 3 y 9 de marzo de 1958 en Reino Unido estiman que la exposición a la reforma educativa supuso un aumento en 0,02 gramos en el peso al nacer. De forma similar, Grytten, Skau y Sørensen (2014) analizan el impacto de la educación materna sobre el peso al nacer a partir de una reforma educativa en Noruega que incrementó la educación obligatoria de los 7 a 9 años. La reforma tuvo lugar entre 1960 y 1972 y se implantó a diferente ritmo según municipios. Con datos de los registros médicos (1960-1972) y del censo de 1960, se estima que por cada año de escolarización se reduce en un 1 por 100 la probabilidad de bajo peso al nacer (menos de 2.500 gramos). Con el mismo experimento natural, Dursun, Cesur y Kelly (2017) aprovechan la reforma educativa de Turquía de 1997 que aumentó la escolarización obligatoria de los 5 a los 8 años. Estos últimos analizan la mortalidad infantil, el peso al nacer y la prematuridad a partir de datos de partos del Ministerio de Salud de Turquía, datos de mortalidad del Instituto de Estadística turco de Población y Hogares y el Censo de 2011. Obtienen que por cada año de escolarización de la madre se reduce la probabilidad de muy bajo peso

(menos de 1.500 gramos) un 0,53 por 100, un 0,83 por 100 de bajo peso (2.500 gramos), 0,6 por 100 de prematuridad (menos de 37 semanas) y un 0,6 por 100 la probabilidad de mortalidad infantil (hasta los 5 años).

Otros autores explotan la accesibilidad al sistema educativo a partir de la disponibilidad de centros educativos de enseñanza superior y primaria. A niveles de educación superior, Currie y Moretti (2003) analizan el impacto de la educación de la madre sobre la salud al nacer en Estados Unidos a partir de los registros de partos entre 1970 y 1990 de la Estadística Nacional de Natalidad. Aíslan el efecto causal de la educación explotando la apertura de centros de educación superior (universidades) entre 1940 y 1996 y estiman que la reforma redujo la probabilidad de bajo peso un 10 por 100 y prematuridad un 6 por 100. Carneiro, Meghir y Pary (2013) instrumentan la educación a partir de un método híbrido que controla la disponibilidad de universidades, las tasas universitarias y la ratio de desempleo local de la provincia de la madre a los 17 años en Estados Unidos entre 1979 y 2008. No encuentran resultados significativos sobre los nacidos vivos con bajo peso al nacer ni sobre las habilidades motoras a partir de datos de la *Encuesta longitudinal para jóvenes* (NLSY79).

A nivel de educación primaria, Breierova y Dufflo (2004) explotan un programa masivo de construcción de centros de educación primaria en Indonesia entre 1973 y 1978 (programa Sekolah Dasar INPRES). Concluyen que el programa redujo aproximadamente un 45 por 100 el número de muertes infantiles. Makate y Makate (2016) controlan la educación a partir de la eliminación de tasas de acceso a la educación primaria en Malawi en 1994. A partir de datos de las *Encuestas de demografía y salud* en Malawi del 2000, 2004-2005 y 2010 estiman una reducción de hasta un 3,33 por 100 de la probabilidad de mortalidad infantil. Keats (2018) realiza un experimento similar en Uganda en 1997 con datos de la *Encuesta de demografía y salud* de 1995, 2000-2001, 2006 y 2011 (DHS) y *Encuesta de malaria* de 2009. Este último no encuentra efectos sobre la mortalidad al nacer, pero estima una reducción de la probabilidad de sufrir retraso en el crecimiento en un 18 por 100. Günes (2015) explota la reforma educativa de Turquía de 1997, al igual que Dursun, Cesur y Kelly (2017), la cual implicó un aumento de un 30 por 100 de las aulas en educación primaria y secundaria en el curso académico 1996-1997. Se estima una reducción del

85 por 100 de la probabilidad de muy bajo peso. Por último, Chou *et al.* (2010) explotan la reforma educativa de 1968 en Taiwán que supuso la apertura de centros de educación secundaria. La reforma en Taiwán redujo la mortalidad infantil en torno a un 11 por 100.

Por otro lado, realizando un experimento natural diferente, McCrary y Royer (2011) identifican los efectos de la educación materna sobre la fertilidad y la salud infantil a partir de la comparativa de diferentes políticas sobre la edad de entrada al sistema educativo. En este caso, instrumentan la educación de la madre a partir de las diferentes edades de entrada a los centros de educación primaria en California y Texas, en el primero se debía tener 5 años el 1 de diciembre mientras que en el segundo el 1 de septiembre. A partir de los datos de los departamentos de salud de California (1989-2002) y Texas (1989-2001) no encuentran resultados significativos y, por tanto, constatan un efecto nulo de la educación sobre la salud al nacer.

Para finalizar, otros autores controlan la educación a partir de reformas no educativas pero que tienen consecuencias directas sobre la escolarización. Grépin y Bharadwaj (2015) explotan la Declaración de Independencia de Zimbabue en 1980 que facilitó el acceso de la población negra a los centros educativos. Concluyen que la extensión de la educación redujo la mortalidad al nacer en más de un 1 por 100. También sería el caso de Bellés-Obrero *et al.* (2015) que explota la reforma laboral española de 1980 y que desarrollaremos en la sección sexta del presente artículo.

### III. CANALES EXPUESTOS POR LITERATURA PREVIA

El nivel educativo de la madre afecta a la salud al nacer a través de diferentes mecanismos. El cuerpo de literatura previo que analiza el impacto causal de la educación sobre la salud al nacer a partir de experimentos naturales ha explicado dicha correlación a través de los efectos de la educación sobre la programación de la fertilidad, la edad de la madre, los ingresos futuros, el uso de cuidados prenatales y los hábitos de riesgo como el consumo de tabaco y alcohol. No obstante, el efecto y dirección de estos efectos sobre la salud al nacer dependerá, entre otros factores, del nivel de desarrollo del país y del espectro temporal en el que se ha desarrollado el experimento natural.

Uno de los primeros mecanismos sobre los que actúa la educación sobre la salud al nacer es a través de la fertilidad. Si las mujeres afectadas por una reforma educativa en su adolescencia no tuvieran planeada su proyección de familia lo suficientemente jóvenes y con anterioridad a la implantación de la reforma, esta podría suponer una restricción de la fertilidad reduciendo el número de hijos. Además, si asumimos que el servicio que le prestamos al hijo es un bien normal, a menor cantidad mayor calidad y, por tanto, dados unos recursos limitados, mejores condiciones de vida (Becker y Lewis, 1973). Bajo dicha asunción, se establece una correlación negativa entre la fertilidad de la madre y la salud al nacer, es decir, a mayor número de hijos peores indicadores de salud al nacer. Por tanto, los efectos causales de la educación sobre la salud al nacer no podrían ser cuantificados sin realizar previamente un análisis del impacto de la misma sobre la fertilidad ya que, la educación, endógenamente elegida, puede inducir a la mujer a tener menos hijos con el objetivo de invertir más tiempo y esfuerzo en cada uno de ellos (Currie y Moretti, 2003). Dada la consideración de la fertilidad como canal potencial, autores como McCrary y Royer (2001) o Carneiro, Meghir y Paredy (2013) demuestran, antes de analizar el impacto de la educación sobre la salud al nacer, el efecto nulo de la educación en la fertilidad total de la madre.

La fertilidad total de la mujer está altamente relacionada con la edad en la que tiene el primer hijo o la edad en el primer matrimonio lo que, por consiguiente, convierte a la edad de la madre en el siguiente canal potencial a tratar. Recién nacidos de madres adolescentes y madres al final de su vida fértil se encuentran en situación de desventaja en cuanto a una mayor probabilidad de nacimiento prematuro y bajo peso al nacer (Fall *et al.*, 2015). En países en vías de desarrollo, los hijos de madres primerizas son más proclives a contraer diarrea, anemia moderada o grave y problemas en el desarrollo (Selemani *et al.*, 2014). Siendo, por tanto, políticas de retraso de la edad del primer nacido esenciales para promover la salud neonatal y supervivencia en países en desarrollo. Breierova y Dufflo (2004) consideran la educación de la mujer como uno de los principales determinantes de la edad de la madre y en el primer matrimonio, así como en la fertilidad temprana. Asocian un año adicional de educación con un incremento de 0,38 años en la edad de la mujer en el primer matrimonio. De forma similar, Carneiro, Meghir y Paredy (2013) estiman que por cada año de escolarización adicional el primer

nacimiento se retrasa de media un año. Grépin y Bharadwaj (2015) estiman que un año adicional retrasa la edad de cohabitación en 0,5 años y el primer hijo en 0,3 años. En la misma línea, Keats (2018) sugiere que la reforma redujo la probabilidad de matrimonio a los 15 años en un 15 por 100 y a los 20 años hasta un 5 por 100.

McCrary y Royer (2011) no encuentran resultados significativos sobre la probabilidad de ser madre o sobre la edad en el primer nacimiento. En países en desarrollo, el aumento de la edad en el primer matrimonio o en el primer embarazo tiene efectos altamente positivos en los indicadores de salud al nacer, sobre todo, cuando se tratan de embarazos adolescentes. Por otro lado, en países con altos niveles de desarrollo el retraso de la edad maternal puede aumentar considerablemente el riesgo de complicaciones y enfermedades tanto para la madre como para el hijo.

Pese a que la educación puede tener un impacto negativo sobre la salud al nacer vía aumento de la edad de la madre, otros mecanismos como el aumento de los recursos familiares disponibles o las mejores perspectivas matrimoniales favorecen mejores indicadores de salud. Mujeres con mayor nivel educativo tienen mayores posibilidades de casarse con hombres de un nivel educativo similar y de ingresos superiores (Behrman y Rosenzweig, 2002). Autores como Breierova y Dufflo (2004) o Grépin y Bharadwaj (2015) estiman que la ampliación del acceso al sistema educativo conlleva a una reducción de la diferencia entre los niveles educativos del marido y mujer. En esta línea, Currie y Moretti (2003) estiman que, por cada año de escolarización de la mujer el nivel educativo del marido incrementa en 0,6 años y Carneiro, Meghir y Parey (2013) en 0,5 años. Además, Günes (2015), a partir de la reforma educativa en Turquía en 1997, concluye que las mujeres que han finalizado como mínimo la educación primaria son más proclives a casarse con hombres que participan activamente en el mercado laboral y presentan mayor probabilidad de trabajar en el sector servicios o en la industria.

En la misma línea, el nivel educativo paternal tiene un impacto significativo positivo sobre los recursos del hogar familiar reduciendo la probabilidad de experimentar una adversidad financiera e incrementando los estándares de vida (Lindeboom, Llena-Nozal y Van Der Klaauw, 2009). Keats (2018) predice cómo un año educativo adicional aumenta la posibilidad de trabajar de la mujer en un 9,2 por

100 durante el último año. Currie y Moretti (2003) afirman que el mayor acceso a universidades en Estados Unidos mejoró las condiciones económicas de la mujer, más concretamente, aumentó el patrimonio medio de la misma, la proporción de mujeres residiendo en núcleos urbanos y la probabilidad de estar ocupada. Carneiro, Meghir y Parey (2013) estiman que por cada año de educación de la madre los ingresos familiares aumentan en un 14 por 100.

McCrary y Royer (2011) obtienen resultados positivos significativos en cuanto a la relación educación y al uso de servicios sanitarios privados, así como con los cuidados prenatales. Para la muestra de California, un año educativo adicional reduce la probabilidad de ser atendida en un centro público y aumenta la probabilidad de parto en un centro privado. Para Texas, un año adicional de educación aumenta la probabilidad de recibir cuidados prenatales en un hospital y aumenta el uso de servicios privados. Makate y Makate (2016) estiman que un año adicional de educación se corresponde con 0,525 visitas adicionales a un centro sanitario.

En general, el cuerpo de investigación previo establece una relación negativa entre el nivel educativo y los comportamientos de riesgo entendiéndose como tales, principalmente, tabaquismo y alcohol. Currie y Moretti (2003) sugieren que en el efecto positivo de la educación sobre la salud al nacer puede venir explicado a partir de una reducción en la probabilidad de fumar. Los últimos sugieren que un año adicional de educación reduce la probabilidad de fumar en un 30 por 100 y Günes (2015) estima que la finalización de la educación primaria reduce la probabilidad de fumar en torno a un 26 por 100. Asimismo, Dursun, Cesur y Kelly (2017) estiman como al menos ocho años de educación obligatoria llega a reducir la probabilidad de haber fumado alguna vez un 8,4 por 100 y de fumar actualmente un 3,4 por 100.

Por otro lado, McCrary y Royer (2011) encuentran resultados diferentes e insignificantes estadísticamente en su experimento. Estos utilizan las diferentes edades de entrada en el sistema educativo en California (1989-2002) y Texas (1989-2001), 5 años el 1 de diciembre y septiembre respectivamente, y obtienen que mientras en California las mujeres nacidas después de la fecha de entrada son más proclives a fumar que las nacidas antes, en Texas se da justamente el efecto contrario. Por tanto, concluyen que el efecto de las reformas en

los comportamientos de riesgo maternos es pequeño, contradictorio y estadísticamente insignificante. Por último, y como excepción, Lindeboom, Llena-Nozal y Van Der Klaauw (2009) encuentran un efecto significativo positivo entre la educación materna y la probabilidad de fumar durante el embarazo. No obstante, estos instrumentan la educación a partir de la extensión de educación obligatoria con la reforma educativa de 1947 en Reino Unido, por lo que, su muestra incluye aquellos partos producidos en 1958, no siendo hasta los años sesenta cuando la población comenzó a tener conciencia sobre los efectos adversos del tabaquismo.

#### IV. EDUCACIÓN, SALUD AL NACER Y CANALES EN ESPAÑA

La literatura previa en España es prácticamente inexistente en cuanto al impacto causal de la educación parental sobre la salud al nacer de los hijos. Hasta donde alcanza nuestro conocimiento, el único experimento natural estudiado en España para analizar el impacto de la educación sobre la salud al nacer es el llevado a cabo por Bellés-Obrero *et al.* (2015) (2). Dicha investigación únicamente captura la educación parcialmente ya que no explota una reforma educativa. Bellés-Obrero *et al.* (2015) controlan la educación a partir de la reforma laboral en España de 1980 que supuso el incremento de los 14 a los 16 años en la edad mínima legal para trabajar. La introducción de la reforma laboral eliminó los incentivos de aquellos nacidos en el primer semestre del año a la edad de 14 años para abandonar el sistema educativo antes de que acabara el curso escolar y, en consecuencia, no completar la educación mínima obligatoria y comenzar a trabajar. A partir de datos de la *Encuesta de población activa (EPA)* para 2000-2013 concluyen que la reforma laboral eliminó la diferencia en la incidencia de abandono escolar entre los nacidos en ambos semestres a los 14 años.

A partir de la base de datos de microdatos del INE (1975-2012), basada en los registros de nacimiento, estiman que la reforma laboral incrementó la probabilidad de prematuridad en un 0,213 por 100, aumentó la probabilidad de bajo peso al nacer (menor de 2.500 g) en un 0,38 por 100 suponiendo unos 4,4 gramos menos de media y un aumento del 0,023 por 100 de la probabilidad de muerte antes de las primeras 24 horas de vida del primer nacido. Dichos efectos sobre la salud al nacer se explican a través de dos canales: a) a partir de la

vinculación matrimonial ya sea por el retraso de la edad en el primer matrimonio o por la reducción de la probabilidad de casarse; y b) a partir de las mejores prospecciones laborales de la mujer y los peores hábitos de salud a los que están expuestas aquellas que trabajan de forma activa.

Tomando dos grupos de referencia, uno prerreforma (1961-1965) y otro posreforma (1967-1971), Belles-Obrero *et al.* (2015) estiman a partir de los registros de nacimientos que la reforma laboral supuso de media un retraso de medio mes en los embarazos, seguido del incremento de la probabilidad de no tener ningún hijo al final de la vida fértil de la mujer y un decremento de la fertilidad completa. Más concretamente, la reforma implicó una reducción del 0,15 por 100 de mujeres que deciden tener hijos. Este impacto negativo sobre la fertilidad total es constatado con datos del censo de 2011 al estimarse una reducción de la probabilidad de tener familia numerosa entre el grupo posreforma con respecto al grupo prerreforma. En cuanto a la edad materna, la reforma laboral redujo la probabilidad de tener el primer hijo entre los 18 y 21 años y aumentó la probabilidad de tenerlo a edad superiores a los 35 años. En la misma línea, la reforma retrasa de media en medio mes la edad en el primer matrimonio. Por último, la política tiene un impacto positivo en las perspectivas laborales de la mujer y esto un impacto negativo sobre la salud al nacer al incrementar la probabilidad de fumar regularmente y el número de cigarrillos. Además, la reforma aumenta la probabilidad de sufrir bronquitis y tensión alta.

El resto de investigaciones acerca de la relación nivel educativo y salud al nacer en España se basan en análisis de correlación. Juárez *et al.* (2014) evalúan la relación entre el nivel educativo de la madre y diferentes indicadores de salud perinatal como el peso al nacer, macrosomía fetal (mayor de 4 kg) y la edad gestacional entre los nacidos en la Comunidad Autónoma de Andalucía entre 2001 y 2011. Estiman que, a mayor nivel educativo, menor es el riesgo de obtener indicadores perinatales negativos. No obstante, cuando la muestra es desagregada en dos períodos temporales, 2001-2008 (*boom* económico) y 2009-2011 (*recesión* económica), se obtienen únicamente resultados significativos en cuanto al peso en el primer período mientras que en el segundo los efectos de la educación son significativos para todos los indicadores de salud y se muestran mayores desigualdades en cuanto a la macrosomía y partos postérmino.

Juárez *et al.* (2014) explican estos resultados a través de los posibles efectos adversos de la crisis financiera sobre la salud, haciendo alusión a la reducción del gasto público en sanidad y educación y a la destrucción de empleo. Además, hacen referencia a los cambios en el riesgo asociado a los diferentes niveles educativos. Esto es, durante la recesión económica, las mujeres con titulación universitaria serían más proclives a ser empleadas en puestos de trabajo de cuello blanco (asociados a mejores indicadores de salud reproductiva en comparación con otros puestos de trabajo con mayores niveles de responsabilidad y, por tanto, con hábitos de riesgo asociados y mayores niveles de estrés) y las mujeres con educación primaria serían más proclives a ser empleadas en empleos de baja cualificación (asociados a una peor salud reproductiva en comparación con ser ama de casa).

Luque Fernández *et al.* (2019) investigan la relación nivel socioeconómico de la madre (según país de origen, nivel educativo e índice de desarrollo humano) y muerte perinatal (tras 28 semanas de gestación) en España a partir de la *Estadística de población* del INE para el período 2007-2015. Obtienen resultados consistentes en cuanto a los niveles socioeconómicos más bajos, hijos de mujeres originarias de países con bajos niveles de desarrollo humano y menor nivel educativo medio presentan una mayor probabilidad de muerte perinatal. Sin embargo, observan una reducción de la brecha entre las diferentes probabilidades de muerte perinatal entre las madres de mayor y menor nivel socioeconómico; esto se debe, fundamentalmente, a los peores indicadores obtenidos por aquellas mujeres de elevado nivel educativo y avanzada edad.

De igual forma, los canales por los que la educación actúa sobre la salud al nacer, y sin ser considerados como canales o mecanismos, han sido analizados de forma limitada y a partir de análisis correlacionales. Requena y Salazar (2014) exploran los efectos del nivel educativo sobre la fertilidad y los patrones matrimoniales en la primera mitad del siglo XX en España a partir de datos del censo de 1991. Estos encuentran una asociación negativa entre la educación y la fertilidad, así como el aumento de la probabilidad de permanecer soltera. Sin embargo, una vez que eliminan de la muestra las mujeres solteras sin hijos, no encuentran efectos sobre la fertilidad. Estos resultados contradicen a aquellas teorías que explican la relación negativa educación y fertilidad vía calidad vs cantidad (Becker y Lewis, 1973) o al secularismo. Las menores ratios

de fertilidad entre mujeres vía aumento del nivel educativo vienen explicadas por la reducción de la probabilidad de encontrar una pareja con un nivel socioeconómico similar ya sea por la reducción del número de individuos con un nivel educativo igual o superior o por la disminución del tiempo disponible al estar dentro del sistema educativo un mayor número de años.

## 1. La LOGSE como experimento natural para España

Ante la falta de investigación previa sobre el impacto causal de la educación sobre la salud al nacer a partir de experimentos naturales basados en reformas educativas, proponemos el uso de la Ley Orgánica 1/1990 de Ordenación General del Sistema Educativo (LOGSE) como *shock* exógeno para realizar un experimento natural que nos permita cuantificar los efectos del incremento del nivel educativo de las madres sobre la salud al nacer en España.

En España, la esperanza de vida en educación de un alumno de cinco años era de 18,7 años en el curso académico 2016-2017 (Ministerio de Educación y Formación Profesional, 2019). En comparación internacional, España se encuentra en el top 10 siendo superada por Finlandia y Suecia (20 años) y por Países Bajos, Bélgica, Grecia y Dinamarca (19 años). Se sitúa al nivel de otros países como Alemania (en torno a los 18 años) y supera a otros como Francia e Italia (17 años). Dicho posicionamiento ha sido resultado de un proceso de incremento gradual de la escolarización en las diferentes etapas del sistema educativo. El gráfico 3 muestra cómo la media de años escolarizados en educación secundaria del total de la población mayor de 25 años aumentó de los 1,77 años en 1990 a los 3,92 años en 2010. De igual forma, los años de escolarización medios en educación superior han ido aumentando de forma gradual entre 1990 y 2010. En el gráfico 4 podemos ver la tendencia creciente de la escolarización media en España y del porcentaje de nacidos vivos con un peso bajo al nacer (menor de 2.500 g). En 2015, la media de años de escolarización de la población mayor de 25 años rozaba los 10 años y el 8,27 por 100 de los nacidos pesaron menos de 2.500 g, 1,27 puntos porcentuales más que en el año 2000.

Paralelamente, la edad media de entrada a la maternidad en España ha aumentado de forma progre-



siva (gráficos 5 y 6). En los últimos cuarenta años, la edad media de la mujer se ha elevado en casi cuatro años mientras que la edad media de la mujer en el primer matrimonio más de nueve años. En 1978 la edad media en el primer nacimiento era 28,36 años en España y la del primer matrimonio alcanzaba los 25,15 años. Sin embargo, en 2018 la mujer tenía el primer hijo a los 32,2 años y se casaba por primera vez a los 34,46 años. De forma análoga, en 1988 el grupo de edad más fértil los representaban aquellas mujeres con 27 años mientras que en 2018 era el de 35 años. Es más, en 2018 el número de hijos de madres de 40 años, el 3,5 por 100 del total de nacidos, superó al de aquellas de 27 años. Por tanto, partimos de un contexto caracterizado por una elevada esperanza de vida en educación, un elevado número de años medios escolarizados para la población en edad fértil, un descenso continuando del peso al nacer y una elevada edad de entrada a la maternidad y en el primer matrimonio.

La LOGSE fue una reforma educativa integral que afectó a todas las etapas y cursos no universitarios. La escolarización obligatoria aumentó de los 8 a los 10 años incrementando la edad mínima legal de abandono escolar de los 14 a los 16 años. Previo a la LOGSE, el sistema educativo español estaba regulado por la Ley General de Educación de 1970 (LGE). La transición entre ambos sistemas se hizo de forma gradual a diferente ritmo a lo largo de todas las provincias entre los cursos escolares 1991-1992 y 2000-2001. En el gráfico 7 podemos ver la implantación de la LOGSE en las cuatro regiones (Cataluña, Comunidad Valenciana, Comunidad de Madrid y Andalucía) con mayor número de alumnos matriculados entre los cursos académicos 1991-1992 y 2000-2001 (3). En el curso académico 2000-2001, 3.º de ESO (LOGSE) había sustituido a sus niveles educativos análogos en LGE (1.º de FP y 1.º de BUP) prácticamente en el 100 por 100 de los matriculados en dicho nivel en las cuatro regiones. Sin embargo, podemos apreciar como su implantación se produjo a diferente ritmo según región; por ejemplo, en el curso académico 1996-1997 en la Comunidad Valenciana únicamente el 19,7 por 100 de los alumnos escolarizados con 14 años estaba obligado a seguir escolarizado hasta los 16 años ( cursando 3.º de ESO, LOGSE) mientras que en Andalucía lo estaban el 40,09 por 100 de los mismos.

Para analizar el impacto causal de la LOGSE sobre la salud al nacer en España usamos datos de la base de microdatos de partos del INE (1991-2015). Los indicadores de salud escogidos son el peso al nacer

del primer nacido y las semanas de gestación del primer nacido. Complementariamente, analizamos el impacto de la LOGSE sobre la edad de la madre como mecanismo de actuación de la LOGSE sobre la salud al nacer.

Planteamos el siguiente modelo básico de regresión:

$$Y_{t,r,b} = \alpha + \beta I_{t,r}^L + u_{t,r,b} \quad [1]$$

Donde  $Y_{t,r,b}$  es indicativo de la edad de la madre en el primer nacimiento, del peso al nacer y las semanas de gestación para las madres de la generación  $t$ , en el región  $r$  y en el año  $b$ .  $I_{t,r}^L$  es la variable *índice*, indicativa del grado de implantación de la LOGSE dada una cohorte de madres  $t$  y una región  $r$ .  $\beta$  es nuestro coeficiente clave ya que cuantifica el impacto de la LOGSE sobre los indicadores de salud al nacer.  $u_{t,r,b}$  es el error estándar del modelo. Se toman efectos fijos y error clúster por región y cohorte de la madre.

Los resultados del modelo básico son reportados en el cuadro n.º 1. No se encuentran resultados significativos sobre el peso al nacer, las semanas de gestación o la edad de la madre. Por tanto, constatamos efectos nulos de la educación sobre la salud al nacer para el caso de España. Estos resultados se encuentran en la misma línea que las investigaciones realizadas por McCrary y Royer (2011) y por Carneiro, Meghir y Patey (2013) para Estados Unidos. McCrary y Royer (2011) sugieren que los efectos positivos de la educación en la salud al nacer se darían cuando se retrasan embarazos adolescentes dándose una mejora sustancial de las condiciones económicas, sociales y de salud de la madre. Dicha justificación es consistente con los resultados no significativos obtenidos acerca del impacto de la LOGSE sobre la edad de la madre. Por otro lado, los resultados positivos significativos reportados por la literatura previa se dan a partir de experimentos naturales realizados en países en vía de desarrollo donde se parte de niveles educativos muy bajos y con mayores ratios de embarazos adolescentes (Currie y Moretti, 2003; Breierova y Dufflo, 2004; Makate y Makate, 2016) o se corresponden con reformas educativas más antiguas cuando las ratios de fertilidad eran más elevadas (Lideboom, 2009; Grytten, 2014). Por último, los resultados contrarios a los de Bellés-Obrero, Martín y Castello (2016) pueden venir explicados por el propio experimento natural utilizado, es decir, estos parten de la reforma laboral de 1980 que su-

CUADRO N.º 1  
RESULTADOS

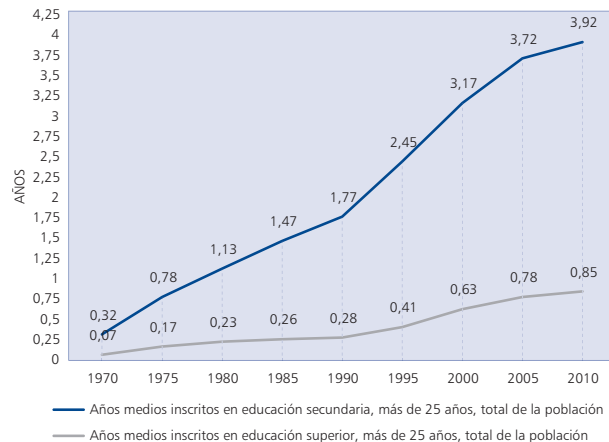
	PESO AL NACER	SEMANAS DE GESTACIÓN	EDAD DE LA MADRE
índice	6,8192 (6,996)	-0,0382 (0,024)	-0,3417 (0,285)
Constante	3.236,7948*** (1,754)	39,1060*** (0,003)	30,0317*** (0,067)
Observaciones	2,573,055	2,266,391	2,713,786
R <sup>2</sup>	0,002	0,001	0,135

Notas: Muestra correspondiente a madres nacidas entre 1977 y 1986. Error estándar entre paréntesis. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

Fuentes: Base de microdatos de partos del INE (1991-2015) y de la Oficina de Estadística del Ministerio de Educación de España.

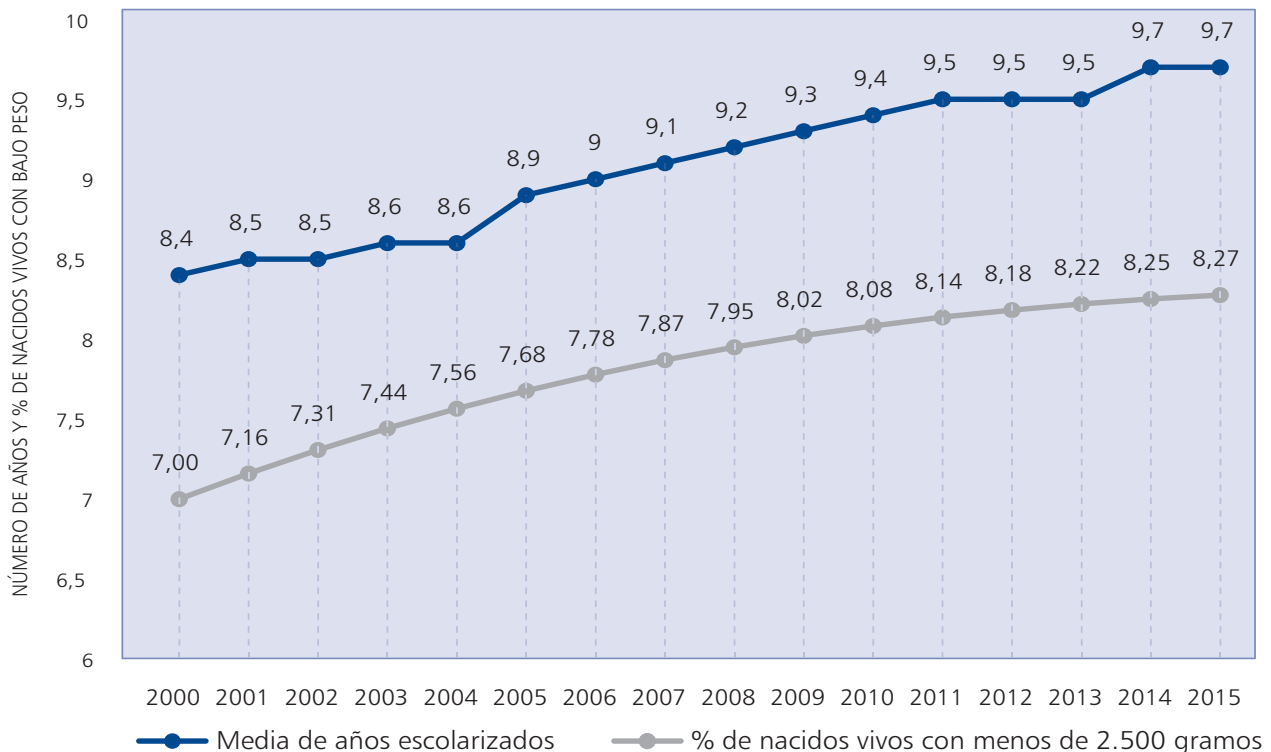
puso un incentivo para permanecer en el sistema educativo y tuvo efectos negativos sobre la fertilidad. La LOGSE, como reforma educativa, pudo haber tenido otros efectos sobre el nivel educativo de la madre y sobre la fertilidad total y, por tanto, sobre la salud al nacer.

GRÁFICO 3  
NÚMERO DE AÑOS MEDIOS DE ESCOLARIZACIÓN POR NIVEL EDUCATIVO EN ESPAÑA DEL TOTAL DE LA POBLACIÓN MAYOR DE 25 AÑOS (1970-2010)



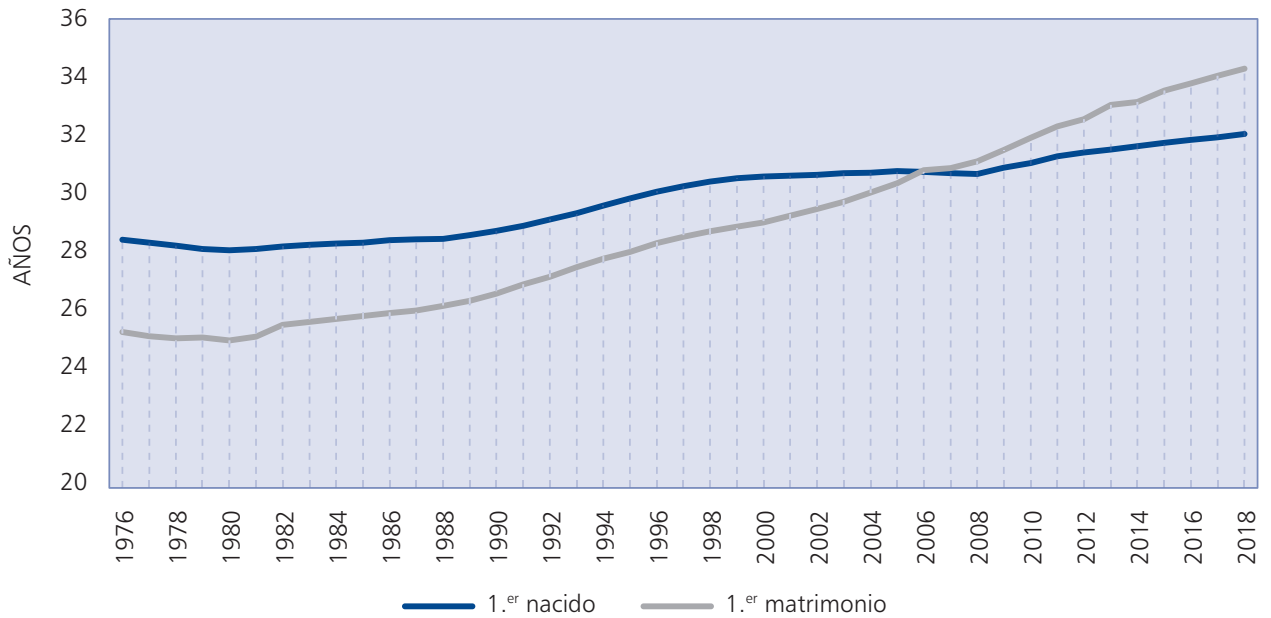
Fuente: Elaboración propia a partir de *Education Statistics: Education Attainment* (Banco Mundial, 2020).

GRÁFICO 4  
PORCENTAJE DE NACIDOS VIVOS CON MENOS DE 2.500 GRAMOS AL NACER Y MEDIA DE AÑOS DE ESCOLARIZACIÓN DEL TOTAL DE LA POBLACIÓN EN ESPAÑA (2000-2015)



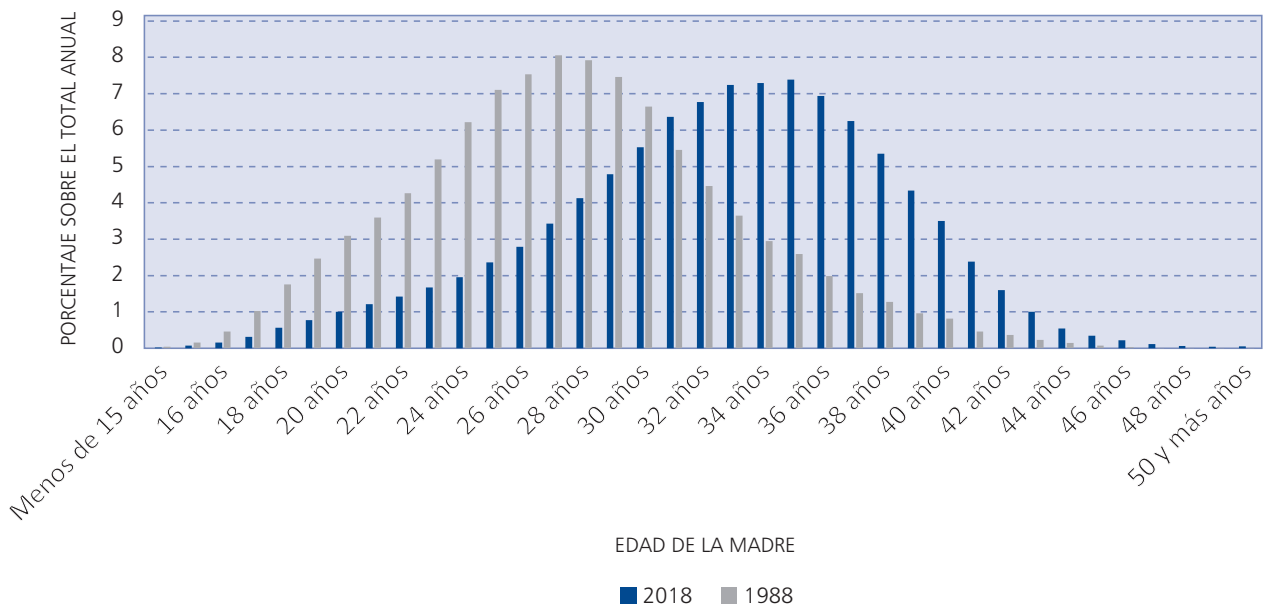
Fuentes: Elaboración propia a partir de Datos de Desarrollo Humano de UNDP (2018) y UNICEF/WHO (2019).

**GRÁFICO 5**  
**EVOLUCIÓN DE LA EDAD MEDIA DE LA MUJER EN EL PRIMER MATRIMONIO Y PRIMER NACIDO EN ESPAÑA (1976-2018)**



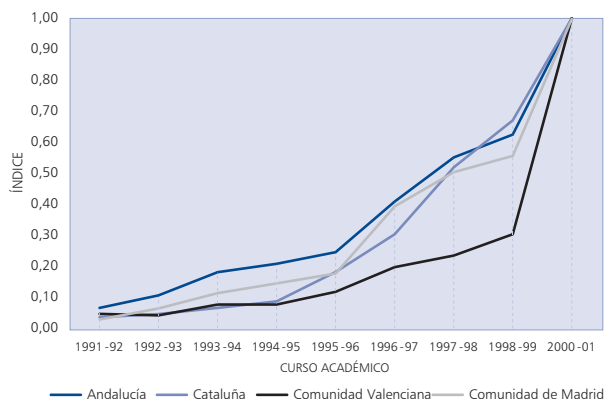
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE (2020).

**GRÁFICO 6**  
**PORCENTAJE DE NACIMIENTOS POR EDAD DE LA MADRE SOBRE EL TOTAL ANUAL EN 1988 Y 2018**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE (2020).

GRÁFICO 7  
**RATIO DE IMPLANTACIÓN DE LA LOGSE  
 ENTRE LOS CURSOS ACADÉMICOS 1991-1992  
 Y 2000-2001**



Nota: Representación de la variable índice.

Fuente: Oficina de Estadística del Ministerio de Educación de España.

## V. CONCLUSIONES

Este artículo ha revisado tanto la literatura internacional como nacional existente acerca de los efectos causales de la educación sobre la salud al nacer y sus respectivos mecanismos de actuación a partir de métodos cuasiexperimentales. Dichos experimentos naturales o *shocks* exógenos se realizan fundamentalmente a partir de la implantación de reformas educativas que, en su mayoría, han implicado un incremento de la escolarización obligatoria, una ampliación de la accesibilidad al sistema educativo o una reducción del coste del acceso al mismo.

La revisión de la literatura presentada ratifica la necesidad de análisis de los efectos causales de la educación sobre la salud al nacer a partir de *shocks* exógenos dado el carácter endógeno de la educación o, más específicamente, del nivel educativo. La educación puede depender de diversos factores culturales, convicciones religiosas, ingresos o recursos familiares, planificación familiar o del ánimo y resolución que el individuo muestre por alcanzar niveles educativos superiores entre otros. El hecho de no controlar tales factores o no poder incluir dichas variables inobservables en el análisis puede tener como resultado una selección no aleatoria de la muestra por lo que sería imposible discernir el impacto de la educación sobre los indicadores de salud nacer. Por ejemplo, mujeres con mayores

ingresos alcanzarían niveles educativos más elevados al tener más tiempo disponible y mayor apoyo financiero y, por tanto, podrían realizar una mayor inversión en salud. Del mismo modo, mujeres decididas a formar una familia desde edades tempranas serían más proclives a abandonar antes el sistema educativo e iniciarse más jóvenes en la maternidad. En consecuencia, no se podría determinar con exactitud los efectos de la educación sobre la salud al nacer. Por ende, la utilización de experimentos naturales a partir de reformas nos permite tratar la educación de forma exógena y aislar el efecto de los factores mencionados anteriormente.

Por otro lado, en términos generales, se ha mostrado que el impacto de la educación sobre la salud al nacer dependerá del contexto geográfico y temporal sobre el cual se realiza el experimento. Se evidencia que en países en desarrollo donde los niveles educativos y la edad de entrada a la maternidad partían de cifras muy bajas, la ampliación de la educación conducía a una notable mejoría en los indicadores de salud. Sin embargo, en países con mayores niveles de desarrollo y elevada edad media a la primera maternidad, la extensión de la educación puede tener el efecto contrario reduciendo los ratios de fertilidad y empeorando los indicadores de salud al nacer.

En cuanto al caso de España, este artículo constata que la LOGSE tuvo un impacto nulo sobre la salud al nacer. Dichos resultados contradicen los obtenidos por la única investigación realizada para España a partir de un experimento natural (Bellés-Obrero *et al.*, 2015) los cuales indican un impacto negativo de la educación sobre la salud al nacer. Dicha divergencia puede deberse a la naturaleza de la reforma estudiada, mientras que Bellés-Obrero *et al.* (2015) realiza el experimento a partir de la reforma laboral de 1980, el presente artículo se centra en la reforma educativa LOGSE de 1990.

Por otra parte, es importante destacar las limitaciones a las que se enfrenta el análisis para España. Para profundizar en el mismo sería necesario extender el rango de edad de la madre hasta el final de su vida fértil; la generación más joven incluida en el análisis alcanzaba únicamente los 29 años en 2015. Se trata de una ley relativamente reciente y sus consecuencias a largo plazo no pueden ser valoradas en su totalidad en el presente. Por último, queda pendiente para futuras investigaciones el análisis del impacto de la LOGSE sobre el rendimiento aca-

démico y laboral de las madres así como sobre la fertilidad total de la madre. Datos ofrecidos por el Informe PIACC de la OCDE (2013) señala los efectos negativos de la LOGSE aludiendo a la reducción de los rendimientos y competencias del alumnado, así como Felgueroso Gutiérrez-Domènech y Jiménez-Martín (2014) hacen referencia al aumento del abandono escolar y menor flexibilidad de la nueva estructura del sistema educativo.

#### NOTAS

(\*) PILAR CUEVAS-RUIZ agradece la financiación a las Becas Fundación Ramón Areces para Estudios de Postgrado. XXXIII Convocatoria para Ampliación de Estudios en el Extranjero en Ciencias Sociales 2019/2020. CRISTINA BORRA agradece la financiación del Programa Estatal de I+D+i Orientada a los Retos de la Sociedad (RTI2018-098217-B-I00). ALMUDENA SEVILLA agradece a European Research Council Consolidator Grant (CoG), SH3, ERC-2017-COG por financiar PARENTIME project.

(\*\*) Estudiante de doctorado por University College London en Ciencias Sociales y por la Universidad de Sevilla en Economía.

(1) Escala estándar con media aritmética de cinco con una desviación estándar de 2, y una fluctuación entre 1 y 9.

(2) Autores como GARCÍA-PÉREZ, HIDALGO-HIDALGO y ROBLES-ZURITA (2014); FELGUEROSO, GUTIÉRREZ-DOMÈNECH y JIMÉNEZ-MARTÍN (2014); FELFE, NOLLENBERGER y RODRÍGUEZ-PLANAS (2015); BRUNELLO *et al.* (2016) o DEL REY, JIMÉNEZ-MARTÍN y CASTELLO (2018) instrumentan la educación en España a partir de experimentos naturales, pero no investigan el impacto de la misma sobre la salud al nacer o cualquiera de los canales expuestos anteriormente.

(3) La implantación de la LOGSE por regiones ha sido cuantificada a través del siguiente índice:

$$I_{L,r}^t = \sum_{t=91-92}^{00-01} \frac{3^{\circ} \text{ ESO}, 1^{\circ} \text{ BACH EXPERIMENTAL}}{3^{\circ} \text{ ESO}, 1^{\circ} \text{ BUP}, 1^{\circ} \text{ FP I}, 1^{\circ} \text{ BACH EXPERIMENTAL}}$$

Donde  $I^t(t, j)$  es la variable de tratamiento (índice) que indica el nivel de implantación de  $L$ , esto es 3.º de ESO (LOGSE) 1.º de Bachillerato Experimental, en  $t$  cohorte de la madre y en  $r$  región (comunidad autónoma). Este indicador calcula el grado de implantación de la LOGSE de 0 a 1 por curso académico y región. Se interpreta como la proporción de matriculados bajo sistema educativo con obligatoriedad de escolarización hasta los 16 años en niveles educativos que se corresponden con los 14 años sobre el total matriculado en los mismos niveles educativos en ambos sistemas. Nótese que 3.º de ESO pertenece a LOGSE, 1.º de BUP y 1.º de FP pertenece a LGE y, 1.º de Bach. Experimental pertenece a la Reforma Experimental que se implantó para anticiparse a la LOGSE en algunas regiones y que implicaba, al igual que la LOGSE, una extensión de la escolarización obligatoria de los 14 a los 16 años. Para la elaboración de este índice se han utilizado datos de la Oficina de Estadística del Ministerio de Educación de España (curso académico 1991-1992-2000-2001).

#### BIBLIOGRAFÍA

BANCO MUNDIAL (2020). *Education Statistics: Education Attainment*. <https://www.worldbank.org/en/topic/education>

BECKER, G. S. y LEWIS, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of political Economy*, 81(2, Part 2), S279-S288.

BEHRMAN, J. R. y ROSENZWEIG, M. R. (2004). Returns to birthweight. *Review of Economics and Statistics*, 86(2), pp. 586-601.

BELLÉS-OBREIRO, C. B., MARTÍN, S. J. y CASTELLO, J. V. (2015). The Unintended Effects of Increasing the Legal Working Age on Family Behaviour. *Documentos de trabajo* (FEDEA) (9), pp. 1-51.

BHARADWAJ, P., LØKEN, K. V. y NEILSON, C. (2013). Early life health interventions and academic achievement. *American Economic Review*, 103(5), pp. 1862-1891.

BLACK, S. E., DEVEREAUX, P. J. y SALVANES, K. (2004). Fast times at Ridgemont High? The effect of compulsory schooling laws on teenage births (n.º w10911). National Bureau of Economic Research.

— (2005). Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital. *American Economic Review*, 95(1), pp. 437-449.

BREIEROVA, L. y DUFLO, E. (2004). The impact of education on fertility and child mortality: Do fathers really matter less than mothers? (n.º w10513). National Bureau of Economic Research.

BRUNELLO, G., FORT, M., SCHNEEWEIS, N. y WINTER-EBMER, R. (2016). The causal effect of education on health: What is the role of health behaviors? *Health economics*, 25(3), pp. 314-336.

CARNEIRO, P., MEGHIR, C. y PAREY, M. (2013). Maternal education, home environments, and the development of children and adolescents. *Journal of the European Economic Association*, 11(suppl 1), pp. 123-160.

CHOU, S. Y., LIU, J. T., GROSSMAN, M. y JOYCE, T. (2010). Parental education and child health: evidence from a natural experiment in Taiwan. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(1), pp. 33-61.

CERVINI-PLÁ, M. (2015). Intergenerational Earnings and Income Mobility in Spain. *Review of Income and Wealth*, 61(4), pp. 812-828.

CURRIE, J. (2011). Inequality at birth: Some causes and consequences. *American Economic Review*, 101(3), pp. 1-22.

CURRIE, J. y MORETTI, E. (2003). Mother's education and the intergenerational transmission of human capital: Evidence from college openings. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), pp. 1495-1532.

CURRIE, J., STABILE, M., MANIVONG, P. y ROOS, L. L. (2010). Child health and young adult outcomes. *Journal of Human Resources*, 45(3), pp. 517-548.

CGYAN-REHM, K. y MAEDER, M. (2013). The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform. *Labour Economics*, 25, pp. 35-48.

DEL REY, E., JIMÉNEZ-MARTÍN, S. y CASTELLO, J. V. (2018). Improving educational and labor outcomes through child labor regulation. *Economics of Education Review*, 66, pp. 51-66.

DURSUN, B., CESUR, R. y KELLY, I. R. (2017). The value of mandating maternal education in a developing country (n.º w23492). National Bureau of Economic Research.

- FALL, C. H., SACHDEV, H. S., OSMOND, C., RESTREPO-MENDEZ, M. C., VICTORA, C., MARTORELL, R., STEIN, A. D., SINHA, S., TANDON, N., ADAIR, L., BAS, I., NORRIS, S., RICHTER, L. M., COHORTS INVESTIGATORS (2015). Association between maternal age at childbirth and child and adult outcomes in the offspring: a prospective study in five low-income and middle-income countries (COHORTS collaboration). *The Lancet Global Health*, 3(7), e366-e377.
- FELGUEROSO, F., GUTIÉRREZ-DOMÉNECH, M. y JIMÉNEZ-MARTÍN, S. (2014). Dropout trends and educational reforms: the role of the LOGSE in Spain. *IZA Journal of Labor Policy*, 3(1), 9.
- FELFE, C., NOLLENBERGER, N. y RODRÍGUEZ-PLANAS, N. (2015). Can't buy mommy's love? Universal childcare and children's long-term cognitive development. *Journal of Population Economics*, 28(2), pp. 393-422.
- FORT, M., SCHNEEWEIS, N. y WINTER-EBMER, R. (2016). Is education always reducing fertility? Evidence from compulsory schooling reforms. *The Economic Journal*, 126(595), pp. 1823-1855.
- GRÉPIN, K. A. y BHARADWAJ, P. (2015). Maternal education and child mortality in Zimbabwe. *Journal of Health Economics*, 44, pp. 97-117.
- GRYTEN, J., SKAU, I. y SØRENSEN, R. J. (2014). Educated mothers, healthy infants. The impact of a school reform on the birth weight of Norwegian infants 1967–2005. *Social Science & Medicine*, 105, pp. 84-92.
- GÜNEŞ, P. M. (2015). The role of maternal education in child health: Evidence from a compulsory schooling law. *Economics of Education Review*, 47, pp. 1-16.
- GARCÍA-PÉREZ, J.I., HIDALGO-HIDALGO, M. y ROBLES-ZURITA, J. A. (2014). Does grade retention affect students' achievement? Some evidence from Spain. *Applied Economics*, 46:12, pp. 1373-1392. doi: 10.1080/00036846.2013.872761
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, INE. (2020a). *Estadística de matrimonios. Movimiento natural de la población*. [https://www.ine.es/dyns/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadística\\_C&cid=1254736176999&menu=ultiDatos&idp=1254735573002](https://www.ine.es/dyns/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadística_C&cid=1254736176999&menu=ultiDatos&idp=1254735573002)
- (2020b). *Estadística de nacimientos. Movimiento natural de la población*. [https://www.ine.es/dyns/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadística\\_C&cid=1254736177007&menu=resultados&secc=1254736195443&idp=1254735573002#!tabs-1254736195551](https://www.ine.es/dyns/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadística_C&cid=1254736177007&menu=resultados&secc=1254736195443&idp=1254735573002#!tabs-1254736195551)
- JANTTI, M., BRATSBERG, B., ROED, K., RAAUM, O., NAYLOR, R., OSTERBACKA, E. y ERIKSSON, T. (2006). American exceptionalism in a new light: a comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States. *IZA Discussion Papers*, n.º 1938.
- JUÁREZ, S., REVUELTA-EUGERCIOS, B. A., RAMIRO-FARIÑAS, D. y VICIANA-FERNÁNDEZ, F. (2014). Maternal education and perinatal outcomes among Spanish women residing in southern Spain (2001-2011). *Maternal and Child Health Journal*, 18(8), pp.1814-1822.
- KEATS, A. (2018). Women's schooling, fertility, and child health outcomes: Evidence from Uganda's free primary education program. *Journal of Development Economics*, 135, pp. 142-159.
- LINDEBOOM, M., LLENA-NOZAL, A. y VAN DER KLAUW, B. (2009). Parental education and child health: Evidence from a schooling reform. *Journal of Health Economics*, 28(1), pp. 109-131.
- LUQUE-FERNÁNDEZ, M. A., THOMAS, A., GELAYE, B., RACAPE, J., SÁNCHEZ, M. J. y WILLIAMS, M. A. (2019). Secular trends in stillbirth by maternal socioeconomic status in Spain 2007-15: a population-based study of 4 million births. *European Journal of Public Health*, 29(6), pp. 1043-1048.
- MAKATE, M. y MAKATE, C. (2016). The causal effect of increased primary schooling on child mortality in Malawi: Universal primary education as a natural experiment. *Social Science & Medicine*, 168, pp. 72-83.
- MAURIN, E. y McNALLY, S. (2008). Vive la revolution! Long-term educational returns of 1968 to the angry students. *Journal of Labor Economics*, 26(1), pp. 1-33.
- MCCRARY, J. y ROYER, H. (2011). The effect of female education on fertility and infant health: Evidence from school entry policies using exact date of birth. *American Economic Review*, 101(1), pp. 158-195.
- MINISTERIO DE EDUCACIÓN Y FORMACIÓN PROFESIONAL (2019). *Sistema Estatal de indicadores de la educación 2019*. <http://www.educacionyfp.gob.es/dam/jcr:627dc544-8413-4df1-ae46-558237bf6829/seie-2019.pdf>
- MONSTAD, K., PROPPER, C. y SALVANES, K. G. (2008). Education and fertility: Evidence from a natural experiment. *Scandinavian Journal of Economics*, 110(4), pp. 827-852.
- OCDE (2013). *Programa internacional para la evaluación de competencias de la población adulta (PIAAC)*. <http://www.educacionyfp.gob.es/prensa/actualidad/2013/10/20131008-piaac.html>
- PAGE, M., SCHALLER, J. y SIMON, D. (2019). The effects of aggregate and gender-specific labor demand shocks on child health. *Journal of Human Resources*, 54(1), pp. 37-78.
- REQUENA, M. y SALAZAR, L. (2014). Education, marriage, and fertility: The Spanish case. *Journal of Family History*, 39(3), pp. 283-302.
- SCHALLER, J. y ZERPA, M. (2019). Short-Run effects of parental job loss on child health. *American Journal of Health Economics*, 5(1) (Winter 2019), pp. 8-41
- SELEMANI, M., MWANYANGALA, M. A., MREMA, S., SHAMTE, A., KAJUNGU, D., MKOPI, A., ... y NATHAN, R. (2014). The effect of mother's age and other related factors on neonatal survival associated with first and second birth in rural, Tanzania: evidence from Ifakara health and demographic surveillance system in rural Tanzania. *BMC pregnancy and childbirth*, 14(1), p. 240.
- UNICEF/WHO (2019). *Low birthweight (LBW) estimates 2019 Edition*. <https://www.scribbr.es/normas-apa/ejemplos-de-las-normas-apa/ejemplo-del-estilo-apa-base-de-datos-estadistica/>
- UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP) (2018). Human Development Indices and Indicators: 2018 Statistical Update (Spanish). <http://hdr.undp.org/en/content/human-development-indices-and-indicators-2018-statistical-update-spanish>

# ANEXO

CUADRO N.º 1A

## REFORMAS EDUCATIVAS Y SALUD AL NACER

### EDUCACIÓN Y SALUD AL NACER

EXPERIMENTO NATURAL	AUTOR Y AÑO	PAÍS Y HORIZONTE TEMPORAL DE LA REFORMA	FUENTES DE DATOS	VARIABLES DE SALUD AL NACER (OUTCOME)	MÉTODO	INSTRUMENTACIÓN	MECANISMOS	EFFECTO DE UN AÑO ADICIONAL DE ESCOLARIZACIÓN DE LA MADRE	EFFECTO
	Lindeboom, M., Llena-Nozal, A. y van Der Klaauw, B. (2009).	Reino Unido (1947).	The National Child Development Study (nacidos entre el 2 y 9 de marzo de 1958).	1. Peso al nacer. 2. Enfermedad sufrida en la primera semana de vida.	OLS; VI estimations (2SLS); Fuzzy RD.	Comparación de aquellas cohortes nacidas en 1934 y en 1935 y más tarde (14 años en 1947, aumenta la escolarización obligatoria de los 14 a los 15 años).	1. Fumar durante el embarazo. 2. Lactancia materna. 3. Salud parental. 4. Situación laboral de la madre. 5. Dificultades financieras.	1. Aumenta el peso al nacer en 0,02 gramos aproximadamente (OLS).	Positivo.
	Grytten, J., Skau, I. y Sørensen, R. J. (2014).	Noruega (1960-1972).	A. Registros médicos de la estadística de Noruega (1967-2005). B. Censo de 1960.	1. Bajo peso al nacer (<2500 gramos). 2. Peso al nacer.	OLS; IV estimations (2SLS).	Diferentes ritmos de implantación de la reforma por municipio y año entre 1960 y 1972 (escolarización obligatoria aumenta de los 7 a 9 años).	1. Embarazos adolescentes.	1. Reduce la probabilidad de bajo peso al nacer un 1 por 100.	Positivo.
Incremento de la educación obligatoria	Dursun, B., Cesur, R., y Kelly, I. R. (2017).	Turquia (1997).	A. Datos de partos del Ministerio de Salud de Turquía. B. Mortalidad infantil del Instituto de Estadística Turco de Población y hogares. C. Censo de 2011.	1. Muy bajo peso al nacer (<1500 gramos). 2. Bajo peso al nacer (<2500 gramos). 3. Elevado peso al nacer (>4500 gramos). 4. Mortalidad infantil (antes de los 5 años). 6. Nacimiento prematuro (<37 semanas).	OLS; IV estimations (2SLS); RDD (Fuzzy).	Comparación de aquellas cohortes nacidas antes y después de 1986. Tras hacerse efectiva la ley de 1997, las generaciones nacidas después de 1986 debían haber estado escolarizadas como mínimo 8 años (previamente 5 años).	1. Comparamiento de riesgo de riesgo (Tabaquismo). 3. Reduce un 0,6 por 100 la probabilidad de prematuridad. 4. Reduce un 0,6 por 100 la probabilidad la mortalidad infantil.	1. Reduce un 0,53 por 100 la probabilidad de muy bajo peso. 2. Reduce un 0,83 por 100 la probabilidad de bajo peso. 3. Reduce un 0,6 por 100 la probabilidad de prematuridad. 4. Reduce un 0,6 por 100 la probabilidad la mortalidad infantil.	Positivo.

CUADRO N.º 1A (CONTINUACIÓN)  
REFORMAS EDUCATIVAS Y SALUD AL NACER

EDUCACIÓN Y SALUD AL NACER

EXPERIMENTO NATURAL	AUTOR Y AÑO	PAÍS Y HORIZONTE TEMPORAL DE LA REFORMA	FUENTES DE DATOS	VARIABLES DE SALUD AL NACER (OUTCOME)	MÉTODO	INSTRUMENTACIÓN	MECANISMOS	EFFECTO DE UN AÑO ADICIONAL DE ESCOLARIZACIÓN DE LA MADRE	EFFECTO
	Currie, J., y Moretti, E. (2003).	Estados Unidos (1940 - 1996).	Certificados de nacimiento (microdatos) de United State Vital Statistics Natality (1970-1999).	1. Bajo peso. 2. Prematuridad.	OLS; VI estimations.	Variación del número de universidades por región y año a los 17 años de la madre entre 1970 y 1999.	1. Tabaquismo. 2. «Marriage Market». 3. Cuidados Prenatales.	1. Reduce la probabilidad de bajo peso en 10 por 100. 2. Reduce la probabilidad de prematuridad en un 6 por 100.	Positivo.
	Brerova, L., y Dufló, E. (2004).	Indonesia (entre 1973-1974 y 1978-1979).	Datos del Censo de Indonesia de 1995 (SUPAS) (colegios construidos en 1973-1974 y 1978-1979).	1. Número total de muertes infantiles. 2. Número total de muertes infantiles a los 25 años de la madre.	OLS; IV estimations (2SLS); DID.	Diferencia en la intensidad de la exposición a la reforma según regiones y cohortes (61.807 nuevos colegios construidos en 1973-1974 y 1978-1979).	1. Diferencia entre la edad del madre y la madre. 2. Diferencia entre la educación del madre y la madre.	1. Reduce un 45 por 100 el número total de muertes infantiles.	Positivo.
Accesibilidad al sistema educativo	Chou, S. Y., Liu, J. T., Grossman, M., y Joyce, T. (2007).	Taiwan (1968).	Certificados de nacimiento y defunción (1978-1999).	1. Número de nacidos con bajo peso. 2. Número de muertos neonatos. 3. Número de muertos nacidos.	DID; RDD; LPM (Linear probability model).	Comparación por regiones y cohortes de aquellos individuos menores de 12 años, entre los 13 y 20 años o mayores de 25 años entre 1968 y 1973 (apertura de 254 aulas y aumento de la educación obligatoria de 6 a 9 años).	-	1. Reduce la mortalidad infantil en un 11 por 100.	Positivo.
	Carneiro, Meghiry Patey (2013).	Estados Unidos (1979-2008).	National Longitudinal Survey of Youth (NLSY79) para 1979-2008.	1. Bajo peso al nacer. 2. Habilidades motoras.	IV estimations (2SLS); OLS.	Condiciones del mercado laboral, disponibilidad de universidad y tasas de acceso al sistema educativo cuando a los 17 años de la madre.	1. Edad de la madre en el primer nacimiento. 2. Estado civil de la madre. 3. Ingresos familiares. 4. Número de horas trabajadas por la madre. 5. Aspiración materna en cuanto al nivel educativo esperado del hijo. 6. Número de hijos totales.	Resultados no significativos.	Efecto nulo.



CUADRO N.º 1A (CONTINUACIÓN)  
REFORMAS EDUCATIVAS Y SALUD AL NACER

EDUCACIÓN Y SALUD AL NACER									
EXPERIMENTO NATURAL	AUTOR Y AÑO	PAÍS Y HORIZONTE TEMPORAL DE LA REFORMA	FUENTES DE DATOS	VARIABLES DE SALUD AL NACER (OUTCOME)	MÉTODO	INSTRUMENTACIÓN	MECANISMOS	EFFECTO DE UN AÑO ADICIONAL DE ESCOLARIZACIÓN DE LA MADRE	EFFECTO
	Günes, P. M. (2015).	Turquía (1997).	A. Encuesta de Demografía y Salud de 2008 (DHS). B. Datos detallados de educación TurkStat.	1. Bajo peso al nacer.	IV estimations (2SLS).	Diferencia a la exposición de la reforma según cohortes y provincias entre los cursos académicos 1997/98 y 1996/97 (más 58.000 nuevas aulas).	1. Tabaquismo. 2. Fertilidad. 3. Cuidados Prenatales. 4. Edad en el primer nacimiento.	1. Reduce la probabilidad de bajo peso en un 85 por 100.	Positivo.
	Breierova, L., y Dufflo, E. (2004).	Indonesia (entre 1973-1974 y 1978-1979).	Datos del Censo de Indonesia de 1995 (SUPAS) (colegios construidos en 1973-1974 y 1978-1979).	1. Número total de muertes infantiles. 2. Número total de muertes infantiles a los 25 años de la madre.	OLS; IV estimations (2SLS); DID.	Diferencia en la intensidad de la exposición a la reforma según regiones y cohortes (61.807 nuevos colegios construidos en 1973-1974 y 1978-1979)	1. Diferencia entre la edad de la madre y la madre. 2. Diferencia entre la educación de la madre y la madre.	1. Reduce un 45 por 100 el número total de muertes infantiles.	Positivo.
	Makate, M., y Makate, C. (2016).	Malawi (1994).	Encuesta de Demografía y Salud (MDHS) de 2000, 2004-05 y 2010 (DHS).	1. Mortalidad infantil.	OLS; IV estimations (2SLS); Fuzzy RDD.	Comparación de mujeres que tenían entre 6 y 13 años y aquellas entre 17 y 24 años en 1991.	1. Cuidados prenatales. 2. Educación del padre. 3. Fertilidad.	1. Se reduce la probabilidad de mortalidad infantil un 3,33 por 100.	Positivo.
	Keats, A. (2018).	Uganda (1997).	A. Encuesta de Demografía y Salud de 1995, 2000-01, 2006 y 2011 (DHS). B. Encuesta del indicador de Malaria de 2009.	1. Altura por edad. 2. Retraso del crecimiento. 3. Peso por edad. 4. Atrofia. 5. Anemia. 6. Mortalidad infantil	IV estimations (2SLS); Fuzzy RDD.	Comparación de mujeres que tenían 14 años o menos en 1997 (nacidas en 1983 o después) con aquellas cohortes mayores de 14 años en 1997 (nacidas antes de 1983).	1. Edad de la primera relación sexual. 2. Uso de medios anticonceptivos antes del primer embarazo. 3. Edad en el primer matrimonio. 4. Educación del marido.	1. Efecto nulo en los ratios de mortalidad. 2. Se reduce la probabilidad de retraso en el crecimiento un 18 por 100. 3. Se reduce la probabilidad anemia un 14 por 100.	Efecto nulo.

CUADRO N.º 1A (CONTINUACIÓN)  
REFORMAS EDUCATIVAS Y SALUD AL NACER

EDUCACIÓN Y SALUD AL NACER									
EXPERIMENTO NATURAL	AUTOR Y AÑO	PAÍS Y HORIZONTE TEMPORAL DE LA REFORMA	FUENTES DE DATOS	VARIABLES DE SALUD AL NACER (OUTCOME)	MÉTODO	INSTRUMENTACIÓN	MECANISMOS	EFFECTO DE UN AÑO ADICIONAL DE ESCOLARIZACIÓN DE LA MADRE	EFFECTO
Eliminación de tasas de acceso a la Educación Primaria	McCrary, J., y Royer, H. (2011).	Estados Unidos (California y Texas).	Datos de Natalidad del Departamento de Salud de California (1989-2002) y Texas (1989-2001).	1. Bajo peso. 2. Prematuridad (<37 semanas). 3. Mortalidad infantil.	OLS; IV estimations (2SLS); Sharp RDD.	Identificación de la exposición a la reforma según día de nacimiento de la madre y el estado (en California debía tener 5 años el 1 de diciembre y en Texas el 1 de Septiembre para inscribirse en el jardín de infancia).	1. Conductas de riesgo de la madre (Alcohol, tabaco). 2. Edad y nivel educativo del padre.	No encuentran resultados significativos.	Efecto nulo.

CUADRO N.º 1B  
OTRAS REFORMAS NO EDUCATIVAS Y SALUD AL NACER

OTRAS REFORMAS Y SALUD AL NACER									
EXPERIMENTO NATURAL	AUTOR Y AÑO	PAÍS Y HORIZONTE TEMPORAL DE LA REFORMA	FUENTES DE DATOS	VARIABLES DE SALUD AL NACER (OUTCOME)	MÉTODO	INSTRUMENTACIÓN	MECANISMOS	EFFECTO DE UN AÑO ADICIONAL DE ESCOLARIZACIÓN DE LA MADRE	EFFECTO
Incremento de la edad legal laboral	Bélles-Obrero, C., Jiménez Martín, S. y Vajll-Castello, J. (2015).	España (1980).	Datos de certificados de nacimientos registrados en INE (1975-2012).	1. Semanas de gestación. 2. Mortalidad 24h. 3. Peso al nacer.	DID.	Variación entre aquellos individuos nacidos en el primer y segundo semestre dentro de la misma cohorte (reforma incrementa la edad legal para trabajar de los 14 a los 16 años).	1. Efecto «reclusión». 2. Efecto capital humano.	1. Incrementa un 0,213 por 100 la probabilidad de prematuridad (<37 semanas de gestación). 2. Incrementa en un 0,38 por 100 la probabilidad de bajo peso al nacer. 3. Incrementa en un 0,023 por 100 la probabilidad del que el recién nacido muera antes de las 24h.	Negativo.
Declaración de Independencia del país	Grépin, K. A., y Bharadwaj, P. (2015).	Zimbawe (1980).	Encuesta de Demografía y Salud 1988, 1994, 1999, 2005-2006, 2007-2009 (DHS).	1. Mortalidad infantil.	OLS; IV estimations (2SLS); Sharp RDD.	Comparación de los resultados de las mujeres que tenían entre 9 y 13 años y aquellas entre 16 y 20 años en 1980 (acceso de educación secundaria).	1. Estado civil. 2. Edad de la primera cohabitación. 3. Meses entre el matrimonio y el primer hijo. 4. Edad de primera relación sexual.	1. Reduce la mortalidad infantil en un 1 por 100.	Positivo.