

Inequidades sociales en madres adolescentes y la relación con resultados perinatales adversos en poblaciones sudamericanas

Social inequities in teenage mothers and the relationship to adverse perinatal outcomes in South American populations

Iniquidades sociais em mães adolescentes e sua relação com resultados perinatais adversos em populações sul-americanas

Julia Ratowiecki ^{1,2}
María Rita Santos ^{1,2,3,4}
Fernando Poletta ^{1,2,5}
Silvina Heisecke ¹
Dario Elias ^{1,2}
Juan Gili ^{1,2,6}
Lucas Gimenez ^{1,2,5}
Mariela Pawluk ^{1,2}
Rocio Uranga ^{1,2,7}
Viviana Cosentino ^{1,2,8}
Hebe Campaña ^{1,2,3}
Mónica Rittler ^{1,2,9}
Jorge S. López Camelo ^{1,2,5}

doi: 10.1590/0102-311X00247719

Resumen

El objetivo fue explicar las diferencias en la frecuencia de eventos perinatales adversos entre madres adolescentes con baja y alta escolaridad. La muestra poblacional se recogió en la base de datos del Estudio Colaborativo Latinoamericano de Malformaciones Congénitas (ECLAMC). Entre 2.443.747 nacimientos ocurridos en 93 hospitales, se reclutaron 66.755 recién nacidos vivos, sin defectos congénitos, durante el período 2000-2017. Las madres adolescentes se clasificaron según su escolaridad en: baja, media y alta. Se utilizó un modelo multivariado, que incluyó efectos reproductivos, acceso a servicios de salud, variables demográficas-socioeconómicas, así como de grupo étnico. El modelo de descomposición de Fairlie se aplicó para cuantificar la contribución de variables explicativas en las frecuencias de eventos perinatales adversos. De los 66.755 recién nacidos investigados, el 21,1% (n = 14.078) fue primigrávida de madres adolescentes. La distribución por escolaridad materna fue de 24,2%, 59,8% y 16% para baja, media y alta escolaridad, respectivamente. Las mayores frecuencias de eventos perinatales adversos se observaron en madres adolescentes con baja escolaridad. La variable "acceso a servicios de salud" explicó un 35%, 37% y 23% de las disparidades en el bajo peso al nacimiento, prematuridad y retardo de crecimiento intrauterino, respectivamente, entre madres adolescentes con baja y alta escolaridad. El bajo número de consultas prenatales fue el único factor de riesgo para los dos niveles de escolaridad y la variable que mejor explica las diferencias entre las frecuencias de eventos perinatales adversos. Desde el punto de vista de la salud pública, ellos representan una intervención de bajo coste, con posibilidad de que se incrementen mediante información adecuada para la población y medidas sistemáticas en los niveles de atención primaria.

Nacimiento Prematuro; Peso al Nacer; Embarazo en Adolescencia; Escolaridad; Inequidad Social

Correspondencia

J. S. L. Camelo
Laboratorio de Epidemiología Genética.
Galván 4102, Ciudad Autónoma de Buenos Aires C1431FWO,
Argentina.
jslc@eclamc.org

- ¹ Laboratorio de Epidemiología Genética, Buenos Aires, Argentina.
- ² Estudio Colaborativo Latinoamericano de Malformaciones Congénitas, Buenos Aires, Argentina.
- ³ Comisión de Investigaciones Científicas, La Plata, Argentina.
- ⁴ Instituto Multidisciplinario de Biología Celular, Buenos Aires, Argentina.
- ⁵ Instituto Nacional de Genética Médica Populacional, Porto Alegre, Brasil.
- ⁶ Instituto Académico Pedagógico de Ciencias Humanas, Universidad Nacional de Villa María, Córdoba, Argentina.
- ⁷ Hospital San Juan de Dios, Buenos Aires, Argentina.
- ⁸ Hospital Interzonal General de Agudos Luisa C. de Gandulfo, Buenos Aires, Argentina.
- ⁹ Hospital Materno Infantil Ramón Sardá, Buenos Aires, Argentina.



Según el informe anual de salud de la Organización Mundial de la Salud (OMS) del año 2013 ¹, sobre el total de nacimientos que ocurren en todo el mundo, aproximadamente el 11% proviene de madres de entre 15 y 20 años de edad. El 95% de estos nacimientos sucede en países de ingresos bajos y medianos, donde las complicaciones del embarazo y el parto constituyen una de las principales causas de muerte en mujeres de esa edad.

La asociación entre la condición “madre adolescente” y los resultados adversos del embarazo ha sido bien documentada; de este modo, la literatura describe el mayor riesgo de bajo peso al nacimiento, la prematuridad y el retardo del crecimiento intrauterino (RCI) como las principales complicaciones ^{2,3,4,5,6,7,8,9}. Estos resultados adversos se han atribuido tradicionalmente a la inmadurez biológica de la madre joven ¹⁰. Sin embargo, gran cantidad de evidencia sugiere que ellos podrían ser el resultado de causas socioeconómicas ^{2,3,5,6,11}.

En Latinoamérica, según un informe de la Organización Panamericana de la Salud (OPS) ¹², el 15% de los nacimientos proviene de madres adolescentes en las que, además, se registran profundas desigualdades en la distribución de riqueza, ingresos y oportunidades.

Relacionado con estas disparidades, los segmentos de la población más pobres muestran mayor morbilidad y mortalidad del recién nacido, debido a la desigualdad en el acceso a los servicios de salud. Si bien la literatura que muestra el impacto de las disparidades socioeconómicas en los resultados adversos del embarazo en madres adolescentes es extensa ^{2,3,5,6,9,11}, no existe -a nuestro saber- bibliografía relacionada con la cuantificación de las contribuciones de los diferentes factores que intervienen en estas disparidades.

Por este motivo, diseñamos el presente estudio para identificar los componentes que intervienen en los mecanismos sociales y económicos, con el fin de desintegrar estas diferencias que reducen no sólo el bienestar durante la infancia, sino que también implican mayores riesgos para la salud y menores logros socioeconómicos durante la edad adulta. Así, en el presente estudio, analizamos la medida en que los efectos socioeconómicos permiten explicar las desigualdades en las tasas de bajo peso al nacimiento, prematuridad y RCI, según el nivel de escolaridad de las madres adolescentes.

Nuestro objetivo fue explicar las diferencias en la frecuencia de eventos perinatales desfavorables entre madres adolescentes de baja y alta escolaridad.

Población y métodos

La muestra poblacional fue recopilada a partir de la base de datos del *Estudio Colaborativo Latinoamericano de Malformaciones Congénitas* (ECLAMC) ¹³. El ECLAMC es una red de hospitales y profesionales de la salud que, voluntariamente, incorporan al programa información sobre 50 factores de riesgo de cada recién nacido con un defecto congénito y, seguidamente, emparejan dicha información por fecha, sexo y hospital de nacimiento, con la de un neonato no malformado (diseño caso-control). Todos los recién nacidos se registran con los mismos criterios y los datos se recopilan de manera sistematizada en todas las maternidades, utilizando los mismos cuestionarios.

La muestra del presente estudio incluyó sólo a los neonatos vivos, sin defectos congénitos (controles del registro del ECLAMC), nacidos de madres menores de 20 años de edad entre 2000 y 2017, con un peso al nacer de 500 a 6.000 gramos y una edad gestacional de entre 19,5 a 43 semanas.

Las madres adolescentes fueron agrupadas en tres categorías según su escolaridad: baja (no lee hasta primaria incompleta, ≤ 6 años de escolaridad), media (primaria completa hasta secundaria incompleta, 7-12 años de escolaridad) y alta (secundaria completa, universitaria incompleta, 13-18 años de escolaridad). Se compararon los dos extremos de escolaridad y se consideró como referencia el nivel intermedio “primaria completa y secundaria incompleta”.

Para el análisis estadístico se empleó un modelo multivariado que incluyó factores reproductivos y de acceso a servicios de salud maternos, factores demográfico-socioeconómicos paternos y étnicos del recién nacido.

Definición de variables independientes

La historia reproductiva informó sobre la cantidad de embarazos (primigrávida o multigrávida). La salud materna se midió a partir de indicadores de uso de medicamentos y exposición a enfermedades agudas y/o crónicas durante el embarazo. El acceso a los servicios de salud se estimó a través de la cantidad de consultas prenatales. Según las recomendaciones de la OMS, se definió dos categorías: menos o más de 5 visitas prenatales. Entre las características demográficas y socioeconómicas paternas se incluyó la edad (categorizada en tres estratos: 13 a ≤ 19 años, 20 a ≤ 30 años y 31 a ≤ 65 años), la escolaridad (estratificada en tres grupos: no lee a primaria incompleta, primaria completa a secundaria incompleta, secundaria completa a universitaria incompleta) y ocupación (de la casa, desocupado, obrero no cualificado; obrero cualificado-obrero independiente; empleado-patrón-profesional-ejecutivo-otras). Los ancestros étnicos del recién nacido se identificaron como nativos (abuelos nacidos en el país de origen del recién nacido, excluyendo a los afroamericanos), afroamericanos y resto (europeos latinos y otras combinaciones no afroamericanas).

Definición de la variable dependiente

Se definió a los eventos adversos como la variable dependiente, analizándose los siguientes factores: bajo peso al nacimiento (< 2.500g), prematuros (< 37 semanas de gestación) y retardo de crecimiento intrauterino (RCI) (≥ 37 semanas con bajo peso).

Las frecuencias de cada variable fueron calculadas en forma independiente para las tres categorías de escolaridad materna. Se utilizó una regresión logística ordinal para evaluar la correlación entre cada variable y los tres niveles de escolaridad materna. Se calcularon los coeficientes de regresión, los intervalos de 95% de confianza (IC95%) y los valores de significancia estadística ($p < 0,05$).

Descomposición de las disparidades

Si bien la comparación de los efectos de la educación materna sobre los eventos adversos perinatales permite evaluar la medida en que todas las variables del modelo en su conjunto explican las diferencias, este cotejo no cuantifica la contribución de cada variable de manera individual. Por tal motivo, utilizamos el modelo econométrico de descomposición de Fairlie¹⁴ para cuantificar la contribución de las variables explicativas y su impacto en las diferencias de la frecuencia de bajo peso al nacimiento, prematuridad y RCI en los dos extremos de escolaridad materna (baja y alta). Esta aproximación es una extensión del método de descomposición de Oaxaca & Blinder a modelos no lineales para resultados binarios. De este modo, es posible determinar en qué medida las diferencias, con respecto a una característica particular entre dos grupos, explican la diferencia entre los resultados adversos de los dos grupos (escolaridad baja y alta, en nuestro caso). En términos conceptuales, el método de descomposición de Fairlie usa una regresión logística para cada uno de los dos niveles extremos de escolaridad materna y calcula los coeficientes en cada modelo. La variable dependiente corresponde a cada uno de los resultados adversos perinatales y las independientes a las características reproductivas, demográficas, salud materna en el primer trimestre y acceso a los servicios de salud.

Luego de calcular los coeficientes de cada uno de los grupos de variables independientes sobre el resultado adverso del embarazo, para los dos niveles de escolaridad materna, el método de Fairlie cuantifica la diferencia entre la frecuencia del resultado adverso (bajo peso al nacimiento, prematuridad y RCI) y descompone la contribución de cada una de las variables independientes, intentando explicar la porción de la diferencia que obedece a la desigualdad de las características entre los dos niveles de educación materna. El intercambio de las características de una población en los coeficientes de regresión de la otra permite cuantificar el impacto de cada variable independiente y brinda una estimación de la reducción que se podría lograr en el evento adverso en cuestión, si ambas poblaciones fueran semejantes en sus características reproductivas, de acceso a los servicios de salud, demográficas y étnicas. Dos componentes se estiman en los métodos de descomposición: beneficios obtenidos en la reducción de la frecuencia, debido a las diferencias en las características (*endowment*) y en los "coeficientes". Un término de la ecuación mide la parte de las diferencias de los resultados adversos, debida a las diferencias (promedio) de las características de madres de baja y alta escolaridad; el otro

término es la parte de la diferencia, debida a las diferencias entre los coeficientes de las regresiones, es decir, características específicas de los niveles de escolaridad.

Resultados

Los registros provenientes de 93 hospitales, 65 ciudades, 9 países sudamericanos informaron un total de 2.443.747 nacimientos ocurridos en el periodo 2000-2017 (nacidos vivos = 2.414.094, nacidos muertos = 29.653). Los neonatos no malformados fueron 66.755; de ellos, el 21,1% (n = 14.078) fue de madres menores de 20 años.

La distribución por escolaridad materna para los 66.755 nacimientos control fue de 19,4%; 42,3% y 38,3% para escolaridad baja, media y alta, respectivamente, mientras que para las madres adolescentes la distribución por escolaridad fue de 24,2%; 59,8% y 16% para escolaridad baja, media y alta, respectivamente. Las frecuencias más altas de resultados adversos estudiados (bajo peso al nacimiento, prematuridad y RCI) se observaron en madres con baja escolaridad, mientras que las frecuencias más bajas se asociaron a la alta escolaridad (Tabla 1).

La comparación entre madres adolescentes con baja y alta escolaridad mostró heterogeneidad en sus frecuencias. En las madres con baja escolaridad se observó mayores frecuencias en los dos extremos de edad del padre, baja escolaridad y ocupación paterna, pocas consultas prenatales y ancestros africanos del recién nacido. Por el contrario, en madres con alta escolaridad, se observó una mayor frecuencia de primigrávidas, así como mayor escolaridad y ocupación paternas (Tabla 2).

Las Tablas 3, 4 y 5 muestran la razón de productos cruzados (OR), el IC95%, la reducción de la frecuencia atribuible a las características evaluadas (*endowment*) y el valor que explicaría las diferencias en la frecuencia para cada resultado adverso en ambos extremos de educación materna. La edad paterna menor a 20 años, la exposición a enfermedades agudas durante el primer trimestre del embarazo y la reducida cantidad de visitas prenatales fueron factores de riesgo para bajo peso al nacimiento en las madres de baja escolaridad (Tabla 3). La baja cantidad de visitas prenatales fue el único factor de riesgo en las madres con alta escolaridad. Esta última variable explica aproximadamente el 35% de la diferencia en la frecuencia observada en el bajo peso al nacimiento (3,5%) entre madres de baja (13,7%) y alta (10,2%) escolaridad (Tabla 1).

Los factores de riesgo para prematuridad y RCI en madres de baja escolaridad fueron la exposición a enfermedades agudas y la baja cantidad de consultas prenatales (Tablas 4 y 5). En las madres con alta escolaridad, el único factor de riesgo fue la baja cantidad de visitas prenatales. Esta última variable explicaría el 37% de la diferencia en la frecuencia de prematuridad (2,7%) entre madres de escolaridad baja (12,2%) y alta (9,5%) y un 23% de la diferencia en la frecuencia de RCI (1,7%) en madres con baja (5,9%) y alta (4,2%) escolaridad (Tabla 1).

Tabla 1

Niveles de escolaridad materna en el total de madres y en madres adolescentes y frecuencia de resultados adversos en recién nacidos de madres adolescentes, según escolaridad materna.

	Escolaridad materna		
	Baja n (%)	Media n (%)	Alta n (%)
Total de madres	12.971 (19,4)	28.204 (42,3)	25.580 (38,3)
Madres < 20 años	3.407 (24,2)	8.418 (59,8)	2.253 (16,0)
Resultados adversos en madres adolescentes			
Bajo peso al nacimiento	467 (13,7)	951 (11,3)	230 (10,2)
Prematuridad	416 (12,2)	892 (10,6)	214 (9,5)
RCI	201 (5,9)	387 (4,6)	95 (4,2)

RCI: retardo crecimiento intrauterino.

Tabla 2

Historia reproductiva materna, acceso a los servicios de salud y exposición durante el primer trimestre del embarazo; características sociodemográficas paternas y antecedentes étnicos de los recién nacidos de madres adolescentes, en tres niveles de escolaridad.

Variables	Escolaridad						Regresión logística ordinal	
	Baja		Media		Alta		β	Valor de p
	(n = 3.407)		(n = 8.418)		(n = 2.253)			
n	%	n	%	n	%			
Historia reproductiva materna								
Primípara	2.402	71,0	6.542	77,9	1.880	83,6	0,5	< 0,001
2-3 partos	870	25,7	1.563	18,6	300	13,3	-	-
≥ 4 partos	39	1,2	44	0,5	6	0,3	-0,4	0,104
Acceso a servicios de salud								
Consultas prenatales: ninguna a 4	1.450	42,8	3.122	37,2	634	28,2	-0,33	< 0,001
Exposición durante el primer trimestre del embarazo								
Enfermedades agudas	1.328	39,2	3.258	38,8	939	41,7	-0,03	0,395
Enfermedades crónicas	285	8,4	736	8,8	210	9,3	0,02	0,837
Uso de medicamentos	2.662	78,9	6.653	79,5	1.920	85,6	0,18	0,065
Características sociodemográficas paternas								
Edad (años)								
13 a ≤ 19	932	27,5	2.563	30,5	467	20,8	-0,07	0,041
20 a ≤ 30	2.054	60,7	5.120	61,0	1.593	70,8	-	-
31 a ≤ 65	256	7,6	395	4,7	139	6,2	-0,34	< 0,001
Escolaridad								
No lee a primaria incompleta	1.786	52,8	1.049	12,5	118	5,2	-1,66	< 0,001
Primaria completa a secundaria incompleta	961	28,4	5.012	59,7	708	31,5	-	-
Secundaria completa a universitaria incompleta	306	9,0	1.747	20,8	1.350	60,0	1,15	< 0,001
Ocupación								
De la casa, desocupado, obrero no cualificado	2.232	65,9	4.927	58,7	1.044	46,4	-0,05	0,322
Obrero cualificado-obrero independiente	548	16,2	1.696	20,2	499	22,2	-	-
Empleado-patrón-profesional-ejecutivo-otras	407	12,0	1.310	15,6	618	27,5	0,18	0,019
Ancestros étnicos del recién nacido								
Nativos	1.319	39,0	4.966	59,1	1.343	56,7	0,14	0,170
Afroamericanos	1.581	46,7	2.265	27,0	529	23,5	0,03	0,776
Resto (europeo latino + otras combinaciones)	485	14,3	1.168	13,9	378	16,8	-	-

Tabla 3

Bajo peso al nacimiento: razón de productos cruzados (OR), intervalo de 95% de confianza (IC95%), reducción de la frecuencia atribuible a las características y valor de p en dos niveles extremos de escolaridad materna.

Factores de riesgo	Bajo peso al nacimiento					
	Escolaridad baja		Escolaridad alta		Reducción	
	OR	IC95%	OR	IC95%	%	Valor de p
Primigrávida	1,05	0,81-1,38	1,00	0,65-1,55	1,4	0,858
Edad paterna < 20 años	1,41	1,10-1,80	1,11	0,76-1,63	3,1	0,475
Edad paterna > 30 años	0,93	0,60-1,45	1,34	0,75-2,37	1,8	0,144
Escolaridad paterna baja	1,08	0,84-1,40	1,15	0,61-2,16	31,9	0,481
Escolaridad paterna alta	0,81	0,51-1,28	0,90	0,63-1,27	15,5	0,497
Ocupación paterna baja	0,84	0,62-1,16	0,90	0,60-1,36	-1,8	0,873
Ocupación paterna alta	0,65	0,41-1,02	1,04	0,66-1,66	0,4	0,967
Número de consultas prenatales < 5	1,85	1,47-2,33	2,54	1,84-3,51	34,6	< 0,001
Enfermedades agudas	1,46	1,15-1,86	1,18	0,85-1,64	1,3	0,144
Enfermedades crónicas	1,02	0,67-1,56	0,84	0,48-1,46	0,5	0,515
Medicamentos	1,29	0,94-1,77	1,17	0,67-2,05	-6,6	0,075
Ancestros nativos	0,80	0,58-1,12	1,14	0,72-1,81	0,0	0,996
Ancestros negros	0,63	0,45-0,88	1,27	0,67-2,38	25,1	0,069

Tabla 4

Prematuros: razón de productos cruzados (OR), intervalo de 95% de confianza (IC95%), reducción de la frecuencia atribuible a las características y valor de p en dos niveles extremos de escolaridad materna.

Factores de riesgo	Prematuridad					
	Escolaridad baja		Escolaridad alta		Reducción	
	OR	IC95%	OR	IC95%	%	Valor de p
Primigrávida	1,24	0,90-1,72	1,22	0,74-2,01	-6,3	0,605
Edad paterna < 20 años	1,22	0,91-1,63	1,14	0,76-1,71	4,7	0,471
Edad paterna > 30 años	0,76	0,44-1,32	0,89	0,44-1,80	0,2	0,913
Escolaridad paterna baja	0,75	0,56-1,01	1,33	0,66-2,71	44,6	0,495
Escolaridad paterna alta	0,83	0,52-1,34	1,01	0,69-1,48	12,7	0,697
Ocupación paterna baja	1,06	0,73-1,53	0,98	0,63-1,54	-2,8	0,860
Ocupación paterna alta	0,62	0,36-1,09	0,99	0,59-1,65	6,0	0,650
Número de consultas prenatales < 5	1,98	1,50-2,60	2,32	1,62-3,32	36,9	0,099
Enfermedades agudas	1,40	1,06-1,86	1,13	0,79-1,62	-1,5	0,323
Enfermedades crónicas	1,04	0,64-1,70	0,76	0,41-1,41	1,1	0,395
Medicamentos	0,95	0,65-1,41	0,85	0,47-1,54	-2,2	0,663
Ancestros nativos	0,87	0,60-1,26	0,91	0,55-1,48	-0,2	0,983
Ancestros negros	0,73	0,48-1,09	0,89	0,47-1,71	24,8	0,258

Tabla 5

Retardo de crecimiento intrauterino (RCI): razón de productos cruzados (OR), intervalo de 95% de confianza (IC95%), reducción de la frecuencia atribuible a las características y valor de p en dos niveles extremos de escolaridad materna.

Factores de riesgo	RCI					
	Escolaridad baja		Escolaridad alta		Reducción	
	OR	IC95%	OR	IC95%	%	Valor de p
Primigrávida	0,98	0,70-1,38	0,93	0,52-1,66	3,9	0,617
Edad paterna < 20 años	1,27	0,91-1,76	1,19	0,70-2,04	2,3	0,611
Edad paterna > 30 años	1,12	0,65-1,90	1,11	0,50-2,49	1,0	0,435
Escolaridad paterna baja	1,28	0,91-1,82	0,79	0,32-1,95	6,2	0,893
Escolaridad paterna alta	0,88	0,48-1,62	0,83	0,51-1,35	11,8	0,613
Ocupación paterna baja	0,85	0,56-1,28	0,74	0,42-1,30	-6,5	0,564
Ocupación paterna alta	0,84	0,48-1,49	0,83	0,44-1,56	4,2	0,641
Número de consultas prenatales < 5	1,59	1,17-2,15	2,53	1,61-3,97	23,3	0,001
Enfermedades agudas	1,49	1,09-2,05	1,09	0,69-1,70	-1,1	0,242
Enfermedades crónicas	0,95	0,54-1,69	0,61	0,27-1,40	0,8	0,324
Medicamentos	1,00	0,68-1,48	1,69	0,67-4,28	-8,6	0,059
Ancestros nativos	0,90	0,58-1,40	1,23	0,66-2,32	0,0	0,995
Ancestros negros	0,68	0,43-1,06	1,49	0,66-3,39	21,4	0,091

Discusión

Nuestro estudio es el primero en descomponer y cuantificar formalmente los efectos de las disparidades en las frecuencias de bajo peso al nacimiento, prematuridad y RCI en madres adolescentes, con diferente nivel de escolaridad. De este modo, de entre todas las variables estudiadas en las que se registraron diferencias en la frecuencia de eventos adversos entre alta y baja educación, sólo la variable “cantidad de consultas prenatales” explicó las disparidades observadas en bajo peso al nacimiento, prematuridad y RCI en un 35%, 37% y 23%, respectivamente. Creemos importante destacar que esta variable fue factor de riesgo en ambos extremos de escolaridad materna, y que la diferencia explicada es debida a la exposición diferencial entre madres de baja y alta escolaridad. Casi la mitad de las madres con baja escolaridad presentó menos de cinco consultas prenatales, comparadas con un 30% de las madres adolescentes con alta escolaridad. Estos resultados indican que las diferencias en cuanto a salud perinatal derivan, en una porción significativa, de factores sociales, económicos y fundamentalmente de acceso a los servicios de salud.

Althabe et al.¹⁵ observaron que el aumento del riesgo en los resultados perinatales de las madres adolescentes no parece estar solamente mediado por un acceso diferente a la atención prenatal, sino relacionado a la inmadurez biológica u otros factores vinculados a la edad materna. Como el presente estudio incluyó solamente madres menores de 20 años, el impacto de la inmadurez biológica estaría controlado por el diseño utilizado. Por lo tanto, podemos asumir que las disparidades observadas en los resultados perinatales se asociaron con diferencias en la educación materna. En este contexto, la baja cantidad de visitas prenatales parecería ser la principal variable en explicar las diferencias observadas en el resultado perinatal.

Los gradientes socioeconómicos y su relación con eventos adversos perinatales han sido descritos en países sudamericanos, utilizando diferentes indicadores para medir condiciones sociales adversas^{16,17}. Según Wehby & Lopez-Camelo¹⁸, la escolaridad materna es uno de los principales indicadores socioeconómicos, teniendo en cuenta su relación con la salud de la madre y sus conductas durante el embarazo, que influyen en la salud del recién nacido. En el mismo estudio¹⁸, los autores analizaron gradientes de educación materna y su impacto en los resultados adversos perinatales. Luego de ajustar por educación paterna, ocupación materna, eventos adversos durante el primer trimestre del embarazo, fertilidad, acceso a servicios de salud y tecnología en cuatro países de Sudamérica

(Chile, Argentina, Brasil y Venezuela), a pesar de las particularidades de cada país, identificaron una relación directa entre una alta educación materna y el acceso a los servicios de salud, considerando cantidad de consultas prenatales como indicador de acceso.

En coincidencia con los resultados del presente trabajo, varios autores señalan que el aumento de cuidados prenatales se asocia con menores resultados adversos del embarazo^{19,20,21,22}. De este modo, el conocimiento de las vías subyacentes en el uso de la atención prenatal podría reducir el impacto de las disparidades socioeconómicas en los citados resultados adversos. Entendemos que la cantidad de consultas prenatales, considerada como indicador, no puede explicar el concepto “acceso a la salud” en sus múltiples dimensiones; sin embargo, podría ser un indicador indirecto de la ausencia de diagnóstico prenatal de enfermedades maternas (diabetes, hipertensión), falta de información con respecto al cuidado del embarazo, control del estado nutricional materno-infantil, estado psico-emocional materno y otros múltiples aspectos relacionados a la consulta prenatal.

En otras palabras, creemos necesario mejorar el acceso a los centros de salud, la información sobre sus potenciales beneficios y mantener una política de estado intervencionista y sistemática, entre otros factores, para disminuir las diferencias observadas en los eventos adversos perinatales entre madres de alta y baja escolaridad.

Este trabajo presenta fortalezas a destacar. El método empleado permitió cuantificar la contribución de las múltiples variables, tanto en conjunto como individualmente, al tiempo que se controlaba el aporte de las demás variables a las disparidades por nivel de educación. La muestra es numerosa y heterogénea, con diversidad socioeconómica y étnica, recolectada bajo normas operativas, de manera sistemática, en distintos hospitales sudamericanos. La base de datos cuenta con información no disponible en los conjuntos de datos nacionales y permite hacer inferencias sobre poblaciones sudamericanas. Pudimos explicar un porcentaje considerable de las diferencias en los resultados adversos según el nivel de educación.

Es posible identificar las siguientes limitaciones: no se contó con información de madres con partos domiciliarios y ellas serían las que presentan las mayores desigualdades. De esta manera, las disparidades y el porcentaje explicado podrían ser mayores. Tampoco fue posible obtener información sobre ciertas variables relevantes ni de evaluar sus potenciales efectos; algunas de ellas serían el ingreso económico del hogar, las características de la vivienda, el lugar de residencia materna y factores de riesgo tales como: exposición a tabaco, alcohol, nutrición, estrés, entre otras.

Conclusión

La baja cantidad de consultas prenatales fue el factor de riesgo para ambos niveles de escolaridad y la principal variable que explica las diferencias entre las frecuencias de resultados adversos neonatales. Desde el punto de vista de la salud pública, las visitas prenatales representan un factor de costo relativamente bajo. Su cantidad podría ser aumentada a través de la oferta de información adecuada a la población y de medidas sistemáticas a nivel de atención primaria. Además, estas acciones podrían estar acompañadas de consejos sobre los cuidados mínimos, los factores de riesgo y la mejor edad reproductiva para el beneficio de la mujer y el recién nacido.

Colaboradores

J. Ratowiecki y M. R. Santos participaron del análisis estadístico, interpretación de las bases de datos, preparación del artículo y aprobación de la versión final para publicación. L. Giménez, J. Gili, D. Elías, M. Pawluk, R. Uranga y V. Cosentino colaboraron en la revisión del manuscrito. S. Heisecke participó de la revisión y edición del manuscrito. F. Poletta, H. Campaña y M. Rittler participaron de la preparación y revisión del manuscrito. J. S. L. Camelo participó de la coordinación y diseño general del proyecto, análisis estadístico y aprobación de la versión final para publicación.

Informaciones adicionales

ORCID: Julia Ratowiecki (0000-0003-2805-4388); Maria Rita Santos (0000-0001-6156-4801); Fernando Poletta (0000-0002-6102-8416); Silvina Heisecke (0000-0001-9180-9398); Dario Elias (0000-0002-6576-8569); Juan Gili (0000-0001-7924-0776); Lucas Gimenez (0000-0001-9991-3843); Mariela Pawluk (0000-0001-6306-0842); Rocio Uranga (0000-0002-4248-2488); Viviana Cosentino (0000-0002-6708-9658); Hebe Campaña (0000-0002-2330-5267); Mónica Rittler (0000-0002-0840-7548); Jorge S. López Camelo (0000-0002-3146-5447).

Agradecimientos

A Mariana Piola del *Estudio Colaborativo Latinoamericano de Malformaciones Congénitas* (ECLAMC). Al Fondo para la Investigación Científica y Tecnológica (FONCYT; PICT-2016-0952).

Referencias

1. World Health Organization. Research for universal health coverage: world health report 2013. Geneva: World Health Organization; 2013.
2. Conde-Agudelo A, Belizan JM, Lammers C. Maternal-perinatal morbidity and mortality associated with adolescent pregnancy in Latin America: cross-sectional study. *Am J Obstet Gynecol* 2005; 192:342-9.
3. Ganchimeg T, Mori R, Ota E, Koyanagi A, Gilmour S, Shibuya K, et al. Maternal and perinatal outcomes among nulliparous adolescents in low and low and middle-income countries: a multi-country study. *BJOG* 2013; 120:1622-30.
4. Weng YH, Yang CY, Chiu YW. Risk assessment of adverse birth outcomes in relation to maternal age. *PLoS One* 2014; 9:e114843.
5. Chen CW, Tsai CY, Sung FC, Lee YY, Lu TH, Li CY, et al. Adverse birth outcomes among pregnancies of teen mothers: age-specific analysis of national data in Taiwan. *Child Care Health Dev* 2010; 36:232-40.
6. Vienne CM, Creveuil C, Dreyfus M. Does young maternal age increase the risk of adverse obstetric, fetal and neonatal outcomes: a cohort study. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2009; 147:151-6.
7. Fraser AM, Brockert JE, Ward RH. Association of young maternal age with adverse reproductive outcomes. *N Engl J Med* 1995; 332:1113-7.
8. World Health Organization. Adolescent pregnancy. <http://www.who.int/en/news-room/fact-sheets/detail/adolescent-pregnancy> (accedido el 15/Nov/2019).
9. Cunnington AJ. What's so bad about teenage pregnancy? *BMJ Sex Reprod Health* 2001; 27:36-41.
10. Chen XK, Wen SW, Fleming N, Demissie K, Rhoads GG, Walker M. Teenage pregnancy and adverse birth outcomes: a large population based retrospective cohort study. *Int J Epidemiol* 2007; 36:368-73.
11. Ekwo EE, Moawad A. Maternal age and preterm births in a black population. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2000; 14:145-51.
12. Organización Panamericana de la Salud. América Latina y el Caribe tienen la segunda tasa más alta de embarazo adolescente en el mundo. https://www.paho.org/hq/index.php?option=com_content&view=article&id=14163:latin-america-and-the-caribbean-have-the-second-highest-adolescent-pregnancy-rates-in-the-world&Itemid=1926&lang=es (accedido el 15/Nov/2019).
13. Castilla EE, Orioli IM. ECLAMC: the Latin American collaborative study of congenital malformations. *Community Genet* 2004; 7:76-94.
14. Fairlie RW. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *J Econ Soc Meas* 2005; 30:305-16.

15. Althabe F, Moor JL, Gibbons L, Berrueta M, Goudar SS, Chomba E, et al. Adverse maternal and perinatal outcomes in adolescent pregnancies: the Global Network's Maternal Newborn Health Registry Study. *Reprod Health* 2015; 12 Suppl 2:S8.
16. Wehby GL, Lopez-Camelo J, Castilla EE. Hospital volume and mortality of very low-birth weight infants in South America. *Health Serv Res* 2012; 47:1502-21.
17. Wehby GL, Gili JA, Pawluk M, Castilla EE, Lopez-Camelo JS. Disparities in birth weight and gestational age by ethnic ancestry in South American countries. *Int J Public Health* 2015; 60:343-51.
18. Wehby GL, Lopez-Camelo JS. Maternal education gradients in infant health in four South American countries. *Matern Child Health J* 2017; 21:2122-31.
19. Coria-Soto IL, Bobadilla JL, Notzon F. The effectiveness of antenatal care in preventing intrauterine growth retardation and low birth weight due to preterm delivery. *Int J Qual Health Care* 1996; 8:13-20.
20. Ickovics JR, Kershaw TS, Westdahl C, Rising SS, Klima C, Reynolds H, et al. Group prenatal care and preterm birth weight: results from a matched cohort study at public clinics. *Obstet Gynecol* 2003; 102(5 Pt 1):1051-7.
21. Kogan MD, Martin JA, Alexander GR, Kotelchuck M, Ventura SJ, Frigoletto FD. The changing pattern of prenatal care utilization in the United States, 1981-1995, using different prenatal care indices. *JAMA* 1998; 279:1623-8.
22. Krueger PM, Scholl TO. Adequacy of prenatal care and pregnancy outcome. *J Am Osteopath Assoc* 2000; 100:485-92.

Abstract

The aim was to explain differences in the rates of adverse perinatal events in teenage mothers with low and high schooling. The sample was collected from the Latin American Collaborative Study of Congenital Malformations (ECLAMC) database. From a total of 2,443,747 births in 93 hospitals, 66,755 live newborns without congenital malformations were recruited from 2000 to 2017. Teenage mothers were classified according to low, medium, and high schooling. A multivariate model was used that included reproductive history, access to health services, demographic and socio-economic variables, and ethnic group. The Fairlie decomposition model was applied to quantify the contribution of explanatory variables to the adverse perinatal event rates. Of the 66,755 newborns analyzed, 21.1% (n = 14,078) were born to teenage mothers. Distribution of maternal schooling was 24.2%, 59.8%, and 16% for low, medium, and high schooling, respectively. The highest rates of adverse perinatal events were seen in teenage mothers with low schooling. The variable "access to health services" explained 35%, 37%, and 23% of the disparities in low birthweight, prematurity, and intrauterine growth restriction, respectively, among teenage mother with low and high schooling. Low number of prenatal visits was the only risk factor for the two levels of schooling and the variable that best explained the differences between the rates of adverse perinatal events. From the public health perspective, prenatal care represents a low-cost intervention with the possibility of increased implementation through adequate information for the population and systematic measures in primary care.

Premature Birth; Birth Weight; Pregnancy in Adolescence; Educational Status; Social Inequity

Resumo

O objetivo foi explicar as diferenças na frequência de eventos perinatais adversos entre mães adolescentes com baixa e alta escolaridade. A amostra populacional foi coletada na base de dados do Estudo Colaborativo Latino-Americano de Malformações Congênicas (ECLAMC). Entre 2.443.747 nascimentos ocorridos em 93 hospitais, 66.755 recém-nascidos vivos sem defeitos congênicos foram recrutados no período 2000-2017. As mães adolescentes foram classificadas segundo sua escolaridade em: baixa, média e alta. Foi utilizado um modelo multivariado que incluiu efeitos reprodutivos, acesso a serviços de saúde, variáveis demográficas-socioeconômicas e de grupo étnico. O modelo de decomposição de Fairlie foi aplicado para quantificar a contribuição de variáveis explicativas nas frequências de eventos perinatais adversos. Dos 66.755 recém-nascidos pesquisados, o 21,1% (n = 14.078) foi a mãe adolescente. A distribuição por escolaridade materna foi de 24,2%, 59,8% e 16% para baixa escolaridade, média escolaridade e alta escolaridade, respectivamente. As maiores frequências de eventos perinatais adversos foram observadas em mães adolescentes com baixa escolaridade. A variável "acesso a serviços de saúde"; explicou 35%, 37% e 23% das disparidades no baixo peso ao nascer, prematuridade e retardo de crescimento intrauterino, respectivamente, entre mães adolescentes com baixa e alta escolaridades. O baixo número de consultas pré-natais foi o único fator de risco para os dois níveis de escolaridade e a variável que melhor explica as diferenças entre as frequências de eventos perinatais adversos. Do ponto de vista da saúde pública, eles representam uma intervenção de baixo custo, com possibilidade de ser incrementadas por meio de informações adequadas à população e medidas sistemáticas nos níveis de atenção primária.

Nascimento Prematuro; Peso ao Nascer; Gravidez na Adolescência; Escolaridade; Inequidade Social

Recibido el 04/Ene/2020

Versión final presentada el 19/May/2020

Aprobado el 26/May/2020