

Índice

Presentación	9
Contribución de los inmigrantes a la demografía y al desarrollo económico en Chile	15
<i>Alejandro I. Canales, Jorge Martínez Pizarro</i>	
Impactos de la migración desde la República Bolivariana de Venezuela en el mercado laboral de Colombia	43
<i>William Mejía Ochoa</i>	
De la casa al trabajo: tiempo de viaje, conmutación y efecto composición en zonas metropolitanas de México	69
<i>Jaime Sobrino</i>	
Nacer con vida durante una escalada de la violencia en contextos de guerra en Colombia	97
<i>Harold Mera León, Camilo Echandía Castilla</i>	
Modelos de estimación de la mortalidad y la esperanza de vida de los municipios pequeños de Minas Gerais: enfoque en dos etapas	123
<i>Denise Helena França Marques, Igor Augusto Tadeu de Souza, Tatiana Cunha e Silva Arteaga, Valéria Andrade Silva</i>	
¿Cuántas personas dejamos atrás? De los datos del Registro Civil a la accesibilidad de las estadísticas vitales en la República Bolivariana de Venezuela	151
<i>Brenda Yépez, Jenny García</i>	
Emancipación residencial en el Cono Sur: análisis comparativo de Chile y el Uruguay, 2008-2018	169
<i>Nicolás Aros-Marza, Pau Miret Gamundi</i>	
Evaluación de la exposición de poblaciones y hospitales al aumento del nivel del mar en las zonas costeras bajas de América Latina y el Caribe	195
<i>Sabrina Juran, Andrew J. Tatem, Luis de la Rúa</i>	
Relato de eventos	
Quinta Reunión de la Conferencia Regional sobre Población y Desarrollo de América Latina y el Caribe	217
<i>Leandro Reboiras Finardi</i>	
Entrevista	
57º período de sesiones de la Comisión de Población y Desarrollo de las Naciones Unidas	225
<i>Noemí Espinoza Madrid</i>	
Reseña bibliográfica	
Contra la desigualdad. Contribuciones para un discurso de emancipación social	231
<i>Jorge Martínez Pizarro</i>	

Nacer con vida durante una escalada de la violencia en contextos de guerra en Colombia

Harold Mera León¹
Camilo Echandía Castilla²

Recibido: 20/05/2024

Aceptado: 28/07/2024

Resumen

Basados en datos regionales del Centro Nacional de Memoria Histórica (CNMH) y de la Encuesta Nacional de Estadísticas Vitales de 2002 (EEV) evaluamos los efectos de la guerra en Colombia en el bienestar de los recién nacidos. En nuestro estudio incluimos 676.498 mujeres y sus recién nacidos, junto a 11.675 casos de mortinatos, abortos espontáneos y muertes prematuras (es decir, antes de cumplir un año de edad). Mediante una regresión multinivel, evaluamos si el hecho de que la madre hubiera asistido a la universidad tuvo un efecto protector en las probabilidades de dar a luz un bebé con vida, al considerar la incidencia de la violencia regional. Los resultados demuestran que la educación universitaria aumentó las probabilidades de dar a luz un bebé con vida (índice de probabilidades: 0,351) y redujo el riesgo de pérdidas violentas o inexplicables (índice de probabilidades: -1,092). Sin embargo, la violencia modificó dicha protección en las regiones más violentas.

Palabras clave: embarazo, aborto espontáneo, nacidos muertos, violencia, guerra, lactantes, salud infantil, bienestar de la infancia, maternidad, enseñanza superior, Colombia.

¹ Doctor en Ciencias Políticas y Sociales de la Universidad Pompeu Fabra (España). Investigador y Profesor en DemoSoc Research Group. Correo electrónico: harold.mera@upf.edu.

² Profesor emérito de la Universidad Externado de Colombia. Correo electrónico: Camilo.Echandia@uexternado.edu.co.

Abstract

Using regional data from the National Centre for Historical Memory (CNMH) and the 2002 National Vital Statistics Survey (EEV), we evaluate the effects of the armed conflict on the well-being of newborn infants. Our study included 676,498 women and their newborns, and 11,675 cases of stillbirths, miscarriages and premature deaths (i.e. death before one year of age). We used a multilevel regression to assess whether a mother's university education has a protection effect on the probability of a live birth, taking into consideration the incidence of regional violence. The results show that university education increased the probability of a live birth (odds ratio: 0.351) and reduced the risk of violent or unexplained deaths (odds ratio: -1.092). However, that protection was affected by violence in the regions with the highest levels of violence.

Keywords: pregnancy, spontaneous abortion, still births, violence, war, infants, child health, child welfare, motherhood, higher education, Colombia.

Résumé

Sur la base des données régionales du Centre national de mémoire historique (CNMH) et de l'Enquête nationale sur les statistiques d'état civil de 2002 (EEV), nous avons évalué les conséquences de la guerre en Colombie sur la santé des nouveau-nés. Notre étude a porté sur 676 498 femmes et leurs nouveau-nés, ainsi que sur 11 675 cas d'enfants mort-nés, d'avortements spontanés et de décès prématurés (c'est-à-dire avant que l'enfant ait atteint l'âge de un an). À l'aide d'une régression multiniveaux, nous avons cherché à déterminer si le fait que la mère ait fréquenté l'université avait un effet protecteur sur ses chances de donner naissance à un enfant en vie, en tenant compte de l'incidence de la violence dans la région. Les résultats montrent que suivre des études universitaires augmente les chances d'accoucher d'un bébé vivant (rapport des cotes : 0,351) et réduit le risque de perte d'un enfant violente ou inexplicée (rapport des cotes : -1,092). Toutefois, la violence a affecté cette protection dans les régions les plus touchées.

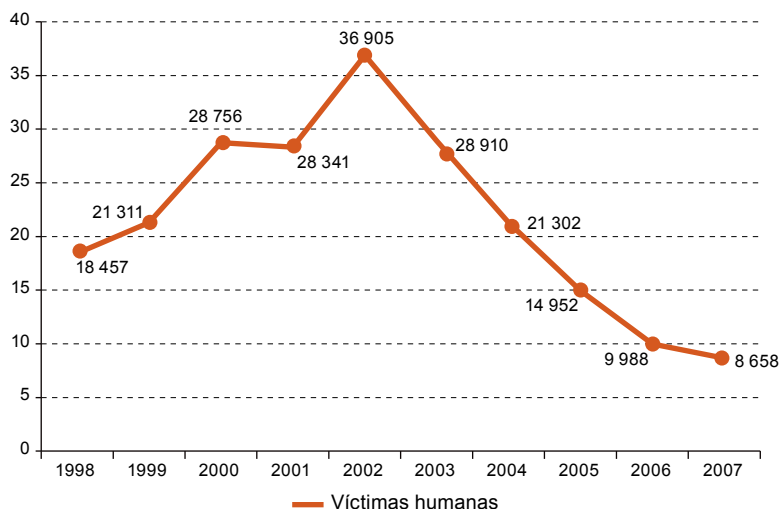
Mots clés : grossesse, avortement spontané, mort-ne, violence, guerre, nourrissons, santé de l'enfant, protection de l'enfance, maternité, enseignement supérieur, Colombie.

Introducción

Según Valente (2015), un análisis exhaustivo del bienestar de los recién nacidos en contextos de guerra debe incluir los mortinatos, los abortos espontáneos y las pérdidas prematuras. Con esto en mente, en este trabajo sociodemográfico se incorporan los embarazos a estos resultados para comprender mejor los efectos de la violencia en el bienestar en las primeras etapas de la vida. Cuando se aplica este enfoque, se constata que en 2002 —uno de los años más violentos en el conflicto armado de Colombia, que ya lleva seis décadas— 14.350 mujeres tuvieron abortos espontáneos, mortinatos o pérdidas prematuras. La mayor proporción de estas pérdidas (27,84%) se registró en Antioquia, región históricamente golpeada por la violencia paramilitar. En segundo lugar se encuentra Tolima, que registró un 10,03% de las pérdidas y que, al igual que Antioquia, ha tenido una presencia histórica de grupos paramilitares y guerrilleros. Además, en Huila, que en 2002 registró la mayor tasa de pobreza (64,12%) (DANE, 2024a), se registraron un 8,71% de las pérdidas. Según la base de datos del CNMH (2024) y las estadísticas vitales de 2002 (DANE, 2024b), a nivel nacional los departamentos de Antioquia, Tolima y Caldas (este último ubicado entre los dos primeros) fueron los que registraron las mayores tasas de violencia o pérdidas no explicadas, a saber, un 13,32%, un 17,65% y un 13,84%, respectivamente.

La comunidad científica reconoce que los conflictos armados generan un entorno hostil e inestable que va en detrimento de los embarazos saludables, del bienestar en la primera infancia y de las trayectorias vitales generales (Castro Torres y Urdinola, 2019; Duque, 2017; Hong y otros, 2021; Lee, 2014; Mendoza Tascón y otros, 2016; Ramos Jaraba, 2020). Sobre la base de esta premisa, examinamos la situación de Colombia en 2002, un año caracterizado por graves turbulencias. Frente a 2001, cuando 28.341 personas fueron víctimas de los conflictos armados, en 2002 hubo 8.564 víctimas adicionales distribuidas en 11 categorías de violencia, a saber, actos de guerra, asesinatos, ataques a civiles, ataques terroristas, destrucción de la propiedad pública, desapariciones forzadas, matanzas, minas antipersonales, reclutamiento de niños, secuestros y violencia sexual (véase el gráfico 1) (CNMH, 2024). Además, la pobreza extrema afectó a un 11% de la población, la pobreza a un 39% y el desempleo a un 15,4% (DANE, 2024a). En consecuencia, las familias y las mujeres embarazadas estuvieron sumamente expuestas a variados niveles de violencia. La interrelación entre la guerra y la vulnerabilidad socioeconómica probablemente haya agravado los niveles de estrés y contribuido a una mayor incidencia de mortinatos, abortos espontáneos y pérdidas prematuras. Nuestro análisis muestra que la incidencia de la violencia regional en el bienestar de los recién nacidos —que se refleja en la probabilidad de que se produzcan mortinatos, abortos espontáneos y pérdidas violentas o no explicadas— se hizo particularmente evidente durante la escalada de violencia de 2002 y la crisis económica que trajo consigo.

Gráfico 1
Colombia: número total de víctimas por año, 1998-2007
 (En miles de personas)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Centro Nacional de Memoria Histórica (CNMH).

Como se observa en el gráfico 1, el número de víctimas exhibe una clara tendencia al alza en la media nacional entre 1998 y 2002, tras lo cual se registró una disminución entre 2003 y 2007. Igualmente, el gráfico 1 muestra que el punto máximo de la violencia medido según el número de víctimas humanas se alcanzó en 2002. Más adelante se profundizará al respecto sobre dicha escalada y el frágil momento que se vivió durante 2002.

Por otra parte, para reflejar posibles factores no observados en los planos regional e individual —por ejemplo, la calidad de los servicios de atención de salud o de las condiciones de la vivienda—, y teniendo en cuenta la estructura de las estadísticas vitales, utilizamos un modelo multinivel de efectos fijos para captar estas desviaciones regionales. Calculamos coeficientes de regresión para los nacimientos vivos y los casos de muertes violentas o no explicadas, a fin de estimar tanto las interacciones multinivel como la modificación del efecto entre la violencia regional y la educación universitaria materna. Este enfoque nos permite definir dos niveles de análisis: uno regional y otro individual. Aplicamos controles para otros factores sociodemográficos maternos, entre ellos la edad, la zona de residencia, la situación socioeconómica, el régimen de atención de salud y el estado civil. Nos centramos en la educación universitaria materna como factor de protección del bienestar del recién nacido y su interacción con la violencia regional. Esta investigación, que se basa en estudios previos realizados en Colombia (Márquez-Beltrán y otros, 2013; Duque, 2017; Ramos Jaraba, 2020; Squibb, 2020; Rodríguez, 2022) en los que se examinó la relación entre la educación materna y los resultados neonatales en el país, supone una importante contribución a la literatura y aclara aún más el papel de la educación materna en las zonas afectadas por conflictos.

A. Mortinatos, abortos espontáneos y pérdidas prematuras

Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), todos los años hay unos 2,6 millones de mortinatos. Un mortinato se define como un bebé fallecido, tanto antes como durante el nacimiento, con un mínimo de 28 semanas de gestación (Allanson y otros, 2016). En contraste, un aborto espontáneo es la pérdida de un embarazo antes de las 28 semanas de gestación. Alrededor de un 40% de mortinatos lo son durante el parto (Allanson y otros, 2016; OMS, 2023), y entre un 10% y un 15% de los abortos espontáneos afectan a mujeres que estaban al tanto de su embarazo (Purdie, 2019). Según las investigaciones médicas, estas pérdidas obedecen a múltiples causas, entre ellas complicaciones durante el parto, embarazos postérmino, infecciones maternas (por ejemplo, malaria, sífilis y VIH) y afecciones médicas de la madre, como la hipertensión, la diabetes y la restricción del crecimiento fetal. Las investigaciones mundiales muestran que en los países de ingreso bajo e ingreso mediano, un 43,7% de los mortinatos no tienen explicación, un 18,7% ocurren a raíz de afecciones no especificadas, un 13,7% obedecen a problemas placentarios, un 11% a patologías fetales o del embarazo, un 9,1% a hemorragias preparto y un 3,8% a otras causas conocidas (Reinebrant y otros, 2018). La mayoría de los mortinatos (98%) se producen en países de ingreso bajo e ingreso mediano (Almasi-Hashiani y otros, 2017). Más allá de los efectos sobre la salud del recién nacido, los mortinatos tienen profundas repercusiones psicológicas en las mujeres, en particular las que viven en situaciones vulnerables y con niveles elevados de estrés (Allanson y otros, 2016).

Recientemente se realizó un estudio de caso de diez países (Afganistán, Colombia, República Democrática del Congo, Malí, Nigeria, Pakistán, Somalia, Sudán del Sur, Siria y Yemen) en el que se examinaron los servicios de atención de salud para mujeres y niños en contextos de conflictos armados (Singh y otros, 2021). Más allá de las diferencias en las políticas y la dinámica de cada conflicto, el estudio concluyó que en todos los contextos se brindaba atención de salud básica, en particular atención prenatal, cuidados básicos e integrales de emergencia obstétrica y neonatal, vacunaciones, servicios de alimentación y nutrición para recién nacidos y niños pequeños, tratamientos de enfermedades comunes de la infancia y análisis de salud. Esta investigación puso de relieve la complejidad que supone la prestación de servicios de salud en las zonas afectadas por conflictos, una situación en la que inciden factores contextuales y demográficos (Singh y otros, 2021).

B. Educación universitaria de la madre

Más allá de las causas médicas y de salud, son varios los factores demográficos que inciden profundamente en la salud materna y neonatal durante las etapas intrauterina, prenatal y de gestación. Las investigaciones empíricas en el Irán han demostrado que determinados rasgos sociodemográficos parentales, como la educación y la edad, inciden en las probabilidades

de que se produzca un mortinato, y que el riesgo aumenta en el caso de las madres de entre 15 y 25 años de edad y aquellas que pertenecen a estratos económicos más bajos (Almasi-Hashiani, 2017). De manera similar, las investigaciones en el Canadá destacan que el nivel educativo de la madre es un factor de protección que permite reducir la incidencia de la muerte fetal (Luo, Wilkins y Kramer, 2006). En Australia, los estudios han señalado que la prevalencia de los mortinatos es mayor entre las madres con menores niveles educativos y las usuarias de los servicios públicos de atención de salud (Rodríguez, 2022; Squibb, 2020; Hong y otros, 2021).

En el caso colombiano, las disparidades socioeconómicas en el acceso a la educación terciaria y la calidad de los servicios de atención de salud afectan el bienestar intrauterino (Rodríguez, 2022; Squibb, 2020). Además, se observa que a mayor nivel educativo, mayor uso de los diagnósticos prenatales y mayor calidad de los controles durante el embarazo (Squibb, 2020; Rodríguez, 2022). Esto sugiere que las mujeres con educación universitaria poseen mayores conocimientos sobre el embarazo y el parto, lo que se traduce en una mejor atención de salud durante la gestación (Rodríguez, 2022). Sin embargo, en contextos de guerra, conflictos armados y desigualdades sociales profundas, acceder a la educación terciaria es aún más difícil, lo que podría agravar estas disparidades (Duque, 2017; Squibb, 2020; Rodríguez, 2022).

Por otro lado, los investigadores han constatado una marcada correlación negativa entre la violencia y la educación universitaria de la madre. Sin embargo, esta relación podría variar en función del período considerado. En el caso colombiano, durante la década de 1980, la violencia era un fenómeno principalmente urbano que tenía su origen en los conflictos entre los cárteles. Con el aumento de la influencia de los grupos guerrilleros y paramilitares, la violencia se desplazó cada vez más hacia las zonas rurales, donde la presencia de instituciones educativas era, y sigue siendo, menor. En el contexto del conflicto armado interno de Colombia, cuando aumenta el índice de violencia en la región o el municipio, disminuye el número de madres con titulaciones universitarias (Duque, 2017). Aunque se han realizado estudios demográficos y de salud sobre el bienestar de los recién nacidos en Colombia, se observa una notable carencia de datos cuantitativos que establezcan una relación entre los mortinatos, los abortos espontáneos y el nivel de educación de la madre. Este vacío en los datos es crucial para determinar con precisión las repercusiones de la violencia en el bienestar de los recién nacidos en Colombia durante 2002, un período marcado por la violencia, los disturbios y la desigualdad.

C. Un contexto turbulento

1. El punto álgido de la violencia

En 2002, la violencia en Colombia llegó a su punto más alto cuando los grupos paramilitares y las guerrillas intensificaron sus acciones en regiones estratégicas. La escalada de las masacres obedeció al aumento de las actividades de grupos paramilitares que buscaban

crear un corredor que separara las regiones septentrional y central del país para controlar las principales zonas de cultivo de coca. Las fuerzas paramilitares también procuraron infiltrarse en los bastiones de las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia (FARC) de la región sudoriental del país (Escobedo, 2011). En respuesta, los grupos guerrilleros adoptaron tácticas terroristas similares y comenzaron a asesinar a dirigentes sociales y a cometer masacres. En Chocó, numerosos pueblos y centros urbanos sobre las riberas de los ríos Atrato, Baudó y San Juan quedaron sitiados por las fuerzas paramilitares, mientras que las aldeas a mayor altitud enfrentaron restricciones similares a manos de las FARC. Ambos grupos establecieron puestos de control a lo largo de ríos y caminos, lo que limitó el movimiento de bienes y personas.

Como se observa en el gráfico 1, el conflicto armado se agudizó entre 1998 y 2002, tras lo cual se registró una disminución entre 2003 y 2007. El aumento observado entre 1998 y 2002 coincide con el “plan estratégico” de las FARC durante el proceso de paz impulsado por el Gobierno de Pastrana, que contaba con el apoyo de los sectores de la sociedad que respaldaban la negociación (Echandía y Cabrera, 2017). Durante este período también se registró una escalada en las matanzas y las masacres indiscriminadas a manos de grupos paramilitares que buscaban hacerse con el control de regiones como Cesar, La Guajira, Magdalena, Antioquia, Bolívar, Caquetá y Casanare, zonas que ya estaban assoladas por los secuestros. Los grupos guerrilleros, para compensar la disminución de los secuestros selectivos, recurrieron a los secuestros indiscriminados (Programa Presidencial de Derechos Humanos y Derecho Internacional Humanitario, 2009).

Durante 2002 se registraron elevados niveles de violencia en los 32 departamentos del país. Las principales zonas afectadas fueron Arauca, Caquetá, Guaviare, Vichada, Guaviare, Putumayo, Meta, Cundinamarca, Chocó, La Guajira, y Cesar. Simultáneamente, el Ejército de Liberación Nacional (ELN) llevó a cabo numerosas operaciones en Antioquia, Magdalena, Cesar, Norte de Santander, Arauca y Casanare, si bien no logró establecer una zona desmilitarizada para mantener diálogos por la paz. Las fuerzas estatales también intensificaron el combate contra las FARC y el ELN, en particular en Meta, La Guajira, Guaviare, Guainía y Vaupés, donde sus ofensivas superaron las acciones de los guerrilleros.

2. La incertidumbre económica

Como se observa en el cuadro 1, Colombia enfrentó una grave crisis económica en 2002, caracterizada por elevados niveles regionales de desempleo, pobreza, pobreza extrema y desplazamientos internos (DANE, 2024a). En Bogotá, la capital, la tasa de desempleo trepó a un 18,2%, la de pobreza a un 26,5% y la de pobreza extrema a un 5,92%, y 13.109 familias debieron ser relocalizadas (DANE, 2024a). La situación fue aún más grave en otras regiones, entre ellas Chocó, Norte de Santander, Cauca, Caquetá, Bolívar, Nariño, Cundinamarca, Cesar, Huila, Sucre, Magdalena, La Guajira, Boyacá, Quindío y Córdoba, donde las tasas de pobreza superaron el 40% y las de pobreza extrema el 10% (DANE, 2024a).

Cuadro 1
Colombia (24 regiones): nivel socioeconómico e índice de violencia armada por región, rasgos descriptivos

Región	Índice de violencia	Desempleo (En porcentajes)	Pobreza (En porcentajes)	Indigencia (En porcentajes)	Brecha de desplazamientos de la región (En número de familias)
Antioquia	16,45	15,77	33,74	8,68	9 761
Norte de Santander	19,63	14,05	47,16	10,09	1 466
Cauca	7,37	10,52	49,33	19,66	1 634
Caquetá	41,86	8,14	42,77	14,63	4 408
Bolívar	5,29	11,11	42,36	9,10	4 578
Santander	6,20	16,16	29,68	6,51	-1 149
Nariño	7,13	15,27	40,11	10,40	-792
Cundinamarca	5,65	18,98	44,29	16,59	2 456
Cesar	21,68	9,83	53,43	14,75	3 721
Tolima	7,50	17,88	35,08	8,43	3 155
Meta	25,60	11,88	30,79	7,32	960
Huila	6,38	21,29	64,15	31,89	-1 065
Sucre	6,57	8,56	58,33	20,17	-91
Valle del Cauca	3,30	15,33	29,92	6,03	-3 347
Caldas	10,18	16,48	33,46	7,38	3 098
Chocó	17,11	7,46	54,22	23,18	3 396
Magdalena	16,93	11,42	54,08	16,71	6 566
La Guajira	15,71	8,37	52,54	16,36	496
Bocayá	2,99	15,47	61,46	35,09	51
Quindío	1,01	19,74	41,99	11,94	-1 017
Córdoba	4,22	16,48	44,63	10,85	-106
Risaralda	3,38	16,57	27,00	3,96	-1 194
Bogotá D.C.	0,32	18,26	26,58	5,92	-13 109
Atlántico	1,44	15,15	38,83	7,62	-6 386

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), base de datos de la Misión de Pobreza de 2012; y datos del Centro Nacional de Memoria Histórica (CNMH) y de la Unidad para las Víctimas de la Red Nacional de Información.

Nota: El índice de violencia se calculó sobre la base del número de víctimas que figura en la base de datos del CNMH, que clasifica a las víctimas según 11 categorías de actos violentos. Se tomó el número total de víctimas por región en 2002 y se dividió por la población de cada región ese año, y el resultado se multiplicó por 10.000. Ese método permitió determinar la incidencia de la violencia por cada 10.000 personas. El desempleo se refiere al porcentaje de personas económicamente activas que estaban desempleadas en la región en 2002. Dato extraído de la base de datos de la Misión de Pobreza de 2012 (DANE). La pobreza se refiere al porcentaje de familias que en 2002 padecían pobreza monetaria en la región. Dato extraído de la base de datos de la Misión de Pobreza de 2012 (DANE). La indigencia se refiere al porcentaje de familias que en 2002 carecían de ingresos para acceder a la canasta básica. Datos extraído de la base de datos de la Misión de Pobreza de 2012 (DANE). La brecha de desplazamiento en la región se calculó en función de la diferencia entre las familias de migrantes y de inmigrantes para cada región en 2002. Dato extraído de las bases de datos de la Unidad para las Víctimas.

En el cuadro 1 se presentan los datos económicos para cada una de las 24 regiones examinadas por la Misión de Pobreza. La mayor incidencia de violencia se registró en Caquetá (41,86), seguida por Meta (25,60), Cesar (21,68), Norte de Santander (19,63) y Chocó (17,11). El cuadro 1 también permite identificar regiones menos afectadas por la violencia pero con elevados niveles de pobreza, pobreza extrema y desplazamientos, entre ellas Bogotá, Córdoba, Huila, Risaralda, Quindío, Valle del Cauca y Atlántico. Los datos revelan que la mayor proporción de actos violentos de entre las regiones estudiadas se registró en Antioquia, lo que destaca su considerable exposición a la violencia frente a otras zonas de Colombia. Asimismo, en 2002 se evidencian profundas desigualdades educativas. De un total de 702.000 mujeres, un 17,13% (120.009) no tenían educación preescolar o no habían completado la escuela primaria. Además, un 16,56% (110.590) apenas había finalizado la educación primaria, en tanto que un 29,11% (194.427) no había finalizado la educación secundaria. El 24,98% (166.807) había terminado la educación secundaria. Apenas un 6,91% (46.133) pudo cursar y finalizar estudios universitarios, en tanto que un 4,47% (29.850) no alcanzó este nivel educativo.

D. Un comienzo desigual

Las investigaciones empíricas indican que cuanto mayores son los niveles de violencia en la región, menor es el acceso a los servicios básicos de atención de salud y mayores los obstáculos para acceder a la educación universitaria, en particular en las zonas rurales (Calam, 2017; Pacheco, 2020; Bernal y otros, 2024). Además, la protección de los derechos de los niños y sus oportunidades de desarrollo se reducen en estos contextos de fragilidad (Ávila-Toscano y Cogollo Ferraro, 2011; Duque, 2017; Harper, Ntakarutimana y Rouhani, 2017). Esta circunstancia se agrava en el caso de las familias y los municipios que históricamente han sido víctimas de violencia (Arias Nieto y otros, 2009; Bernal y otros, 2024). Por ejemplo, en algunas regiones, la correlación positiva entre las tasas de fecundidad y los conflictos armados es un indicio del uso de la violencia sexual como táctica para infundir terror (Castro y Urdinola, 2019). Esta violencia, que podría comenzar a manifestarse incluso en el ámbito intrauterino en situaciones como la violación, puede tener graves repercusiones para las mujeres y los recién nacidos (Castro y Urdinola, 2019). Los datos también sugieren que la exposición prolongada a la violencia y a la desigualdad social durante el embarazo puede dar lugar a retrasos neurológicos y del desarrollo en los niños, ya que las familias podrían reaccionar con una mayor agresión (Duque, 2017; Ramos Jaraba, 2020). Con todo, la literatura sugiere que el estrés prenatal y sus consecuencias adversas pueden mitigarse mejorando los servicios de atención de salud y mediante intervenciones dirigidas a controlar el estrés, como la terapia cognitivo-conductual para el manejo del estrés prenatal (CBSM), que podría mejorar los resultados de salud para la madre y el recién nacido (Calam, 2017; Urizar y otros, 2019; Kim y otros, 2020).

E. Hipótesis

1. Protección brindada por la educación universitaria

Tener educación universitaria se transforma en un factor que promueve el bienestar durante el embarazo, ya que aumenta las probabilidades de dar a luz a un hijo o una hija vivos, y posiblemente evitar las pérdidas prematuras violentas o sin explicación. Pese a ello, la violencia regional modifica la capacidad de protección de la educación universitaria, independientemente de su nivel, y afecta a todas las madres por igual, con la excepción de aquellas con un nivel educativo desconocido, que son más vulnerables.

2. Conflictos armados

La violencia regional disminuye considerablemente las probabilidades de dar a luz a un hijo vivo. Asimismo, entre las madres que han perdido a sus hijos o hijas, la violencia regional aumenta los efectos marginales sobre el logaritmo de probabilidades de ocurrencia de mortinatos y abortos espontáneos y de pérdidas prematuras debido a sucesos violentos o sin explicación.

F. Datos

En este trabajo se utilizan datos secundarios de las estadísticas vitales de 2002, un registro de nacimientos y defunciones fetales y neonatales sistemático y transversal que desde 1998 lleva a cabo el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Estas estadísticas se utilizan ampliamente para examinar los principales aspectos de la salud de los recién nacidos, entre otros temas sociodemográficos. Las estadísticas vitales de 2002 incluyen dos bases de datos principales: una para los recién nacidos, que inicialmente constaba de 700.455 registros (que se redujeron a 676.498 tras introducir ajustes al modelo) y otra para los mortinatos y los abortos espontáneos, que inicialmente incluía 14.350 casos (que se redujeron a 11.675 tras introducir ajustes al modelo). Se recopilaron datos de 33 regiones, entre ellas Bogotá, para conformar un conjunto de datos fusionado con 711.675 observaciones de mujeres embarazadas y recién nacidos.

Es necesario dejar clara la calidad y la representatividad de las estadísticas demográficas que surgen de las estadísticas vitales destacando una importante ventaja: las estadísticas surgen de registros administrativos que se basan en certificaciones médicas de nacimientos vivos y fallecimientos ocurridos dentro del territorio de Colombia. Estas certificaciones se realizan mediante la red de prestación de servicios de salud, expertos judiciales y notificaciones del registro civil de nacimientos y fallecimientos que gestiona la Registraduría Nacional del Estado Civil. Sin embargo, existe una limitación relacionada con las posibles subdeclaraciones y las deficiencias de los servicios sanitarios y de registro, en particular en las regiones afectadas por conflictos y en las zonas rurales, a lo que se suma la cantidad sin precedentes de desplazados internos registrada en 2002 (Ibáñez y Moya, 2007).

Los datos presentan una estructura en múltiples niveles. El nivel 1 es el de la díada integrada por la madre y el recién nacido. El nivel 2 representa el ámbito regional, conformado por 33 regiones; entre ellas se cuenta Bogotá, cuya muestra fue la más representativa (un 16,3% del total), seguida por Antioquia, con un 13,7%. Las demás regiones no alcanzaron a representar un 6,0% dentro de la muestra. Además, utilizamos las bases de datos del CNMH para calcular el indicador de violencia de la región que utilizamos en nuestros modelos.

G. Métodos

Como ya se señaló, para calcular el nivel de violencia de la región, diseñamos un indicador de violencia regional a partir de los datos sobre el número de víctimas de la base de datos del CNMH, en la que se las clasifica según 11 categorías de actos violentos. A continuación, dividimos el número total de víctimas de cada región en 2002 por la población de cada una en ese año, y luego multiplicamos el resultado por 10.000. El resultado es un reflejo de la incidencia de la violencia por cada 10.000 personas. Las 12 categorías documentadas de violencia (11 del CNMH y 1 de la Unidad Nacional de Víctimas) son: actos de guerra, secuestros, explosión de minas, asesinatos selectivos, matanzas, daños a bienes públicos, ataques contra la población, muerte de civiles a raíz de acciones armadas, acoso sexual, desapariciones forzadas, uso de niños en conflictos armados y ataques terroristas. Posteriormente incorporamos este índice regional de violencia a de las estadísticas vitales.

Nuestra variable de respuesta Y es un indicador binario que adopta los valores 0 y 1. El modelo de regresión logística *logit* es un modelo del logaritmo de las probabilidades de que $Y = 1$. Por lo tanto, el logaritmo de las probabilidades de Y equivale a 1. El producto se define de manera diferencial para los dos pares de modelos debido a que se están usando bases de datos distintas para examinar los casos de mortinatos y abortos espontáneos y de pérdidas prematuras. Primer modelo: 711.675 nacidos vivos, bebés no nacidos o pérdidas prematuras (0 = nacido vivo; 1 = mortinato/aborto espontáneo y pérdida prematura). Segundo modelo: 14.350 mortinatos, abortos espontáneos o pérdidas prematuras (0 = causa normal o conocida de mortinato/aborto espontáneo o pérdida prematura, 1 = causa violenta o no explicada de mortinato/aborto espontáneo o pérdida prematura). Las variables explicativas utilizadas en nuestra investigación son los niveles de violencia de la región, el nivel de educación universitaria de la madre, y su coeficiente de interacción multinivel. Incluimos una categoría educativa para las madres que en la encuesta no revelaron su nivel educativo. Lo hicimos para generar una línea de referencia a fin de comparar con quienes determinamos de manera fehaciente que tenían —o no tenían— estudios universitarios. Si bien no pudimos determinar su nivel educativo, sí reconocemos que en este contexto de violencia la información recabada refleja factores y motivos individuales y administrativos que no pueden observarse, que en este caso se ven claramente afectados por la violencia regional de diversas maneras. Por lo tanto, contar con una categoría distinta para asignar a las personas con un nivel educativo desconocido nos permite tener en cuenta circunstancias que van más allá de la educación.

Todos los modelos multinivel se ajustan a la estructura anidada de las estadísticas vitales, en la que la diada (mujer embarazada/bebé no nacido o pérdida prematura) pertenece a una región concreta. Definimos un modelo de dos niveles: regiones (33) y madres/recién nacidos (714.805).

$$\begin{aligned} & \text{Log Odd Prob } (Y_{ij}) = 1 \\ & = \beta_0 + \beta_1 (RV_j) + \beta_2 (MHE_{ij}) + \beta_3 (RV_j \times MHE_{ij}) + \beta_4 (Edad_{ij}) + \beta_5 (\text{Régimen de} \\ & \quad \text{seguro de salud}_{ij}) + \beta_6 (\text{Estado civil}_{ij}) + \beta_7 (\text{Vivienda urbana}_{ij}) + u_j \end{aligned}$$

En la ecuación anterior se utiliza una interacción multinivel. En este modelo general logístico de múltiples niveles, Y representa los resultados en materia de bienestar del recién nacido, e i es el recién nacido/mujer embarazada residentes en la región j . El primer componente del modelo, β_0 , es el intercepto. β_1 es el coeficiente de regresión para el indicador de la violencia de la región; β_2 es el coeficiente de regresión para las madres con educación universitaria; β_3 es el coeficiente de regresión de la interacción entre la violencia de la región y el nivel de educación universitaria de la madre; β_4 es la edad de la madre (en promedio, 19, 29, 39 y 54 años de edad); β_5 representa el régimen de seguro de salud de la madre (con base en la Ley 100 de 1993, cinco categorías estimadas de ingreso y de acceso a cuidados de salud); β_6 representa el estado civil (casada o en pareja o no); β_7 corresponde al lugar de residencia de la madre, a saber, urbano o rural. Finalmente, u_j es el efecto aleatorio a nivel regional con una distribución normal, una media de cero y una varianza que debe calcularse. Generamos cuatro modelos multinivel: dos para las encuestas fusionadas a fin de calcular los efectos sobre un nacimiento vivo o de otra naturaleza, y dos para la encuesta de bebés no nacidos.

A continuación presentamos los resultados de los cuatro modelos multinivel generados. Cabe destacar que en nuestro análisis se parte del supuesto de que el efecto marginal sobre el logaritmo de probabilidades es constante, en tanto que las predicciones sobre las probabilidades varían. Utilizamos un valor de referencia para cada variable, que definimos según las covarianzas de una categoría comparados con el valor de referencia. Todos los modelos se estructuran en dos niveles, a saber, el nivel de la región y el de la madre/recién nacido. El modelo 1a), donde se combinan ambas bases de datos sin tener en cuenta las interacciones entre niveles, se centra en las probabilidades de que se produzca un nacimiento vivo. En el modelo 1b) también se combinan las bases de datos, pero se incluye el efecto de la interacción multinivel y se examinan tanto los nacimientos vivos como los mortinatos, los abortos espontáneos y las pérdidas prematuras. En el modelo 2a) se utilizan solo las bases de datos referidas a los bebés no nacidos y a las pérdidas prematuras, sin introducir las interacciones multinivel entre la violencia regional y el nivel de educación universitaria de la madre. En el modelo 2b) también se utilizan las bases de datos referidas a los bebés no nacidos y a las pérdidas prematuras, pero se incluye el efecto de la interacción entre niveles.

H. Resultados

En el cuadro 2 se muestran los coeficientes de regresión y los errores estándar para los modelos primarios (1a y 1b) y para los modelos suplementarios (2a y 2b). Todas las variables se incorporaron en los cuatro modelos de regresión logística multinivel.

Cuadro 2
**Estimaciones y errores estándar del coeficiente de regresión logística multinivel
 con respecto al bienestar de los recién nacidos**

	Logaritmo de probabilidades de lograr un nacimiento vivo n = 676 498		Logaritmo de probabilidades de tener un mortinato o un aborto espontáneo violento o sin explicación n = 11 675	
	1a	1b	2a	2b
Violencia regional	-0,9428*** (0,0015)	-0,9466*** (0,0016)	1,099** (0,0336)	1,074** (0,0338)
Educación (no universitaria)	Valor de referencia	Valor de referencia	Valor de referencia	Valor de referencia
Educación universitaria	1,3061*** (0,061)	1,4399*** (0,0975)	-0,555** (0,247)	-0,3190* (0,1812)
Desconocido	-0,2281*** (0,007)	-0,3297*** (0,0187)	5,372*** (0,095)	2,043** (0,543)
Casada o en pareja	1,7697*** (0,022)	1,772*** (0,0391)	-0,884 (0,0834)	-0,862 (0,0817)
Edad media en años	-0,9706*** (0,0011)	-0,970*** (0,0011)	-0,992 (0,005)	-0,992 (0,005)
Vivienda urbana	1,1915*** (0,0265)	1,195*** (0,0267)	1,509*** (0,173)	1,511*** (0,1744)
Régimen de atención de salud y situación laboral formal				
Cotizante: ingresos de al menos 1 salario mínimo legal vigente	Valor de referencia	Valor de referencia	Valor de referencia	Valor de referencia
Con subsidio: ingresos nulos o inferiores a 1 salario mínimo legal vigente	-0,957 (0,0242)	-0,956* (0,242)	1,444*** (0,188)	1,418** (0,1842)
Beneficiarios: mediante la pareja o un progenitor	-0,8894*** (0,0229)	-0,888*** (0,0229)	4,976*** (0,631)	4,896*** (0,621)
Privado: ingreso alto	1,696*** (0,078)	1,689*** (0,078)	2,044** (0,483)	2,026** (0,480)
Particular: paga por la atención de salud	-0,460*** (0,0223)	-0,459*** (0,0223)	-0,7173 (0,2082)	-0,709 (0,205)
Interacción multinivel: violencia regional y educación				
Universidad	0	-0,9873* (0,0064)	0	1,051 (0,447)
Desconocido	0	-0,9631*** (0,0044)	0	1,081*** (0,0214)
Nivel 2: varianza	1,675 (0,605)	1,70 (0,614)	2,652 (0,898)	2,705 (0,921)

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta Nacional de Estadísticas de Salud de 2002; Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), base de datos de la Misión de Pobreza de 2012; y datos del Centro Nacional de Memoria Histórica (CNMH).

Nota: Los errores estándar de los coeficientes figuran entre paréntesis; significancia *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Los efectos marginales en el logaritmo de probabilidades son constantes, a diferencia de las probabilidades previstas. Por lo tanto, elegimos un valor de referencia para cada variable, que calculamos como un valor covariable al producto. Las variables de control son el género, el régimen de atención de salud, el estado civil, los controles médicos realizados, el tipo de empleo, el número de hijos vivos y el número de hijos fallecidos. Además, se utilizan indicadores regionales macrosocioeconómicos: pobreza, desempleo y desplazamiento.

Una de las principales conclusiones es que la violencia regional tiene un efecto diferencial en el bienestar de los recién nacidos, como lo indican los errores estándar que se observan en las 33 regiones, entre ellas Bogotá. En el modelo 1a, la violencia regional reduce considerablemente las probabilidades de lograr un nacimiento vivo, lo que se refleja en el índice de probabilidades, que se sitúa en $-0,942$. El modelo 1b, cuyo índice de probabilidades se sitúa en $-0,946$, confirma esta tendencia. Estos resultados respaldan la primera parte de nuestra segunda hipótesis y demuestran que el aumento de la violencia regional incide de forma negativa en las probabilidades de nacer con vida.

En lo referido a la educación universitaria de la madre, en el modelo 1a el logaritmo de probabilidades es de $1,306$, y en el modelo 1b es de $1,439$, usando a las madres sin educación universitaria como valor de referencia. Con respecto a las madres que no revelaron su nivel educativo, los coeficientes de regresión son $-0,228$ en el modelo 1a y $-0,329$ en el modelo 1b. Estos resultados indican que la educación universitaria mejora considerablemente las probabilidades de que el embarazo produzca un nacimiento vivo. Esto respalda la primera parte de nuestra primera hipótesis, y demuestra que la educación universitaria de la madre tiene un efecto protector que contribuye al bienestar del recién nacido.

En los modelos 2a y 2b, que se presentan en el cuadro 2, la violencia regional agrava considerablemente el riesgo de que los recién nacidos sufran una muerte violenta o sin explicación. El índice de probabilidad es $-1,099$ en el modelo 2a y $-1,074$ en el modelo 2b. Estos resultados indican que cuando aumenta la violencia regional, aumentan las probabilidades de que se produzcan mortinatos o abortos espontáneos. Cabe destacar que cuando se tiene en cuenta el efecto de la interacción multinivel, el coeficiente disminuye en el modelo 2b, lo que sugiere que los efectos de la violencia regional en estos resultados en cierto modo se moderan cuando se tiene en cuenta la interacción con otras variables.

El efecto se ve notablemente modificado cuando se examinan las interacciones multinivel en los modelos 1b y 2b. En particular, el efecto de la educación universitaria de la madre en el bienestar del recién nacido varía según el nivel de violencia de la región, lo que indica que este efecto no es uniforme, sino que fluctúa en función de la intensidad de la violencia. En las regiones donde la violencia tiene una baja incidencia, la probabilidad de realizar estudios universitarios antes de tener hijos es mayor frente a las zonas con menores índices de violencia, como Bogotá, Amazonas o las islas San Andrés. Sin embargo, es fundamental contextualizar este hallazgo, ya que la infraestructura educativa, en particular cuando se trata de estudios terciarios, varía considerablemente cuando se pasa de la capital nacional (Bogotá) a departamentos como Amazonas o las islas de San Andrés, e incluso Antioquia y Valle. Mientras que Bogotá cuenta con numerosas instituciones de estudios avanzados, la cantidad de centros de esa naturaleza en otras zonas del país es mucho menor, lo que probablemente incida en las posibilidades de cursar estudios terciarios en esas regiones, más allá de los niveles de violencia. Es necesario tener en cuenta esta disparidad regional en la infraestructura educativa para entender en toda su dimensión lo que indican los resultados en lo referido a la desigualdad en los contextos de guerra.

Respecto de las madres que no revelaron su nivel educativo, las interacciones multinivel en ambos modelos revelan que el patrón de modificación del efecto es similar para estas mujeres que para las que tienen educación universitaria, si bien para las primeras la magnitud es mayor. Esto indica que la violencia regional incide significativamente en el nivel educativo de la madre, incluso en los casos en que el nivel educativo no se revela. En el modelo 1b, la modificación del efecto para el caso de la educación universitaria muestra un coeficiente de regresión de $-0,987$, con un valor p de $0,052$, y en el modelo 2b, el coeficiente es de $0,05$, con un valor p de $0,242$, ambos no significativos. En lo referido a las madres que no revelaron su nivel educativo, la interacción multinivel registró un valor significativo en el modelo 1b ($-0,963$) y un valor que se aproximó a la significancia en el modelo 2b ($1,08$). Otros controles demográficos en el cuadro 2 indican que la probabilidad de tener mortinatos, abortos espontáneos o pérdidas prematuras es mayor para las madres solteras sin educación universitaria que para las solteras que sí la tienen.

De manera similar, al analizar los regímenes de atención de salud o de cobertura de seguro desde la perspectiva de la situación laboral, el cuadro 2 muestra que las madres sin empleos formales tenían menos probabilidades de lograr un nacimiento vivo que aquellas que contribuían al sistema de atención de salud a través de un empleo formalizado. En lo concerniente a las madres beneficiarias de regímenes subsidiados de atención de salud, que se consideran las de mayor vulnerabilidad económica, los coeficientes de correlación no fueron significativos ($0,957$, con un valor p de $0,83$ en el modelo 1a, y $0,956$, con un valor p de $0,083$ en el modelo 1b). Los resultados sugieren que estas madres tenían mayores probabilidades de tener mortinatos, abortos espontáneos o pérdidas prematuras de manera violenta o sin explicación que las cotizantes al sistema de atención de salud, con índices de probabilidad significativos: $1,444$ (valor $p < 0,000$) en el modelo 2a y $1,418$ (valor $p < 0,000$) en el modelo 2b.

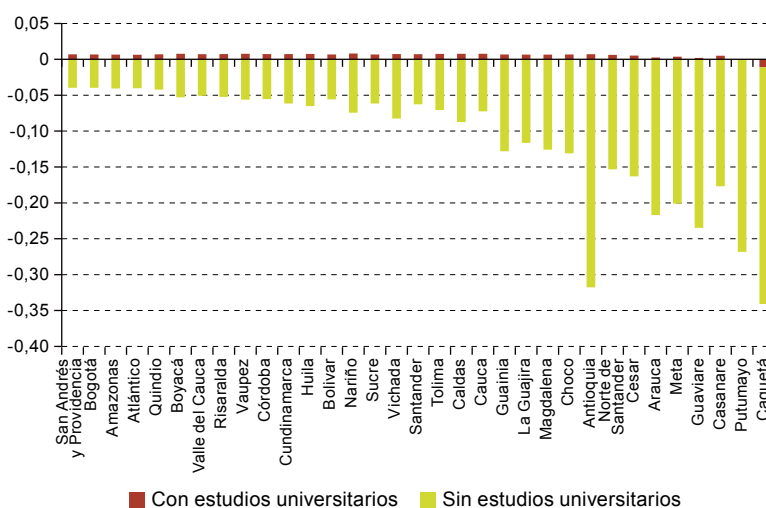
Las madres con cobertura de salud mediante el empleo de su cónyuge o de sus padres tenían menos probabilidades de lograr un nacimiento vivo y una mayor propensión a tener mortinatos, abortos espontáneos o pérdidas prematuras. En contraste, las madres en regímenes de salud “particulares” (es decir, que pagaban de su bolsillo o que no tenían cobertura) fueron las que registraron las mayores probabilidades de no lograr un nacimiento vivo, con índices de probabilidad de $-0,460$ en el modelo 1a y de $-0,459$ en el modelo 1b. En contraste, las tasas de nacimientos vivos de las madres en regímenes de salud “privados”, que perciben mayores ingresos, fueron sumamente positivas, con índices de probabilidad de $1,69$ en el modelo 1a y de $1,68$ en el modelo 1b.

Los resultados sugieren que las madres casadas o en pareja tenían más probabilidades de lograr nacimientos vivos, como se observa en los modelos 1a y 1b. Sin embargo, el estado civil tuvo escasa incidencia en la probabilidad de tener mortinatos, abortos espontáneos o pérdidas prematuras violentas o sin explicación. Estos hallazgos respaldan la conclusión de que estar en pareja podría suavizar las consecuencias de vivir en un entorno violento, lo que incidiría de manera positiva en la probabilidad de lograr un nacimiento vivo.

En el gráfico 2 se ilustra el efecto marginal de la educación universitaria en la probabilidad de lograr un nacimiento vivo en las distintas regiones. Los resultados indican que las mujeres

con educación universitaria tienen más probabilidades de lograr nacimientos vivos, lo que respalda nuestra primera hipótesis. En el modelo 1a, el índice de probabilidades de 1,306 sugiere que las mujeres con educación universitaria tienen un 30% más de probabilidades de dar a luz un bebé vivo. En el modelo 1b, en el que no se tiene en cuenta el efecto de interacción entre la violencia regional y la educación materna, el índice de probabilidades de 1,439 muestra que esas mujeres tienen un 43% más de probabilidades de dar a luz un bebé vivo. Sin embargo, cuando se tiene en cuenta el efecto de interacción en el modelo 1b, el índice de probabilidades, de 0,98, indica una reducción de un 2% en el efecto protector de la educación universitaria frente a las mujeres que no alcanzan este nivel educativo.

Gráfico 2
Colombia: educación universitaria y efectos marginales en la probabilidad prevista de lograr un nacimiento vivo, por región, 2002



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los coeficientes del modelo 6 en el cuadro 1.

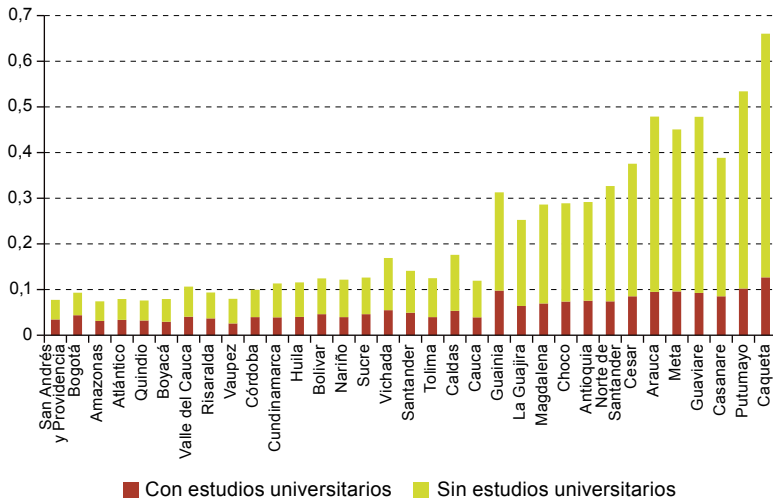
Nota: Los efectos marginales en el logaritmo de probabilidades son constantes, a diferencia de las probabilidades previstas. Por lo tanto, elegimos un valor de referencia para cada variable, que calculamos como un valor covariado respecto del producto en el cuadro 1.

En las regiones más violentas, como Caquetá, Putumayo, Casanare, Guaviare, Meta y Arauca, el efecto marginal sobre la probabilidad prevista de un nacimiento vivo disminuye significativamente. Las madres con educación universitaria tienen más probabilidades de dar a luz un bebé vivo en las regiones menos violentas, mientras que la educación pierde parte de su factor de protección para las que viven en las regiones más violentas. Por lo tanto, las mujeres embarazadas con educación universitaria que viven en las regiones menos afectadas, como Bogotá, Huila o Nariño, pudieron mitigar más fácilmente los efectos residuales nocivos de la violencia en sus bebés no nacidos frente a quienes residen en las zonas históricamente más afectadas, como Antioquia. Sin embargo, como se ve en los gráficos 4 y 5, la violencia regional va en detrimento del efecto protector de la educación universitaria en el bienestar de los recién nacidos, lo que confirma la segunda parte de nuestra hipótesis.

En el gráfico 3 se ilustra el efecto marginal sobre la probabilidad de tener un mortinato, un aborto espontáneo o una pérdida prematura violenta o sin explicación (modelo 2a). Revela que las mujeres sin educación universitaria que residen en regiones con gran incidencia de violencia, como Meta, Caquetá, Putumayo y Guaviare, son más vulnerables a estos resultados adversos frente a sus homólogas con educación universitaria. Pese a esta mayor vulnerabilidad, el efecto protector de haber cursado estudios universitarios sigue siendo evidente (como se muestra en el modelo 2a). Estos resultados reflejan las variaciones en otras variables del modelo y tienen en cuenta las desviaciones estándar entre las distintas zonas de residencia.

Gráfico 3

Colombia: educación universitaria y efectos marginales en la probabilidad media prevista de tener un mortinato o un aborto espontáneo violento o sin explicación, por región, 2002



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los coeficientes del modelo 1b en el cuadro 1.

Nota: Los efectos marginales en el logaritmo de probabilidades son constantes, a diferencia de las probabilidades previstas. Por lo tanto, elegimos un valor de referencia para cada variable, que calculamos como un valor covariado respecto del producto en el cuadro 1.

Al examinar la interacción multinivel entre la violencia regional y la educación de la madre, los datos sugieren que existen pocas diferencias entre las madres con y sin educación universitaria en lo referido a su vulnerabilidad a perder un embarazo en circunstancias violentas o sin explicación. Esto sugiere que la violencia regional repercute en mujeres de todas las categorías educativas, incluso en las mujeres con educación universitaria, y que disminuye sus ventajas educativas. Por su magnitud, el efecto de interacción privó de la protección que ofrecen los estudios universitarios a quienes no tenían ese nivel educativo, pero no a las encuestadas con niveles educativos desconocidos. Esto es un indicio de la existencia de posibles factores no observados relacionados con subregistros, las tasas de bebés no nacidos, mortinatos, abortos espontáneos y pérdidas prematuras que afectan a las mujeres que no

revelaron su nivel educativo en las estadísticas vitales. Además, el modelo 2b muestra que aunque la propensión de las madres con educación universitaria a tener mortinatos, abortos espontáneos o pérdidas prematuras violentas o sin explicación fue en general menor que la de las madres con menos educación o que no revelaron su nivel educativo, la violencia regional no tuvo incidencia significativa en el efecto protector de la educación universitaria.

Por otra parte, los resultados indican que las probabilidades de tener un mortinato, un aborto espontáneo o una pérdida prematura aumentan considerablemente para las madres sin educación universitaria, como se observa en el gráfico 2 con los modelos 1a y 1b. Sin embargo, se corrobora el efecto modificador del mecanismo protector de la educación de las madres universitarias en contextos donde hay más altos niveles de violencia, a saber, Caquetá, Putumayo, Casanare, Guaviare, Meta, Arauca, Cesar, Norte de Santander, Antioquia, Chocó y Guainía. A la inversa, como se observa en el gráfico 3 con los modelos 2a y 2b, las madres sin educación universitaria tuvieron más probabilidades de perder embarazos en situaciones violentas o inexplicables en las regiones con índices elevados de violencia.

En este sentido, sugerimos que la violencia regional experimentada en 2002 produjo un detrimento del efecto protector de educación universitaria así como agudizó la vulnerabilidad en aquellas mujeres que no revelaron su nivel educativo, y en las que no tenían un nivel de educación universitaria. En consecuencia, la educación, la violencia y los resultados en materia de embarazos mantienen una compleja interrelación que merece investigaciones adicionales.

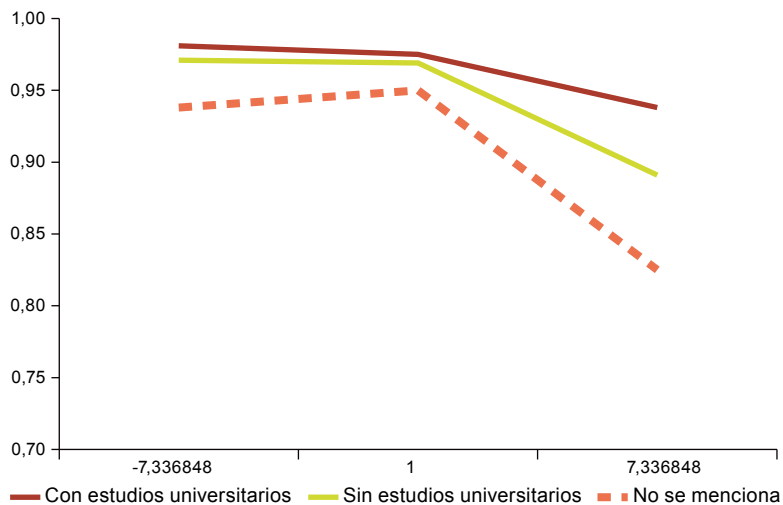
I. Pruebas de la interacción multinivel: modificación del efecto de la violencia en la educación materna

En esta sección ilustramos, la modificación de los niveles educativos de las madres por la violencia regional. En el gráfico 4 se muestran los resultados, que reflejan la interacción entre la violencia regional y la educación universitaria materna. Para este análisis, centramos la media de la violencia regional dentro del modelo multinivel y calculamos qué efecto marginal tiene esta interacción en las probabilidades de nacer con vida.

Tras centrar la violencia regional en la media y considerar una desviación estándar por debajo y por encima de ese valor, los resultados revelan un bajo nivel de significancia para la interacción multinivel en el caso de las madres con educación universitaria. Esta interacción destaca una modificación del efecto de la violencia en la educación universitaria materna y, en consecuencia, en el bienestar de los recién nacidos, que disminuye levemente a medida que aumentan los niveles de violencia de la región. En el caso de las madres sin educación universitaria, la modificación del efecto es prácticamente la misma que para aquellas que no lograron graduarse u optaron por no hacerlo. Eso indica que para estos dos grupos de madres, el efecto contextual de la violencia en las probabilidades de lograr nacimientos vivos es marginal. En contraste, en la categoría “No se menciona” se observan marcados efectos de interacción, lo que indica que las madres que no revelaron su nivel

educativo son las más afectadas por la violencia regional. Pese a que la violencia regional disminuye el nivel de protección que ofrece la educación universitaria, las probabilidades de lograr un nacimiento vivo siguen siendo marginalmente más altas para las mujeres con educación universitaria. Esto se ilustra en el gráfico 4, donde la línea correspondiente a la educación universitaria permanece por encima de las líneas correspondientes a las madres sin formación universitaria y a las que no revelaron su nivel educativo.

Gráfico 4
Educación universitaria: efecto marginal en la media prevista de nacer con vida, intervalo de confianza del 95%



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los coeficientes del modelo 1b en el cuadro 1.

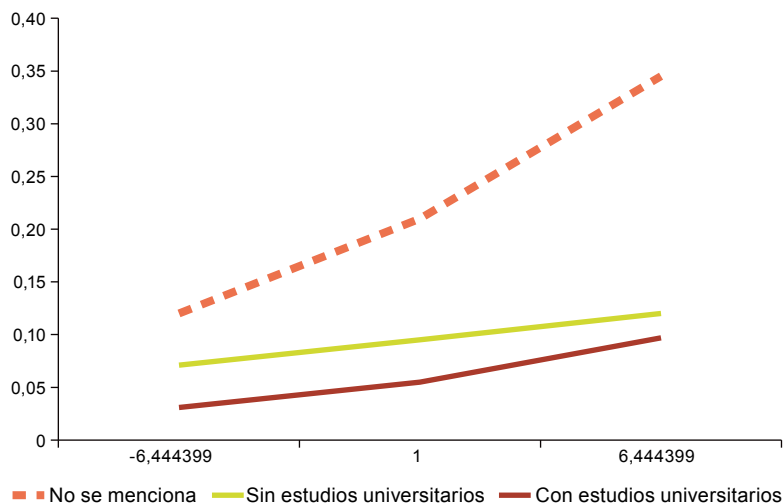
Nota: Los efectos marginales en el logaritmo de probabilidades son constantes, a diferencia de las probabilidades previstas. Por lo tanto, elegimos un valor de referencia para cada variable, que calculamos como un valor covariado respecto del producto en el cuadro 1.

Como se observa en el gráfico 5, se obtuvieron resultados similares para los efectos marginales de la interacción multinivel en la media prevista de tener un mortinato o un aborto espontáneo de manera violenta o sin explicación.

El gráfico 5 muestra que la violencia regional repercute en el bienestar de los niños sin importar el nivel de educación de la madre. En las zonas más violentas, las probabilidades de que las madres pierdan a sus hijos de forma violenta o inexplicable son mayores. Sin embargo, las madres con educación universitaria están en una mejor situación para proteger la diada durante el embarazo. Cabe destacar que quienes pertenecen a la categoría “No se menciona” son especialmente vulnerables a tales pérdidas. Además, las mujeres en contextos de violencia elevada, en particular las que carecen de educación universitaria, son las que corren el mayor riesgo.

Gráfico 5

Educación universitaria: efecto marginal en la media prevista de experimentar una pérdida de manera violenta o sin explicación, intervalo de confianza del 95%



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los coeficientes del modelo 1b en el cuadro 1.

Nota: Los efectos marginales en el logaritmo de probabilidades son constantes, a diferencia de las probabilidades previstas. Por lo tanto, elegimos un valor de referencia para cada variable, que calculamos como un valor covariable al producto en el cuadro 1.

En el cuadro 3 se brinda un desglose detallado de las características sociodemográficas de las mujeres que no revelaron su nivel educativo. Los datos destacan la heterogeneidad de las características demográficas y regionales de las mujeres que no especificaron sus antecedentes educativos en las estadísticas vitales de 2002, a la vez que reflejan significativas lagunas en la información recopilada.

Aunque el nivel educativo preciso de las mujeres en las categorías “No se menciona” o “Desconocido” no se explicita, asumimos que muchas de ellas podrían pertenecer a contextos desfavorecidos debido a las desigualdades sociales, por lo que es razonable concluir que quizás no hayan tenido la oportunidad de cursar estudios universitarios. Sin embargo, dado que apenas un 4,98% de la muestra total corresponde a la categoría “Nivel educativo desconocido”, esta proporción es relativamente pequeña y es poco probable que incida en los resultados. Además, aunque la violencia regional reduce el efecto protector de la educación universitaria, las mujeres con un mayor nivel educativo siguen estando en mejor situación para proteger sus embarazos y velar por la supervivencia de sus hijos, incluso en contextos gravemente afectados por la guerra. Por lo tanto, si bien el nivel educativo del grupo perteneciente a la categoría “Desconocido” podría revestir importancia, los principales hallazgos de este estudio siguen siendo sólidos y respaldan la conclusión de que la educación terciaria aporta una considerable ventaja en lo referido a la protección.

Cuadro 3
Colombia: mujeres que no revelaron su nivel educativo desde la perspectiva de las características sociodemográficas
(En porcentajes)

Rasgos demográficos de la madre	Nivel educativo no declarado
Lugar de residencia	
Medio urbano	69,02
Medio rural	23,07
Sin datos	7,91
Estado civil	
Con pareja	50,29
Sin pareja	12,21
Sin datos	37,5
Edades	
19 años y menos	20,19
De 20 a 29 años	43,73
De 30 a 39 años	20,72
De 40 a 54 años	2,70
Sin datos	11,67
Régimen de atención de salud	
Cotizantes	20,81
Con subsidio	26,41
Beneficiarias	24,80
Arreglos particulares	26,47
Atención privada	1,51
Regiones	
Antioquia	12,58
Tolima	10,21
Bogotá	8,26
Santander	6,09
Atlántico	5,76
Norte de Santander	4,87
Bolívar	4,52
Huila	4,47
Valle del Cauca	4,26
Cesar	3,57

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de las estadísticas vitales de 2002.

J. Análisis

Los resultados indican que las probabilidades de que las madres con educación universitaria den a luz un hijo vivo son mayores frente a las de las mujeres con menos educación. Sin embargo, el análisis de la interacción multinivel demuestra que la violencia regional incide en este resultado y reduce de manera considerable el efecto protector de la educación universitaria de la madre, que prácticamente desaparece cuando se compara con la situación

de las madres con menos educación. Pese a ello, en los contextos de guerra, la probabilidad de que las madres con educación universitaria den a luz un hijo vivo y eviten tener un mortinato o un aborto de espontáneo violento o inexplicable son mayores.

Estos hallazgos subrayan la importancia de realizar nuevas investigaciones sobre las posibles correlaciones entre los rasgos sociodemográficos de la madre y variables contextuales como la pobreza, el desempleo y la calidad de los sistemas regionales de atención de la salud. La modificación del efecto de la violencia regional también parece incidir en las madres con educación universitaria debido a un marcado desajuste entre sus realidades y sus expectativas socioeconómicas. Este desajuste limita su capacidad de enfrentarse con éxito a la adversidad y proseguir con sus estudios antes de dar a luz y durante el primer año de vida del recién nacido. Esta situación plantea un problema particularmente complejo en los sistemas de educación universitaria altamente privatizados, como el de Colombia, donde el acceso a menudo depende de la obtención de un préstamo estudiantil.

Nuestros hallazgos sugieren que las madres con educación universitaria que vivían en regiones con menores niveles de violencia estaban en mejor situación para enfrentarse a la adversidad y, con ello, proteger a la díada en toda su dimensión. Eso también las hacía menos vulnerables a tener mortinatos, abortos espontáneos o pérdidas prematuras violentas o sin explicación. Sin embargo, es fundamental reconocer que este resultado no puede atribuirse solo a los logros educativos. La capacidad de enfrentarse de manera más eficaz a la adversidad está intrínsecamente ligada a la situación socioeconómica, ya que a menudo existe una correlación entre un mayor nivel educativo y la pertenencia a un estrato socioeconómico más alto. Esta vinculación sugiere que las madres con educación universitaria no solo poseen más conocimientos y habilidades para proteger a sus bebés, sino que también es probable que dispongan de mayores recursos económicos y que accedan a servicios de atención de salud de calidad, lo que contribuye en gran medida a su capacidad de enfrentar la adversidad y reduce el riesgo de que tengan un mortinato, un aborto espontáneo o una pérdida prematura. Por lo tanto, es fundamental integrar la dimensión socioeconómica a nuestra interpretación de los resultados a fin de brindar un panorama más abarcador y preciso de los factores que inciden en el bienestar neonatal en el contexto de un conflicto armado.

Ofrecemos datos adicionales sobre los efectos de la violencia regional en la salud de los neonatos y vamos más allá del nivel municipal, como señala Duque (2017). En nuestro estudio se examina la función de la educación universitaria de la madre como factor de protección que mitiga los efectos adversos de la violencia en el bienestar del recién nacido, y se analiza la manera en que la violencia regional modifica ese efecto. En futuras investigaciones deberían examinarse otros factores sociodemográficos —por ejemplo, el origen étnico, los antecedentes médicos, la ocupación, las experiencias de vida, la dinámica doméstica y el entorno familiar—, ya que estos pueden incidir en los resultados del embarazo y son compatibles con el modelo ecológico de Bronfenbrenner (1979). Nuestras conclusiones amplían los hallazgos realizados en investigaciones anteriores (Márquez-Beltrán y otros, 2013; Ramos Jaraba, 2020; Squibb, 2020; Rodríguez, 2022), que revelaron la existencia de

una clara asociación negativa entre un mayor nivel de violencia regional y los resultados neonatales. Esta relación entre los sistemas de atención de salud y la violencia está bien documentada (Bernal y otros, 2024; Squibb, 2020; Rodríguez, 2022). Pese a estos hallazgos, nuestra investigación pone de relieve la importancia de la educación universitaria de la madre como factor de protección que permite lograr nacimientos vivos y evitar la pérdida violenta o sin explicación de recién nacidos en regiones con bajos niveles de violencia, y va más allá de los estudios anteriores y sus paradójicos resultados con respecto al peso al nacer y las probabilidades de experimentar un nacimiento prematuro.

K. Limitaciones

Es importante mencionar las limitaciones de los resultados, que obedecen al número de nacimientos no inscritos en Colombia y a problemas relacionados con las estadísticas vitales. Según estimaciones del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), alrededor de un 13% de los nacimientos ocurridos en 2002 no se inscribieron, si bien este porcentaje probablemente varíe entre las distintas regiones (DANE, 2024a). Otra limitación se relaciona con los antecedentes étnicos de los recién nacidos y la condición de migrantes internas de las mujeres que dan a luz en regiones distintas a aquellas en las que solían residir. Por lo tanto, es importante señalar que una de las principales limitaciones del uso de las estadísticas vitales es que los conflictos armados y las deficiencias en materia de salud podrían traducirse en un aumento de los subregistros. Además, se estima que en 2002 alrededor de un 8% de la población desplazada en Colombia fueron mujeres embarazadas, según cifras del Departamento Nacional de Planeación (Ibáñez y Moya, 2007). Si se aplica este porcentaje a las 423.231 personas desplazadas (Ibáñez y Moya, 2007), podemos concluir que alrededor de 33.858 de los desplazados fueron mujeres embarazadas. Es importante tener en cuenta que esta cifra es una estimación basada en los datos disponibles y que podría no reflejar el número exacto, así como el hecho de que, según la sentencia T-098 de 2002 de la Corte Constitucional y el artículo 17 de la Ley 418 de 1997, los servicios de cuidados de la salud deben dar preferencia a los grupos prioritarios en la recepción de atención mediante el régimen subsidiario de salud y preferencia en los programas de prevención y protección del Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF), y que el Acuerdo 006 de 1997 dispone que se debe dar prioridad a las mujeres embarazadas que han sido desplazadas, a las mujeres lactantes y a los menores de 18 años (Ibáñez y Moya, 2007).

Por otro lado, en el contexto de este estudio, es esencial reconocer la sensibilidad que suscitan las cuestiones relacionadas con los abortos espontáneos y los mortinatos y la posibilidad de que se subdeclaren. La naturaleza personal de estos temas podría llevar a las encuestadas a contestar sin dar todos los detalles o incluso a omitir información. Por ejemplo, la categoría “Pérdidas prematuras inexplicables” podría incluir, inadvertidamente, las interrupciones voluntarias del embarazo y no solo los abortos espontáneos, lo que plantea un desafío a la hora de interpretar con precisión los datos. Como ya se señaló, se

estima que entre un 10% y un 15% de los abortos espontáneos afectan a mujeres que están al tanto de sus embarazos, lo que sugiere que una proporción importante (entre un 85% y un 90%) podría ocurrir sin que las mujeres afectadas sepan que están embarazadas. Las consecuencias de estos factores en las probabilidades informadas de perder un embarazo de manera prematura son profundas, pero no se han analizado de manera explícita en este artículo. Tener en cuenta estas complejidades nos permitiría comprender mejor nuestros hallazgos y sus limitaciones en lo referido a la pérdida fetal.

Finalmente, reconocemos que este método podría pasar por alto ciertas diferencias importantes dentro del grupo de mujeres que no tiene educación universitaria. Sin embargo, el objetivo principal fue poner de relieve las indudables ventajas que ofrece la educación universitaria de una manera clara y eficaz. Además, es fundamental destacar que las disparidades educativas se agravan en los entornos de conflicto, donde las oportunidades educativas pueden ser sumamente limitadas y desiguales. En esas regiones, las mujeres con educación universitaria desempeñan una función clave en la mitigación de los efectos adversos de los conflictos. Se benefician de mejores oportunidades de empleo y de un mayor acceso a los servicios de salud, y son capaces de adoptar decisiones informadas que redundan en beneficios para ellas y para sus familias.

Bibliografía

- Almasi-Hashiani, A. (2017), “The global prevalence of stillbirth: A systematic review and meta-analysis”, *International Journal of Epidemiologic Research*, vol. 4, N° 4.
- Allanson, E. R. y otros (2016), “The WHO application of ICD-10 to deaths during the perinatal period (ICD-PM): results from pilot database testing in South Africa and United Kingdom”, *BJOG: An International Journal of Obstetrics and Gynaecology*, vol. 123, N° 12.
- Arias Nieto, G. y otros (2009), “Child health in Colombia”, *Archives of Disease in Childhood*, vol. 94, N° 11.
- Ávila-Toscano, J. H. y L. Cogollo Ferraro (2011), “Motivos asociados a la conducta violenta contra la pareja en hombres desmovilizados del conflicto armado”, *Investigación y Desarrollo. Revista del Centro de Investigaciones en Desarrollo Humano*, Universidad del Norte.
- Bernal, O. y otros (2024), “Impact of the armed conflict in Colombia: consequences in the health system, response and challenges”, *Conflict and Health*, vol. 18, N° 4.
- Bronfenbrenner, U. (1979), *The Ecology of Human Development: Experiments by Design and nature*. Harvard University Press.
- Calam, R. (2017), “Public health implications and risks for children and families resettled after exposure to armed conflict and displacement”, *Scandinavian Journal of Public Health*, vol. 5, N° 3.
- Castro Torres, A. F. y B. P. Urdinola (2019), “Armed conflict and fertility in Colombia, 2000–2010”, *Population Research and Policy Review*.
- CNMH (Centro Nacional de Memoria Histórica) (2024), “El conflicto armado en cifras. Bases de datos” [en línea] <https://micrositios.centrodememoriahistorica.gov.co/observatorio/portal-datos/base-de-datos/>.
- DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) (2024a), base de datos de la Misión de Pobreza de 2012.

- (2024b), “Estadísticas Vitales - EEVV - 1998-2007” [en línea] <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/366/get-microdata>.
- Duque, V. (2017), “Early-life conditions and child development: Evidence from a violent conflict”, *SSM - Population Health*, vol. 3.
- Echandía, C. (2006), *Dos décadas de escalamiento del conflicto armado en Colombia 1986-2006*, Universidad Externado de Colombia.
- Echandía, C. e I. Cabrera (2017), *Madurez para la paz. Evolución de la territorialidad y las estrategias en el conflicto armado colombiano*, Universidad Externado de Colombia.
- Escobedo, R. (2011), *Relaciones del narcotráfico con organizaciones irregulares y delincuenciales y su impacto en la violencia*, Bogotá, Vicepresidencia de la República/Observatorio de Derechos Humanos.
- Escobedo, R. y C. Echandía (2003), *Panorama actual de Chocó*, Bogotá, Vicepresidencia de la República, Programa Presidencial de Derechos Humanos y Derecho Internacional Humanitario.
- Harper, C. C., E. Ntakirutimana y S. A. Rouhani (2017), “The impact of armed conflict on maternal and reproductive health in sub-Saharan Africa: a systematic review”, inédito.
- Hong, K. y otros (2021), “Perspectives on antenatal education associated with pregnancy outcomes: Systematic review and meta-analysis”, *Women and Birth*, vol. 34, N° 3, Elsevier B.V.
- Ibáñez, A. M. y A. Moya (2007), “La población desplazada en Colombia: examen de sus condiciones socioeconómicas y análisis de las políticas actuales”, Misión para el Diseño de una Estrategia para la Reducción de la Pobreza y la Desigualdad (MERPD), Departamento Nacional de Planeación (DNP).
- Kim, C. y otros (2020), “Combination of interventions needed to improve maternal healthcare utilization: a multinomial analysis of the inequity in place of childbirth in Afghanistan”, *Front Glob Womens Health*, vol. 1, N° 571055.
- Lee, C. (2014), “Intergenerational health consequences of in utero exposure to maternal stress: Evidence from the 1980 Kwangju uprising”, *Social Science and Medicine*, vol. 119.
- Luo, Z.C., R. Wilkins y M. S. Kramer (2006), “Effect of neighbourhood income and maternal education on birth outcomes: a population-based study”, *Canadian Medical Association Journal*, vol. 174, N° 10.
- Martikainen, P., N. Mâki y J. Blomgren (2004), “The effects of area suicide and individual social characteristics on suicide risk. A multilevel study of relative contributions and effect of modification”, *European Journal of Population*, vol. 20.
- Márquez-Beltrán, M. F. R. y otros (2013), “Análisis del bajo peso al nacer en Colombia”, *Revista de Salud Pública*, vol. 15, N° 4.
- Mendoza Tascón, L. A. y otros (2016), “Epidemiología de la prematuridad y sus determinantes, en una población de mujeres adolescentes y adultas de Colombia”, *Revista Chilena de Obstetricia y Ginecología*, vol. 81 N° 5.
- OMS (Organización Mundial de la Salud) (2023), “Neonatal health. Stillbirth” [en línea] <https://www.who.int/health-topics/stillbirth>.
- Pacheco, H. V. (2020), “Educación en Colombia. La sociedad colombiana”, Programa Editorial Universidad del Valle.
- Purdie, N. (2019), “Miscarriage: You are not alone”, NHS Choices Home Page.
- Programa Presidencial de Derechos Humanos y Derecho Internacional Humanitario (2009), *Dinámica Espacial del secuestro en Colombia (1996-2007)*, Bogotá, Vicepresidencia de la República.
- (2003), “Panorama actual de los municipios que conformaron la Zona de Distensión”, Bogotá, Vicepresidencia de la República.
- Ramos Jaraba, S. M. (2020), “Health in conflict and post-conflict settings: Reproductive, maternal and child health in Colombia”, *Conflict and Health*, vol. 14, N° 1.

- Reinebrant, H. y otros (2018), "Making stillbirths visible: a systematic review of globally reported causes of stillbirth", *International Journal of Obstetrics & Gynaecology*, N° 125, vol. 2.
- Rodríguez, L. (2022), "Violence and newborn health: Estimates for Colombia", *Health Economics*, vol. 31, N° 1, National Library of Medicine.
- Singh, N. y otros (2021), "Computational modeling of the seismic response of tensegrity dissipative devices incorporating shape memory alloys. The 14th WCCM-ECCOMAS Congress 2020", vol. 100, París.
- Squibb, M. (2020), "The impact of armed conflict on maternal health in Colombia", *Bowdoin Digital Commons*, vol. 177.
- Unidad para las Víctimas (2024), "Publicación de datos abiertos" [en línea] <https://www.unidadvictimas.gov.co/es/publicacion-de-datos-abiertos/>.
- Urizar, G. G. y otros (2019), "The SMART moms program: a randomized trial of the impact of stress management on perceived stress and cortisol in low-income pregnant women", *Psychoneuroendocrinology*.
- Valente, C. (2015), "Civil conflict, gender-specific fetal loss, and selection: A new test of the Trivers-Willard hypothesis", *Journal of Health Economics*, vol. 39.