Factores prenatales asociados al bajo peso al nacer en el departamento de Caldas durante 2022 - 2023

Claudia Marcela Ramírez Espinosa [a], Laura Gutiérrez Pacheco [b], Edwuar Meneses Daza [c]

a. Magíster en Epidemiología. Universidad del Área Andina. ORCID: https://orcid.org/0000-0003-2734-498

b. Médica general. Universidad del Área Andina. ORCID: https://orcid.org/0009-0006-4246-5617

c. Médico general. Universidad del Área Andina. ORCID: https://orcid.org/0009-0005-0314-8988

10.22517/25395203.26512

Resumen

Introducción: El bajo peso al nacer es un problema de salud pública debido a sus consecuencias a corto plazo y a su valor como predictor de morbimortalidad perinatal. En Colombia, durante 2022, la prevalencia del bajo peso al nacer fue del 9 %, mientras que en el departamento de Caldas fue del 10,2 %. Los casos se han asociado con factores maternos potencialmente intervenibles durante el embarazo.

Objetivo: Determinar la asociación entre los factores prenatales y el bajo peso al nacer en recién nacidos a término en el departamento de Caldas durante el periodo 2022-2023.

Metodología: Se utilizó una base de datos de acceso libre correspondiente al periodo 2022-2023. Se planteó un estudio analítico de corte transversal, cuya población estuvo conformada por recién nacidos a término en el departamento de Caldas durante dicho periodo. Se consideró recién nacido a término aquel con una edad gestacional igual o superior a 37 semanas, y bajo peso al nacer, un peso inferior a 2500 g.

Resultados: Se analizaron 12.323 nacimientos a término ocurridos en Caldas entre 2022 y 2023. Se encontró una prevalencia de bajo peso al nacer del 5,3 % (n = 658). El análisis bivariado mostró asociaciones significativas entre el bajo peso al nacer y las variables sexo del recién nacido (ORc = 0,66; p = 0,001), antecedente de partos previos (ORc = 1,40; p = 0,001) y tipo de parto (ORc = 0,72; p = 0,001). El modelo multivariado confirmó

estas asociaciones independientes, aunque los valores bajos de R2 sugieren que se trata de un fenómeno multifactorial.

Conclusión: Estos resultados resaltan la importancia de fortalecer las estrategias de atención prenatal y señalan la necesidad de profundizar en el estudio de los determinantes del bajo peso al nacer, teniendo en cuenta el contexto local.

Palabras clave: bajo peso al nacer; recién nacido a término; atención prenatal.

Introducción

El bajo peso al nacer a término (BPNT) se define como un peso inferior a 2500 gramos en recién nacidos con una edad gestacional de entre 37 y 40 semanas (1). Este evento se asocia con diversos factores maternos y gestacionales, entre ellos la edad materna, el nivel educativo, el estilo de vida, el estado general de salud y la presencia de enfermedades durante el embarazo (2). Debido a sus implicaciones para la salud neonatal e infantil, el bajo peso al nacer continúa siendo un problema prioritario de salud pública a nivel mundial.

A nivel global, aproximadamente el 5 % de los nacimientos corresponde a recién nacidos con un peso inferior a 2500 gramos, lo que representa más de 20 millones de casos anuales. Su distribución es desigual entre regiones, con prevalencias estimadas del 28 % en el sur de Asia, del 13 % en África subsahariana y del 9 % en América Latina (3-5).

En Colombia, la prevalencia del bajo peso al nacer en 2022 fue del 9 %, y aproximadamente la mitad de los casos correspondió a recién nacidos a término. Según los reportes de nacimientos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), entre 2021 y 2023 se evidenció un incremento sostenido de los nacimientos con bajo peso al nacer a término. En 2022, el 4,3 % de los nacimientos a término presentó bajo peso al nacer (7). Durante el tercer trimestre de 2023, se observó que, por cada 100 nacidos vivos, independientemente de la edad gestacional, 11 presentaban bajo peso al nacer, lo que representó la cifra más alta registrada hasta ese momento (8).

Particularmente, en el departamento de Caldas, desde 2012 se ha observado una tendencia creciente y sostenida en la frecuencia de este desenlace, que alcanzó una prevalencia del 10,2 % en 2022 (6).

El bajo peso al nacer tiene repercusiones negativas a lo largo del ciclo de vida, ya que aumenta la susceptibilidad al retraso del crecimiento, las enfer-

medades infecciosas y las alteraciones neurológicas y cognitivas. Además, se estima que es responsable del 60 % al 80 % de las muertes ocurridas durante el primer mes de vida, razón por la cual se considera un evento de interés en salud pública en Colombia (9). En el contexto nacional, se ha reportado una mayor proporción y un mayor riesgo de bajo peso al nacer a término en hijos de madres adolescentes. Asimismo, se han identificado otros factores asociados, como la ubicación geográfica, la etnia y la multiplicidad del embarazo (6).

Debido a que el bajo peso al nacer constituye un marcador sensible de múltiples determinantes sociales y sanitarios, ha sido priorizado por el Ministerio de Salud y Protección Social y el Instituto Nacional de Salud en el marco del Plan Decenal de Salud Pública 2012-2021. Este plan estableció como meta mantener su prevalencia por debajo del 10 % y reducir en un 30 % el número de recién nacidos con bajo peso al nacer para el año 2025 (10).

En este contexto, resulta pertinente desarrollar estudios orientados a identificar los factores asociados al bajo peso al nacer a término, especialmente aquellos potencialmente intervenibles durante el embarazo. Los hallazgos de este estudio podrán contribuir al diseño de estrategias locales basadas en evidencia para la prevención del BPNT, la optimización de los servicios prenatales y la reducción de las inequidades en salud. Asimismo, esta investigación busca aportar evidencia sobre una población específica, como la del departamento de Caldas, donde la información disponible sobre esta problemática continúa siendo limitada. Por lo anterior, se plantea como objetivo general analizar la asociación entre los factores prenatales y el bajo peso al nacer en recién nacidos a término en el departamento de Caldas durante el periodo 2022-2023.

Materiales y métodos

Diseño del estudio

Se realizó un estudio analítico de corte transversal, basado en datos secundarios de acceso público suministrados por la Dirección Territorial de Salud de Caldas, Colombia. Este diseño permitió identificar asociaciones entre los factores prenatales y el bajo peso al nacer, así como estimar la prevalencia del desenlace en la población estudiada. Debido a su naturaleza observacional, no fue posible establecer relaciones causales entre las variables analizadas.

Población y ámbito del estudio

La población estuvo conformada por los recién nacidos a término en el departamento de Caldas, Colombia, durante el periodo 2022-2023.

Criterios de inclusión

Se incluyeron los registros de recién nacidos a término, nacidos entre enero de 2022 y diciembre de 2023, cuyas madres tenían entre 16 y 45 años y que contenían información completa sobre las variables de interés.

Criterios de exclusión

Se excluyeron los embarazos múltiples, los mortinatos y los registros correspondientes a gestantes con patologías de base, como trastornos hipertensivos del embarazo o diabetes gestacional.

Tamaño de muestra y diseño muestral

Se trabajó con el censo de los nacimientos ocurridos en el departamento de Caldas durante el periodo de estudio, a partir de la base de datos pública suministrada por la Dirección Territorial de Salud de Caldas. Inicialmente, se contaba con 14.201 registros correspondientes al periodo 2022-2023. Se incluyeron todos los registros que cumplieron los criterios de elegibilidad.

Variables del estudio

La variable dependiente fue el bajo peso al nacer, definido como un peso inferior a 2500 g. Las variables independientes fueron el sexo del recién nacido, la edad materna, el número de controles prenatales, la zona de residencia, la vía del parto, la etnia, la paridad y el estrato socioeconómico.

Fuente y recolección de la información

Los datos se obtuvieron de una base secundaria de acceso público que contenía los registros de nacimientos en el departamento de Caldas entre 2022 y 2023. La base incluía información sobre el peso al nacer, la edad gestacional, la edad materna, el número de controles prenatales, el número de embarazos y el lugar de procedencia.

Control de errores y sesgos

Para minimizar el sesgo de selección, se excluyeron los registros con datos faltantes en variables clave. El sesgo de información se controló mediante la revisión de errores de digitación, registros duplicados y valores extremos no plausibles. Asimismo, se establecieron criterios operativos para clasificar las variables y reducir los errores sistemáticos.

Procesamiento de la información

La base inicial contenía más de 130.000 registros correspondientes al periodo 2010-2024. Posteriormente, se delimitó el análisis al quinquenio más reciente, con lo que se obtuvieron 28.349 registros. Para el presente estudio, se seleccionaron los datos correspondientes al periodo 2022-2023, con un total de 14.202 registros iniciales. Se verificó la calidad de los

datos, con una completitud superior al 90 % y una consistencia mayor al 98 %. Se depuraron los registros duplicados, se eliminaron los datos faltantes e inconsistentes y se codificaron las variables cualitativas y cuantitativas según los requerimientos del análisis.

Análisis estadístico

Se calcularon las frecuencias absolutas y relativas de las variables categóricas, así como las medidas de tendencia central y dispersión de las variables cuantitativas. Se estimaron las razones de momios crudas (ORc) mediante regresión logística binaria, considerando el bajo peso al nacer como variable dependiente y las variables sociodemográficas y clínicas como independientes.

Para comparar la edad materna entre los grupos, se utilizó la prueba U de Mann-Whitney, debido a que esta variable no presentó una distribución normal. En las asociaciones estadísticamente significativas se ajustó un modelo de regresión logística multivariada para considerar posibles factores de confusión. Como análisis complementario, se empleó un modelo de regresión de Poisson con varianza robusta para estimar razones de prevalencia. Se consideraron estadísticamente significativos los resultados con valores de p inferiores a 0,05 y se calcularon intervalos de confianza del 95 %.

Aspectos éticos

De acuerdo con el artículo 11 de la Resolución 8430 de 1993 del Ministerio de Salud de Colombia, el presente estudio se clasificó como una investigación sin riesgo, debido a que correspondió a un estudio retrospectivo de tipo documental, basado en el análisis de datos secundarios de acceso público, sin intervención ni modificación intencionada de las variables biológicas, fisiológicas, psicológicas o sociales de los individuos. Debido a la naturaleza documental del estudio, al carácter público de la fuente y a la ausencia de información que permitiera identificar personalmente a los participantes, el proyecto no se presentó ante un comité de ética. Esta decisión se tomó siguiendo la orientación de los asesores de investigación, quienes consideraron que el estudio estaba exento de evaluación por dicho comité.

Resultados

Descripción general de la base de datos

Se utilizó una base de datos de acceso público correspondiente al conjunto «Nacimientos por residencia – Departamento de Caldas», de la Dirección Territorial de Salud de Caldas, con registros comprendidos entre 2010 y 2024. Para el presente análisis, se seleccionaron los datos del periodo

2022-2023, que comprendían 14.201 registros iniciales. Después de eliminar los registros duplicados, aquellos con valores faltantes o inconsistentes y los casos que no cumplían los criterios de elegibilidad, se obtuvo una base final de 12.323 nacimientos a término.

Prevalencia del bajo peso al nacer

Durante el periodo de estudio, la proporción de recién nacidos a término con bajo peso al nacer (peso inferior a 2500 g) fue del 5,3 % (658/12.323) (Tabla 1).

Tabla 1. Proporción de bajo peso al nacer en recién nacidos a término en el departamento de Caldas

Peso al nacer	Frecuencia	Porcentaje
Bajo peso	658	5,3
Peso normal	11.665	94,7
Total	12.323	100,0

Fuente: elaboración propia con base en los datos del estudio.

Características sociodemográficas y clínicas

Entre los 658 recién nacidos con bajo peso al nacer, el 59,0 % (n = 388) correspondió al sexo femenino y el 41,0 % (n = 270), al masculino. En cuanto a la zona de residencia materna, predominó la cabecera municipal, con el 98,8 % (n = 650); el 0,5 % (n = 3) correspondió a centros poblados y el 0,8 % (n = 5), a zonas rurales dispersas (Tabla 2).

Respecto al autorreconocimiento étnico, el 95,6 % (n = 629) de las madres no se identificó con ninguno de los grupos étnicos registrados; el 3,8 % (n = 25) se reconoció como indígena y el 0,6 % (n = 4), como negra, mulata, afrocolombiana o afrodescendiente.

En relación con las características obstétricas, el 60,3 % (n = 397) de los nacimientos ocurrió por parto espontáneo y el 39,7 % (n = 261), por cesárea. En cuanto a la paridad, el 56,8 % (n = 374) de las mujeres eran nulíparas y el 43,2 % (n = 284), multíparas.

Por último, en lo referente a los controles prenatales, el 61,7 % (n = 406) de las gestantes asistió a entre 5 y 8 consultas; el 13,4 % (n = 88), a entre 1 y 4, y el 24,9 % (n = 164), a más de 8 controles.

Tabla 2. Características sociodemográficas y clínicas de las madres de recién nacidos a término con bajo peso al nacer.

Variable	Categoría	Frecuencia	Porcentaje (%)	Porcentaje acumulado (%)
Sexo	Masculino	270	41,0	41,0
	Femenino	388	59,0	100,0
	Total	658	100,0	
Zona de residencia	Cabecera municipal	650	98,8	98,8
	Centro poblado (inspección, corregimiento o caserío)	3	0,5	99,2
	Rural disperso	5	0,8	100,0
	Total	658	100,0	
Etnia	Indígena	25	3,8	3,8
	Negra, mulata, afrocolombiana o afrodescendiente	4	0,6	4,4
	Ninguna de las anteriores	629	95,6	100,0
	Total	658	100,0	
Tipo de parto	Espontáneo	397	60,3	60,3
	Cesárea	261	39,7	100,0
	Total	658	100,0	
Paridad	Nulípara	374	56,8	56,8
	Multípara	284	43,2	100,0
	Total	658	100,0	
Número de controles prenatales	1-4 controles	88	13,4	13,4
	5-8 controles	406	61,7	75,1
	Más de 8 controles	164	24,9	100,0
	Total	658	100,0	

Fuente: elaboración propia con base en los datos del estudio.

Edad materna

La edad de las madres osciló entre 16 y 44 años, con un rango de 28 años. La prueba de Kolmogorov-Smirnov indicó que la distribución de la edad no seguía una distribución normal ($p = 0,000$). Por esta razón, se utilizó la prueba U de Mann-Whitney para comparar la distribución de la edad entre las madres de recién nacidos con bajo peso al nacer y aquellas cuyos hijos presentaron peso normal. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos ($p = 0,71$). La mediana de edad fue de 25 años y la media, de 26,16 años (DE = 6,29) (Tabla 3).

Tabla 3. Estadísticos descriptivos de la edad materna

Estadístico	Medida	Valor
Media		26,16
Intervalo de confianza del 95 % de la media	Límite inferior	25,68
	Límite superior	26,64
Mediana		25,00
Varianza		39,581
Desviación estándar		6,291
Mínimo		16
Máximo		44
Rango		28

Fuente: elaboración propia con base en los datos del estudio.

Análisis estadístico

El análisis de asociación bivariado (Tabla 4) mostró que algunas variables presentaron una relación estadísticamente significativa con el bajo peso al nacer.

- **Sexo del recién nacido:** el sexo masculino se asoció con menores odds de bajo peso al nacer que el femenino (ORc = 0,66; IC del 95 %: 0,56-0,78; p = 0,001), lo que corresponde a una reducción del 34 % en las odds del desenlace.
- **Antecedente de parto: l**as mujeres nulíparas presentaron mayores odds de tener un recién nacido con bajo peso al nacer que las multíparas (ORc = 1,40; IC del 95 %: 1,12-1,64; p = 0,001).
- **Tipo de parto:** el parto espontáneo se asoció con menores odds de bajo peso al nacer que la cesárea (ORc = 0,72; IC del 95 %: 0,61-0,85; p = 0,001), lo que corresponde a una reducción del 28 % en las odds del desenlace.

En contraste, la zona de procedencia no presentó una asociación estadísticamente significativa con el bajo peso al nacer (ORc = 0,81; IC del 95 %: 0,40-1,71; p = 0,613). Tampoco se encontraron asociaciones estadísticamente significativas para la edad materna, el número de controles prenatales ni las categorías étnicas indígena y negra (p > 0,05). La categoría raizal presentó una estimación extremadamente elevada y un intervalo de confianza incompleto, lo que indica inestabilidad en la estimación.

Tabla 4. Asociación bivariada entre factores prenatales, características sociodemográficas maternas y bajo peso al nacer en recién nacidos a término

Variable	Categoría	p	ORc	IC del 95 %
Sexo	Masculino	0,001	0,66	0,56-0,78
	Femenino (Ref.)	—	1	—
Edad materna	Menor de 20 años	0,85	0,95	0,55-1,62
	20-29 años	0,77	1,07	0,64-1,78
	30-39 años	0,73	1,09	0,65-1,83
	Mayor de 40 años (Ref.)	—	1	—
Zona de procedencia	Urbana	0,613	0,81	0,40-1,71
	Rural (Ref.)	—	1	—
Controles prenatales	1-4	0,09	0,76	0,55-1,05
	5-8	0,31	0,91	0,75-1,66
	Más de 8 (Ref.)	—	1	—
Antecedente de parto	Nulípara	0,001	1,40	1,12-1,64
	Multípara (Ref.)	—	1	—
Tipo de parto	Espontáneo	0,001	0,72	0,61-0,85
	Cesárea (Ref.)	—	1	—
Etnia	Indígena	0,07	1,45	0,96-2,18
	Raizal	1	8.132.354	0,00-**
	Negra	0,27	0,55	0,19-1,57
	Ninguna de las anteriores (Ref.)	—	1	—

Fuente: elaboración propia con base en los datos del estudio.

En el modelo de regresión logística multivariada (Tabla 5), el tipo de parto, el antecedente de parto y el sexo del recién nacido mantuvieron su asociación independiente con el bajo peso al nacer. El parto espontáneo (ORa = 0,721; p = 0,001) y el sexo masculino (ORa = 0,658; p = 0,001) se asociaron con menores odds del desenlace, mientras que la nuliparidad (ORa = 1,395; p = 0,001) se asoció con mayores odds.

Tabla 5. Asociación ajustada entre el tipo de parto, el sexo del recién nacido y el antecedente de parto con el bajo peso al nacer

Variable	Categoría	p	ORa	IC del 95 %: límite inferior	IC del 95 %: límite superior
Tipo de parto	Espontáneo	0,001	0,721	0,613	0,847
	Cesárea (Ref.)	—	1	—	—
Antecedente de parto	Nulípara	0,001	1,395	1,190	1,635
	Multípara (Ref.)	—	1	—	—
Sexo	Masculino	0,001	0,658	0,561	0,772
	Femenino (Ref.)	—	1	—	—

Fuente: elaboración propia con base en los datos del estudio.

El modelo presentó valores bajos de R2 de Cox-Snell (0,005) y de Nagelkerke (0,014), lo que indica una capacidad explicativa limitada de las variables incluidas (Tabla 6). La prueba de Hosmer-Lemeshow no mostró diferencias estadísticamente significativas entre los valores observados y los esperados ($\chi 2 = 3,922$; gl = 6; p = 0,687).

Tabla 6. Resumen del modelo de regresión logística

-2 logaritmo de la verosimilitud	R^2 de Cox-Snell	R^2 de Nagelkerke
5076,794	0,005	0,014

Fuente: elaboración propia con base en los datos del estudio.

El modelo de regresión de Poisson con varianza robusta (Tabla 7) mostró que el sexo masculino se asoció con una menor prevalencia del bajo peso al nacer en comparación con el femenino (RPa = 0,674; IC del 95 %: 0,580-0,784; p < 0,001). De igual manera, el parto espontáneo presentó una menor prevalencia del desenlace que la cesárea (RPa = 0,737; IC del 95 %: 0,630- 0,861; p < 0,001). Por el contrario, la nuliparidad se asoció con una mayor prevalencia de bajo peso al nacer en comparación con la multiparidad (RPa = 1,437; IC del 95 %: 1,220-1,692; p < 0,001).

En cuanto al número de controles prenatales, las gestantes que asistieron a entre 0 y 4 controles presentaron una mayor prevalencia del desenlace que aquellas que asistieron a más de 8 controles (RPa = 1,443; IC del 95 %: 1,063-1,960; p = 0,019). La categoría de 5 a 8 controles no mostró una asociación estadísticamente significativa (RPa = 1,153; IC del 95 %: 0,966-1,378; p = 0,115). Tampoco se encontraron asociaciones estadísticamente significativas para las demás categorías de edad materna y zona de residencia. Las estimaciones correspondientes a las categorías étnicas indígena,

raizal y negra requieren una interpretación cautelosa debido a las inconsistencias entre algunos valores reportados. Estos resultados corresponden a asociaciones ajustadas y no permiten establecer relaciones causales.

Tabla 7. Regresión de Poisson para estimar razones de prevalencia

Variable	Categoría	B	RP	IC 95 % RP	p
Sexo	Masculino	−0,394	0,674	0,580–0,784	<0,001
	Femenino	0*	1	Referencia	—
Tipo de parto	Espontáneo	−0,306	0,737	0,630–0,861	<0,001
	Cesárea	0*	1	Referencia	—
Pertenencia étnica	Indígena	−0,379	0,685	0,467–1,004	0,467
	Raizal	−25,320	1,008E-11	0,000–0,000	<0,001
	Negro	0,440	1,553	0,611–3,947	0,611
	Ninguna	0*	1	Referencia	—
Zona	Urbana	−0,358	0,699	0,357–1,367	0,295
	Rural	0*	1	Referencia	—
Controles prenatales	0–4	0,367	1,443	1,063–1,960	0,019
	5–8	0,143	1,153	0,966–1,378	0,115
	>8	0*	1	Referencia	—
Edad materna	<20	−0,215	0,806	0,482–1,350	0,413
	20–29	−0,210	0,811	0,504–1,305	0,388
	30–39	−0,148	0,863	0,533–1,394	0,548
	≥40	0*	1	Referencia	—
Paridad	Nulípara	0,362	1,437	1,220–1,692	<0,001
	Multípara	0*	1	Referencia	—

Fuente: elaboración propia con base en datos del estudio.

Discusión

El presente estudio identificó asociaciones independientes entre el sexo del recién nacido, la paridad materna, el tipo de parto y el bajo peso al nacer (BPN) en recién nacidos a término. En particular, los recién nacidos de sexo masculino presentaron menores odds de BPN que los de sexo femenino; la nuliparidad se asoció con mayores odds en comparación con la multiparidad, y el parto vaginal, con menores odds en comparación con la cesárea.

Estos hallazgos coinciden con los de investigaciones previas. La asociación entre el sexo femenino y una mayor probabilidad de BPN se ha documentado en diversos contextos. En Colombia, un estudio identificó una asociación significativa entre el sexo femenino y este desenlace (OR = 1,47-1,48) (11). De igual forma, la nuliparidad se ha reconocido como un factor asociado al BPN. Márquez et al. observaron que las primigestantes tenían

mayores odds de tener recién nacidos con BPN (OR = 1,28; IC 95 %: 1,17-1,40) (11), en concordancia con los hallazgos de otros estudios (12,13).

Respecto al tipo de parto, los resultados concuerdan con investigaciones que han encontrado una mayor frecuencia de BPN en los nacimientos por cesárea. Daza et al. reportaron una asociación significativa entre el antecedente de cesárea y el BPN (OR = 1,88; IC 95 %: 1,13-3,16) (15). No obstante, la literatura presenta resultados contradictorios. En Etiopía, Hailu y Kebede señalaron que la cesárea podría tener un efecto protector cuando se realiza dentro del rango recomendado por la Organización Mundial de la Salud (OMS) (14). Estas discrepancias resaltan la necesidad de estudiar esta asociación en diferentes contextos clínicos y poblacionales. Las diferencias entre estudios podrían atribuirse a variaciones metodológicas, características de las poblaciones y criterios clínicos para indicar la cesárea. Además, la asociación observada podría estar influenciada por confusión por indicación, dado que los embarazos complicados por restricción del crecimiento fetal o compromiso del bienestar fetal tienen mayor probabilidad de finalizar mediante cesárea debido al incremento del riesgo perinatal (16,17). Por tanto, estos resultados no permiten establecer que la cesárea sea, por sí misma, una causa del BPN.

Por otro lado, variables como la edad materna, la zona de residencia y la etnia no mostraron asociaciones estadísticamente significativas con el BPN. La ausencia de asociación con la zona geográfica coincide con los hallazgos de un estudio que tampoco identificó una relación significativa entre la procedencia materna y el BPN (p = 0,707) (3). Sin embargo, otras investigaciones han descrito una mayor frecuencia de este desenlace en áreas rurales,

posiblemente relacionada con el acceso limitado a los servicios de salud y al control prenatal (18).

En cuanto a la edad materna, este estudio no evidenció una asociación significativa con el BPN, a diferencia de otras investigaciones que han señalado una mayor probabilidad de este desenlace en mujeres de 35 años o más (19). En relación con los controles prenatales, aunque el análisis bivariado no mostró una asociación estadísticamente significativa, el modelo de regresión de Poisson con varianza robusta identificó una asociación entre la asistencia a menos de cinco controles y una mayor prevalencia de BPN, en comparación con la asistencia a más de ocho controles. Este resultado coincide parcialmente con la evidencia previa. Diabelková et al. encontraron que asistir a menos de ocho controles prenatales incrementaba significati-

vamente los odds de BPN (OR = 1,62; IC 95 %: 1,01-2,61; p = 0,047) (20), mientras que Vega-Gutiérrez et al. observaron un incremento mayor cuando las gestantes asistían a menos de cuatro controles (OR = 4,0; IC 95 %: 1,5-10,4) (21).

Por su parte, un estudio realizado en la Universidad de La Sabana reportó que un número adecuado de controles prenatales podría comportarse como un factor protector frente al BPN (22). En concordancia con esta evidencia, la Guía de Práctica Clínica recomienda iniciar los controles prenatales durante el primer trimestre de gestación, con el fin de detectar y manejar oportunamente condiciones maternofetales que puedan afectar el crecimiento intrauterino (23). Las diferencias entre los resultados de este estudio y los de investigaciones previas podrían explicarse por variaciones contextuales y metodológicas, así como por las limitaciones de la base de datos utilizada.

El presente estudio tiene algunas limitaciones. En primer lugar, el diseño transversal y el uso de bases de datos secundarias pueden implicar sesgos de información y subregistro de variables relevantes. Asimismo, por su naturaleza observacional, no es posible establecer relaciones causales entre las variables analizadas y el desenlace.

Como fortaleza, el estudio utilizó una base de datos poblacional con cobertura departamental y un amplio número de registros. Además, aporta evidencia epidemiológica local sobre los factores asociados al BPN en recién nacidos a término en el departamento de Caldas y contribuye al conocimiento de una problemática prioritaria en salud pública.

En conjunto, los resultados indican que el sexo del recién nacido, la paridad materna y el tipo de parto se asociaron con el BPN en el departamento de Caldas. Asimismo, el modelo de Poisson identificó una asociación entre un número reducido de controles prenatales y una mayor prevalencia de este desenlace. Por su parte, la edad materna, la zona de residencia y la etnia no mostraron asociaciones estadísticamente significativas. Estos hallazgos concuerdan parcialmente con los resultados de estudios realizados a nivel nacional (24). Su importancia radica en que el BPN no solo incrementa el riesgo de morbimortalidad neonatal, sino que también se ha asociado con una mayor probabilidad de desarrollar enfermedades crónicas no transmisibles en la adultez (25). En este sentido, se requieren estudios prospectivos que permitan comprender mejor los mecanismos subyacentes y orientar estrategias de prevención perinatal adaptadas al contexto local.

Conclusiones

La proporción de bajo peso al nacer en recién nacidos a término en el departamento de Caldas durante el periodo 2022-2023 fue del 5,3 %. Entre las características sociodemográficas y clínicas evaluadas, el BPN fue más frecuente en recién nacidos de sexo femenino, hijos de mujeres nulíparas y nacidos por cesárea.

El sexo del recién nacido, la paridad materna y el tipo de parto mostraron asociaciones independientes con el BPN a término. Además, el modelo de regresión de Poisson identificó una asociación entre la asistencia a menos de cinco controles prenatales y una mayor prevalencia de este desenlace, en comparación con la asistencia a más de ocho controles. En contraste, la edad materna, la zona de residencia y la etnia no presentaron asociaciones estadísticamente significativas.

Estos hallazgos resaltan la importancia de fortalecer las estrategias de atención materno- perinatal, especialmente las dirigidas a garantizar el inicio oportuno y la continuidad de los controles prenatales, así como de prestar atención a las necesidades de las mujeres primigestantes. La evidencia generada aporta información epidemiológica para la planificación de intervenciones y el diseño de estrategias orientadas a reducir el BPN en el departamento de Caldas.

Financiamiento: Autofinanciado.

Conflictos de intereses: Ninguno.

Correspondencia electrónica: lvgp1901@gmail.com

Referencias

1. Instituto Nacional de Salud. Protocolo de vigilancia en salud pública: bajo peso al nacer a término. Código 110 [Internet]. Bogotá: Instituto Nacional de Salud; 2017 [citado 24 nov 2024]. Disponible en: https://www.ins.gov.co/buscador/Informesdeevento/BAJO%20PESO%20AL%20NACER%20A %20T%C3%89RMINO%202017.pdf
2. Diabelková J, Rimárová K, Urdzík P, Dorko E, Houžvičková A, Andraščíková Š, et al. Risk factors associated with low birth weight. Cent Eur J Public Health. 2022;30(Suppl):S43-S49. doi:10.21101/cejph.a6883.
3. Mestre-Mestre MA, Escobar-Velásquez KD. Bajo peso al nacer en Colombia según condiciones socioeconómicas de la madre. Duazary [Internet]. 2023;20(2 número especial):40- 47. doi:10.21676/2389783X.5366.
4. Brito Méndez EC, Guisado Milanés SR, Barrero Rodríguez D. Factores de riesgo relacionados con el bajo peso al nacer. Multimed [Internet]. 2023;27:e2874. Disponible en: https://revmultimed.sld.cu/index.php/mtm/article/view/2874.
5. Islam MM, ElSayed MK. Pattern and determinants of birth weight in Oman. Public Health. 2015;129(12):1618-1626. doi:10.1016/j.puhe.2015.07.011.
6. Izquierdo Charry VF. Informe de evento: bajo peso al nacer a término, Colombia, 2018 [Internet]. Bogotá: Instituto Nacional de Salud; 2019. Disponible en: https://www.ins.gov.co/buscador- eventos/Informesdeevento/Bajo%20Peso%20al%20Nacer_2018.pdf.

7. Observatorio Social de Caldas. Porcentaje de niños y niñas a término con bajo peso al nacer [Internet]. Manizales: Salud de Caldas; 2024 [citado 6 abr 2026]. Disponible en: https://saluddecaldas.gov.co/osscaldas/publicaciones/4658/porcentaje-de-ninos-ninas-a-termino- con-bajo-peso-al-nacer/.

8. Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Estadísticas vitales (EEVV): nacimientos en Colombia. Cifras definitivas 2022, III trimestre 2023pr y año corrido 2023pr [Internet]. Bogotá: DANE; 2023 [citado 31 oct 2026]. Disponible en: https://www.dane.gov.co/files/operaciones/EEVV/bol-EEVV-Nacimientos-IIItrim2023.pdf.

9. Minda B, Bekele G, Hailemeskel S, Lambebo A. Determinants of low birth weight among newborns delivered in public hospitals of North Shewa Zone, Amhara region, Ethiopia: a case- control study (2023). PLoS One. 2024;19(5):e0303364. doi:10.1371/journal.pone.0303364.

10. Organización Mundial de la Salud. Metas mundiales de nutrición 2025: documento normativo sobre bajo peso al nacer [Internet]. Ginebra: Organización Mundial de la Salud; 2014. Disponible en: https://www.who.int/es/publications/i/item/WHO-NMH-NHD-14.5.

11. Márquez-Beltrán MFR, Vargas-Hernández JE, Quiroga-Villalobos EF, Pinzón-Villate GY. Análisis del bajo peso al nacer en Colombia 2005-2009. Rev Salud Pública (Bogotá). 2013;15(4):577-588.

12. Hidalgo-Lopezosa P, Jiménez-Ruz A, Carmona-Torres JM, Hidalgo-Maestre M, Rodríguez- Borrego MA, López-Soto PJ. Sociodemographic factors associated with preterm birth and low birth weight: a cross-sectional study. Women Birth. 2019;32(6):e538-e543. doi:10.1016/j.wombi.2019.03.014.

13. Papadopoulou SK, Mentzelou M, Pavlidou E, Vasios GK, Spanoudaki M, Antasouras G, et al. Caesarean section delivery is associated with childhood overweight and obesity, low childbirth weight and postnatal complications: a cross-sectional study. Medicina (Kaunas). 2023;59(4):664. doi:10.3390/medicina59040664.

14. Hailu LD, Kebede DL. Determinants of low birth weight among deliveries at a referral hospital in Northern Ethiopia. Biomed Res Int. 2018;2018:8169615. doi:10.1155/2018/8169615.

15. Daza V, Jurado W, Duarte D, Gich I, Sierra-Torres CH, Delgado-Noguera M. Bajo peso al nacer: exploración de algunos factores de riesgo en el Hospital Universitario San José en Popayán (Colombia). Rev Colomb Obstet Ginecol. 2009;60(2):124-134.

16. Society for Maternal-Fetal Medicine; Martins JG, Biggio JR, Abuhamad A. Society for Maternal-Fetal Medicine Consult Series #52: diagnosis and management of fetal growth restriction (replaces Clinical Guideline Number 3, April 2012). Am J Obstet Gynecol. 2020;223(4):B2-B17. doi:10.1016/j.ajog.2020.05.010.

17. Caetano ACR, Zamarian ACP, Nardozza LMM, Miyadahira S, Tedesco GD, Rossi LD, et al. Fetal growth restriction: contemporary evidence to guide delivery timing and intrapartum management. Diagnostics (Basel). 2026;16(5):806. doi:10.3390/diagnostics16050806.

18. Vásquez Alejo YZ. Factores asociados al bajo peso al nacer a término, Colombia, 2019. Rep Epidemiol Nac [Internet]. 2020;2(3):17-26. doi:10.33610/01229907.2020v2n3a2.

19. Kaur S, Ng CM, Badon SE, Jalil RA, Maykanathan D, Yim HS, et al. Risk factors for low birth weight among rural and urban Malaysian women. BMC Public Health. 2019;19(Suppl 4):539. doi:10.1186/s12889-019-6864-4.

20. Vega-Gutiérrez MM, Fernández-Niño JA, Rojas-Botero ML. Determinants of birth weight among children of irregular migrant Venezuelan women in Barranquilla and Riohacha. Rev Salud Pública (Bogotá). 2020;22(4):400-406. doi:10.15446/rsap.V22n4.87572.

21. 21. Agudelo Pérez S, Maldonado Calderón MJ, Plazas Vargas M, Gutiérrez Soto I, Gómez ÁM, Díaz Quijano DM. Relación entre factores sociodemográficos y el bajo peso al nacer en una clínica universitaria en Cundinamarca (Colombia). Salud Uninorte. 2017;33(2):86-97. doi:10.14482/sun.33.2.10534.

22. Pabón-Salazar YK, Eraso-Revelo JP, Bergonzoli-Pelaez G, Mera-Mamián AY. Factores asociados al bajo peso al nacer en un hospital universitario del departamento de Nariño. Univ Salud. 2021;23(3):179-188. doi:10.22267/rus.212303.231.

23. Ministerio de Salud y Protección Social, Colciencias. Guía de práctica clínica para la prevención, detección temprana y tratamiento de las complicaciones del embarazo, parto o puerperio [Internet]. Bogotá: Ministerio de Salud y Protección Social; 2013. Disponible en: https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/INEC/IETS/Gu%C3%ADa. completa.Embarazo.Parto.2013.pdf.

24. Getial Mora DA, Aguirre Contreras LP, Afanador Cataño M, Tocora Rodríguez JC. Factores asociados al bajo peso al nacer: estudio de casos y controles. Rev Cuid [Internet]. 2026;17(2):e5511. doi:10.15649/cuidarte.5511.

25. Bianchi ME, Restrepo JM. Low birthweight as a risk factor for non-communicable diseases in adults. Front Med (Lausanne). 2021;8:793990. doi:10.3389/fmed.2021.793990.