

# Modelos lineales generalizados para pronóstico de la anemia infantil mediante factores asociados

## *Generalized linear models to forecast infant anemia with factors relates*

MINCHÓN MEDINA, Carlos A.<sup>1</sup>; VIZCONDE OSORIO, Teresita A.<sup>2</sup>;  
MINCHÓN VIZCONDE, Diana J.<sup>3</sup>; MINCHÓN BENITES, Marco A.<sup>4</sup>

### RESUMEN

La anemia es un problema mundial. El 2013 en el Perú, alrededor del 34% de niñas y niños de 6 a 59 meses de edad tienen anemia. El propósito del estudio fue evaluar modelos lineales generalizados para pronóstico de la anemia infantil mediante factores asociados. El estudio emplea los resultados de ENDES 2013 realizada por el INEI, incluye 8983 niñas y niños, con edades en el rango establecido. INEI incluyó únicamente encuestas con información completa. El programa MINITAB 17 fue empleado para análisis estadístico. En el análisis de regresión logística binaria la prevalencia de anemia fue asociada con los factores: área de residencia, región natural, edad, sexo, orden de nacimiento, periodo intergenésico y nivel de educación de la madre. Para cada factor se determinó las categorías que incrementan o disminuyen la prevalencia de anemia, y en todos los casos el modelo estimado fue adecuado. El análisis de regresión ordinal para la severidad de la anemia mostró también que los factores en estudio estaban asociados, y con excepción de la edad de la niña o niño y el nivel de educación de la madre, los modelos estimados fueron adecuados. El estudio revela que las técnicas incluidas en los Modelos Lineales Generalizados pueden ser empleados para pronosticar adecuadamente tanto la prevalencia como la severidad de la anemia infantil.

**Palabras clave:** Anemia infantil, factores, MLG, regresión logística, regresión ordinal.

### ABSTRACT

Anemia is a worldwide problem. In Peru, the 2013, about 34% of children of 6-59 months old have anemia. The purpose of this work was to evaluate generalized linear models to forecast infant anemia with factors relates. The study employ the results of ENDES 2013 conducted by the INEI, includes 8983 children with ages in the range of study. INEI only included surveys with complete information. The program MINITAB 17 was used for statistical analysis. The response variables were the prevalence and severity of anemia. In the analysis of binary logistic regression, the prevalence of anemia was associated with the factors: area of residence, natural region, age, sex, birth order, birth period and education level of the mother. For every factor was determined the categories that increase or decreased the prevalence of the infant anemia, and in all cases the estimated model was adequate. The ordinal regression analysis for anemia severity showed association with the factors in study, and except the children age and the mother education level, the estimated models were adequate. The study shows that the techniques of generalized linear models may be employed to forecast adequately the prevalence and the severity infant anemia.

**Key words:** infant anemia, factors, GLM, logistic regression, ordinal regression.

<sup>1</sup>Doctor en Salud Pública. Estadístico, Universidad Nacional de Trujillo. Trujillo-Perú. [revistaucv-scientia@ucv.edu.pe](mailto:revistaucv-scientia@ucv.edu.pe)

<sup>2</sup>Trabajadora Social. Hogar "La Niña". Trujillo-Perú. [revistaucv-scientia@ucv.edu.pe](mailto:revistaucv-scientia@ucv.edu.pe)

<sup>3</sup>Médico Residente, EsSalud. Trujillo-Perú. [revistaucv-scientia@ucv.edu.pe](mailto:revistaucv-scientia@ucv.edu.pe)

<sup>4</sup>Estudiante de la Escuela de Ingeniería Estadística. Universidad Nacional de Trujillo. Trujillo-Perú. [revistaucv-scientia@ucv.edu.pe](mailto:revistaucv-scientia@ucv.edu.pe)

## INTRODUCCIÓN

La Organización Mundial de la Salud (OMS) indica que más de dos billones de personas en el mundo, son anémicas, correspondiendo a un tercio de la población mundial; y el Fondo de la Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF) establece que la anemia ferropénica llegaría a los tres billones y medio de personas.<sup>1</sup> La anemia es un problema de salud pública mundial. Hay cifras preocupantes en relación con el hambre, la desnutrición y la anemia, indicándose que entre 10-20% de preescolares en países desarrollados y 30-80% en los países en vía de desarrollo son anémicos durante el primer año de edad, siendo la crisis mundial por el alza del precio de alimentos que agrava la situación y genera "un nuevo rostro del hambre y desnutrición."<sup>2</sup> En México, la Encuesta Nacional de salud y Nutrición 2012, revela que la prevalencia de la anemia infantil fue del 23.3%.<sup>3</sup> En Brasil, la prevalencia de la anemia en niños en edad preescolar es del 47.4%.<sup>4</sup> En Colombia, el 33% de los niños de 1 a 4 años presenta anemia.<sup>5</sup> En Cuba, la deficiencia de hierro constituye el trastorno nutricional más común y la principal causa de anemia en niños, siendo anémicos alrededor del 50 % de lactantes entre 6 y 11 meses de edad y el 30 % de los niños de 1 a 3 años, incluso la anemia está presente en niños aparentemente sanos.<sup>6</sup> En el Perú, el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), según la Encuesta Demográfica y de Salud 2012, revela que la anemia en menores de 5 años es del 32.9%, siendo del 28.6% en el área urbana y 40.7% en el área rural.<sup>7</sup> La anemia aumentó al 34% el año 2013.<sup>8</sup> El estudio de la anemia en infantes es especialmente importante. La anemia tiene consecuencias graves sobre el desarrollo motor e intelectual de los niños, y si no se corrige antes de los dos años, el daño es irreversible; y en edades más tardías, la anemia tiene repercusiones reversibles como baja resistencia a la infección y menor resistencia

muscular.<sup>3</sup> Es indispensable prevenir la desnutrición en los niños y con ello la aparición de la anemia. Al respecto, se han desarrollado modelos para pronosticar el riesgo de anemia en menores de 5 años. En México, se empleó un modelo de regresión logística binomial tanto para preescolares como en escolares, basado tres encuestas nacionales.<sup>3</sup> En cambio, en Brasil, la prevalencia de anemia en menores de 6 a 59 meses de edad fue modelado empleando la regresión de Poisson, empleando factores biológicos, de morbilidad y estado nutricional<sup>4</sup> o factores económicos, de morbilidad y ambientales<sup>9</sup>. La aplicación de cada una de estas técnicas tiene sus peculiaridades, dependiendo de la información disponible. En el Perú, empleando regresión logística se determinó la asociación entre la presencia de anemia con la edad y desnutrición crónica en lactantes.<sup>10</sup> La severidad de la anemia es un indicador importante a tener en cuenta para la prevención de la anemia. En México se recurrió a la regresión logística ordinal, considerando como factores las deficiencias de micronutrientes.<sup>11</sup> Las técnicas de regresión empleadas en el estudio de la anemia constituyen técnicas estadísticas de los modelos lineales generalizados (GLM, por las siglas en inglés).<sup>12,13</sup> La prevención de la anemia en la población infantil es una de las prioridades de la OMS, asegura una protección de la población del Perú para enfrentar futuras enfermedades, lo cual puede derivar en la utilización de los recursos económicos para atender otras necesidades. La prevención de la anemia en infantes o en otros grupos de riesgo constituye un problema de salud pública. Razón por la cual es necesario también emplear las técnicas metodológicas apropiadas para su estudio. El propósito del presente trabajo es mostrar que los modelos lineales generalizados son adecuados para pronóstico de la anemia infantil mediante factores asociados.

## MATERIAL Y MÉTODOS

El presente estudio observacional explicativo con diseño causal fue realizado utilizando el reporte del INEI, con información obtenida en la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES), correspondiente al año 2013, disponible en la base de Microdatos del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), colgada con la denominación 407-Modulo 74. La muestra de niños y niñas estuvo conformada por 8983 niñas y niños de 6 a 59 meses de edad. La base de datos fue sometida a un proceso de depuración hecho por el propio INEI, reportando resultados que fueron empleados en el presente estudio a través de la información oficial de ENDES 2013.<sup>8</sup> Las variables dependientes fueron la prevalencia de anemia y grado de severidad de la anemia. Los factores en estudio fueron: región natural, área de residencia, sexo, edad, orden de nacimiento e intervalo de nacimiento (meses) de la niña o niño y el nivel de educación de la madre. Los datos fueron

procesados empleando MINITAB 17, empleando el análisis de regresión logística<sup>12</sup> para la prevalencia de anemia (binaria) y análisis de regresión ordinal<sup>13</sup> para la severidad de la anemia (escala ordinal, incluye la ausencia de anemia como grado cero). En la presentación de resultados se prioriza la evaluación del efecto de las categorías de cada factor en estudio, más que en la estimación de los parámetros del modelo. El efecto fue mostrado a través del odds ratio (OR) y su intervalo confidencial al 95% (IC95%: OR). La significancia de los coeficientes de regresión o pendientes se realiza mediante el test Chi-cuadrado (equivalente a la prueba de Wald) en el análisis de regresión logística binomial y el test G en el análisis de regresión nominal. La bondad de ajuste de modelo, en ambos casos se empleó el test Chi-cuadrado de Pearson. La significancia estadística fue considerada si el valor-p es menor al 5% ( $p < 0.05$ ).

## RESULTADOS

La prevalencia de la anemia infantil en el Perú el año 2013 fue del 34%, siendo el propósito de este trabajo evaluar su variación debido a algunos factores asociados. La tabla 1 muestra la prevalencia de la anemia de acuerdo a cada uno de los factores. La anemia infantil muestra cifras por encima del promedio en la zona rural (39.9%), en la sierra (40.7%) y selva (40.0%), en niñas y niños menores de dos años (46.4% o más), en aquellos cuyo orden de nacimiento es el sexto o más, y cuando el nivel de educación de la madre no es superior. La prevalencia de la anemia fue realizada empleando la regresión logística binaria para cada factor en estudio. La muestra empleada en cada factor varía, se debe a la falta de respuesta en algunas variables por parte de los encuestados.

El análisis de regresión logística binaria permitió determinar que la prevalencia de la anemia infantil aumenta en el área rural en comparación con el área rural (OR=1.47, IC95%: 1.33-1.62); en comparación con Lima, la prevalencia es mayor en el resto de la costa (OR=1.18, IC95%: 1.02-1.35), en la sierra (OR=1.93, IC95%: 1.70-2.20) y en la selva (OR=1.88, IC95%: 1.62-2.18). Asimismo, la prevalencia de anemia es mayor en las niñas y niños más pequeños, en comparación con los de 48-59 meses de edad, se encontró ya diferencias con los 35-47 meses (OR=1.57, IC95%: 1.33-1.85), siendo mayor la diferencia con los menores.

La prevalencia disminuye en las niñas en relación a los niños (OR=0.87, IC95%: 0.79-0.96).

En comparación con el primogénito, la prevalencia de anemia va creciendo medida que el número de hijos crece, llegando la diferencia a ser mayor con aquellos cuyo orden es sexto o más (OR=1.52, IC95%: 1.25-1.85); con excepción de los casos de primer nacimiento, la prevalencia aumenta a medida que el periodo intergenésico se reduce, incluso si el periodo intergenésico es entre 24-47 meses (OR=1.20, IC95%: 1.06-1.37). Y, en comparación con las que presentan educación superior, la prevalencia de anemia infantil es mayor cuando las madres presentan un nivel educativo inferior, incluso si ya tienen secundaria (OR=1.78, IC95%: 1.56-2.03). Las apreciaciones sobre el aumento (o disminución) de la prevalencia de anemia están estadísticamente verificadas, es suficiente con examinar los OR's y los límites confidenciales al 95%, donde tanto el OR como ambos límites confidenciales son superiores a la unidad. El análisis de regresión logística binaria también comprendió la evaluación de la diferencia en la anemia infantil con la categoría de referencia a través de la prueba Chi-cuadrado (otros programas emplean la prueba de Wald), encontrándose en la tabla también el valor-p de la prueba para evaluar que en conjunto los coeficientes de regresión son cero.

**Tabla 1. Perú: Factores asociados a la prevalencia de anemia infantil, 2013.**

Factor	Muestra	Prevalencia de Anemia	OR	IC95%: OR		Regresión <sup>1</sup>	Bondad ajuste <sup>2</sup>
				LI	LS		
<b>ÁREA DE RESIDENCIA</b>							
Urbana	5202	31.1	1.00			58.55	7755
Rural	2553	39.9	1.47	1.33	1.62	0.000	0.491
<b>REGIÓN NATURAL</b>							
Lima	1927	26.2	1.00			141.78	7755
Resto costa	2045	29.5	1.18	1.02	1.35	0.000	0.485
Sierra	2459	40.7	1.93	1.70	2.20		
Selva	1324	40.0	1.88	1.62	2.18		
<b>EDAD (meses)</b>							
6-8	382	57.6	6.97	5.49	8.84	862.30	7756.00
9-11	425	57.2	6.85	5.45	8.61	0.000	0.475
12-17	836	60.4	7.83	6.50	9.43		
18-23	819	46.4	4.44	3.69	5.35		
24-35	1676	34.1	2.66	2.27	3.12		
35-47	1797	23.4	1.57	1.33	1.85		
48-59	1821	16.3	1.00				
<b>SEXO</b>							
Hombre	3973	35.5	1.00			8.44	7755
Mujer	3782	32.4	0.87	0.79	0.96	0.004	0.491
<b>ORDEN DE NACIMIENTO</b>							
1	2508	32.0	1.00			18.81	7377.00
2-3	3347	34.5	1.12	1.003	1.25	0.000	0.485
4-5	1019	35.5	1.17	1.01	1.37		
6+	503	41.7	1.52	1.25	1.85		
<b>PERIODO INTERGENÉSICO (meses)</b>							
Primer nacimiento	2508	32.0	0.94	0.84	1.06	25.12	7364.00
<24	546	41.0	1.39	1.15	1.68	0.000	0.485
24-47	1608	37.5	1.20	1.06	1.37		
48+	2702	33.3	1.00				
<b>NIVEL DE EDUCACIÓN</b>							
Sin educación	201	35.8	1.74	1.28	2.37	104.10	7377.00
Primaria	2028	38.8	1.98	1.71	2.28	0.000	0.485
Secundaria	3461	36.4	1.78	1.56	2.03		
Superior	1687	24.3	1.00				

<sup>1</sup> Test Chi-cuadrado para coeficientes de regresión y valor-p

<sup>2</sup> Test Chi-cuadrado de Pearson para la bondad de ajuste y valor-p

El Test-Cuadrado mostró significancia estadística ( $p < 0.05$ ) en cada uno de los factores en estudio, lo cual indica que hay al menos una diferencia con la categoría de referencia, siendo necesaria la evaluación de los OR's para saber exactamente las categorías con las que existe diferencia. Finalmente, en cada caso se evaluó la bondad de ajuste del modelo de regresión logística binaria.

El Test Chi-cuadrado de Pearson que evalúa la adecuación de los modelos estimados proporcionó evidencias ( $p > 0.05$ , en todos los casos) que los modelos son apropiados para pronosticar la prevalencia de anemia infantil. En el estudio, la ausencia de anemia se consideró como uno de los niveles de severidad de la anemia infantil. Como se esperaba la prevalencia disminuye mientras más alto es el nivel de severidad. Por el contrario la *prevalencia acumulada* de tener un nivel de severidad de anemia o menos va en aumento, y los *odds acumulados* también. La prevalencia acumulada de la anemia severa es 1. Esto debe ocurrir en cada categoría del factor en estudio.

Para cada nivel de severidad de la anemia, el análisis de regresión ordinal compara los odds acumulados de una categoría del factor respecto a la categoría de referencia, dicotomizando la severidad de la anemia en estar en ese nivel o menos, estableciendo un modelo de regresión logística binaria. En el exponente, el modelo está conformado por un intercepto más el efecto de cada categoría del factor. El número de interceptos coincide con el número de niveles de severidad de la anemia, menos el último que no es evaluado. Un intercepto igual a cero indicaría que el modelo de regresión logística sólo varía de acuerdo con la categoría del factor. Los interceptos son proporcionados por MINITAB 17, incluyendo la prueba Z y el nivel de significancia, por razones de espacio no reportan en el estudio. En todos los casos, los interceptos fueron estadísticamente

significativos ( $p < 0.05$ ), lo cual indica que siempre habrá posibilidad de que los niños presenten un nivel de anemia determinado o inferior, independientemente del factor en estudio. En la tabla 2, se presenta el otro componente del modelo de regresión binaria, el cual evalúa el efecto de una categoría del factor en comparación con la de referencia. El odds ratio proporcionado en la tabla hace las veces de un odds ratio promedio a lo largo de los niveles de severidad de la anemia. Se asume un efecto constante de la categoría del factor. En relación al área de residencia, las posibilidades de un niño o niña de no tener anemia o llegar como máximo a un determinado nivel de anemia es menor en la zona rural en comparación con la zona urbana (OR=0.67, IC95%=0.61-0.74). Asimismo, en comparación con Lima, estas posibilidades son inferiores en la sierra (OR=0.51, IC95%=0.45-0.58), selva (OR=0.52, IC95%=0.45-0.61) y también en el resto de la costa (OR=0.85, IC95%=0.74-0.97).

En comparación con niñas y niños de 48-59 meses de edad, las posibilidades de no presentar anemia o presentarla hasta cierto nivel de severidad decrecen conforme el niño es más pequeño, especialmente si tiene menos 18 meses (año y medio). En relación al sexo, las niñas aumentan estas posibilidades en comparación con los niños (OR=1.17, IC95%=1.07-1.28).

En relación con el primogénito, las posibilidades se hacen más pequeñas a medida que aumenta el orden de nacimiento, siendo más afectado cuando es el sexto hermano o más (OR=0.68, IC95%=0.56-0.82). En forma similar, en comparación con un periodo intergenésico de 48 meses o más, las posibilidades disminuyen conforme el periodo es más corto, como es el caso de una espera inferior a 24 meses (OR=0.73, IC95%=0.61-0.88).

**Tabla 2. Perú: factores asociados a la severidad de anemia infantil, 2013.**

Factor	Sin anemia	SEVERIDAD DE LA ANEMIA			OR	IC95%: OR		Regresión <sup>1</sup>	Bondad ajuste <sup>2</sup>
		Leve	Moderada	Severa		LI	LS		
<b>ÁREA DE RESIDENCIA</b>									
Urbana	68.9	20.8	10.0	0.3				64.450	0.894
Rural	60.1	24.7	14.7	0.5	0.67	0.61	0.74	0.000	0.640
<b>REGIÓN NATURAL</b>									
Lima	73.8	18.5	7.4	0.3				156.593	5.059
Resto costa	70.5	20.3	9.0	0.2	0.85	0.74	0.97	0.000	0.536
Sierra	59.3	24.9	15.3	0.5	0.51	0.45	0.58		
Selva	60.0	24.9	14.6	0.5	0.52	0.45	0.61		
<b>EDAD (meses)</b>									
6-8	42.4	31.2	26.2	0.3	0.14	0.11	0.17	965.389	33.291
9-11	42.8	29.4	26.1	1.6	0.13	0.11	0.16	0.000	0.001
12-17	39.6	32.2	27.3	1.0	0.12	0.10	0.14		
18-23	53.6	30.2	15.5	0.7	0.22	0.19	0.27		
24-35	65.9	23.3	10.7	0.1	0.37	0.32	0.44		
35-47	76.6	18.7	4.5	0.2	0.65	0.55	0.76		
48-59	83.7	12.5	3.8	0.0					
<b>SEXO</b>									
Hombre	64.5	22.4	12.6	0.5				10.959	5.142
Mujer	67.6	21.8	10.4	0.2	1.17	1.07	1.28	0.001	0.076
<b>ORDEN DE NACIMIENTO</b>									
1	68.0	19.7	11.9	0.4				16.456	8.774
2-3	65.5	22.6	11.5	0.4	0.91	0.82	1.02	0.001	0.187
4-5	64.5	24.1	11.1	0.3	0.89	0.76	1.03		
6+	58.3	26.4	15.1	0.2	0.68	0.56	0.82		
<b>PERIODO INTERGENÉSICO (meses)</b>									
Primer nacimiento	68.0	19.7	11.9	0.4	1.03	0.92	1.15	23.934	11.073
<24	59.0	27.5	13.0	0.5	0.73	0.61	0.88	0.000	0.086
24-47	62.5	23.3	13.7	0.5	0.81	0.72	0.92		
48+	66.7	22.6	10.4	0.3					
<b>NIVEL DE EDUCACIÓN</b>									
Sin educación	64.2	22.4	12.4	1.0	0.56	0.42	0.76	110.796	14.930
Primaria	61.2	25.1	13.6	0.1	0.51	0.44	0.58	0.000	0.021
Secundaria	63.6	22.7	13.1	0.6	0.55	0.48	0.63		
Superior	75.7	17.3	6.9	0.1					

<sup>1</sup> Test G para coeficientes de regresión y valor-p

<sup>2</sup> Test Chi-cuadrado de Pearson para la bondad de ajuste y valor-p

Finalmente, las posibilidades de que un niño o niña no presente anemia o lo tenga hasta un determinado nivel disminuyen cuando la madre no tiene nivel de educación superior, siendo muy similar en cualesquier otro nivel educativo. En cada uno de los siete análisis de regresión ordinal, al menos una de las categorías del factor en estudio se diferencia de la categoría de referencia, como muestran los resultados del test G que evalúa las pendientes ( $p < 0.05$ , en todos los casos). El efecto

individual de cada categoría del factor ya mostrado. Sin embargo, el efecto carece de sentido si el modelo no es adecuado. Al evaluar la no falta de ajuste de los modelos se encontró que el modelo ordinal con la edad del infante ( $X^2 = 33.291$ ,  $p = 0.001 < 0.05$ ) y el modelo con el nivel de educación de la madre ( $X^2 = 14.930$ ,  $p = 0.021 < 0.05$ ) presentaron evidencias de no falta de ajuste. Todos los demás modelos mostraron no falta de ajuste ( $p > 0.05$ ).

## DISCUSIÓN

La prevalencia de la anemia infantil en el país fue del 34% en el 2013<sup>8</sup>. En este estudio, empleando el análisis de regresión logística se determinó que la prevalencia de anemia infantil aumenta en el área urbana y en las regiones como la selva, sierra y la costa que no sea Lima; la prevalencia es menor en las mujeres que en los hombres; asimismo va aumentando conforme la edad disminuye de los niños hasta los 18 meses, permaneciendo luego en el mismo nivel; aumenta directamente en relación al primogénito y en relación inversa al periodo intergenésico y al nivel de educación de la madre.

La prevalencia de la anemia en preescolares en México fue del 23.3% el 2006. La prevalencia de anemia es similar entre hombres y mujeres, disminuye con la edad, y no hay diferencia por región geográfica en comparación con el centro<sup>3</sup>. Hay coincidencia en que la edad es un factor importante, encontrándose mayor prevalencia en los preescolares de 12 a 23 meses. El efecto de la edad en riesgo de anemia en lactantes de 2 a 5 meses fue estudiado en el Perú<sup>10</sup>, observándose mayor frecuencia de anemia en lactantes de 4 y 5 meses en comparación con los de 2 meses. Pero, aun cuando el grupo de estudio no corresponde a la edad de los niños considerados en el nuestro, los resultados son útiles por cuanto muestra la utilidad de la regresión logística en el tema a tratado.

De manera similar, los estudios realizados en Brasil sobre la prevalencia de anemia en niños de 6 a 59 meses, empleando regresión de Poisson. En un estudio realizado el 2005, no se encontró diferencias entre niños y niñas, ni en la zona rural en comparación con la urbana (excepto cuando fue ajustada), y tampoco entre la escolaridad de la madre, pero sí en los 6 a menos de 24 meses en comparación con los de 48 meses a más.<sup>9</sup> En otro estudio realizado el 2006 por separado para el área urbana y para el área rural, se encontró mayor prevalencia en niños de 6 a 24 meses en comparación con los mayores a 24 meses en ambas zonas, en madres con menor escolaridad únicamente en el área urbana, coincidiendo con nuestros resultados. No se encontró diferencias entre niñas y niños, en ninguna de las áreas.

Un aspecto importante en los estudios examinados es que se orientan más a cuantificar la prevalencia de anemia que conlleva tener un factor asociado, evidenciando los OR's y sus correspondientes intervalos confidenciales. No se reporta

indicadores del efecto conjunto de los factores o sobre la evaluación de la bondad de ajuste del modelo de regresión, siendo esencial en la aplicación de los modelos lineales generalizados<sup>12</sup>, procesados con programas como MINITAB. En cuanto al nivel de severidad de la anemia infantil, en el presente estudio la posibilidad acumulada de no presentar anemia o alcanzar como máximo un determinado nivel se ve disminuida en el área rural; en la regiones de la sierra selva y resto de la costa que no sea Lima; aumenta en las mujeres; disminuye con la edad de manera similar a la prevalencia; disminuye mientras más lejos se encuentre del primogénito; disminuye mientras más corto es el periodo intergenésico; y mientras la madre no tenga educación superior. Los factores son similares a los indicados en el estudio de prevalencia de la anemia infantil. Un estudio realizado en México consideró la ordinalidad de la severidad de la anemia, considerando a niños sin anemia, y con anemia leve y moderada.<sup>11</sup> Sin embargo el estudio considera las causas nutricionales de la anemia que inciden tanto en la anemia leve como en la moderada, pero los factores nutricionales no fueron incluidos en nuestro estudio. En forma similar a los modelos de regresión logística binaria y los modelos de regresión de Poisson que han venido siendo empleados en el estudio de la prevalencia de la anemia infantil, sucede que también no se reporta indicadores de otras pruebas estadísticas y en especial de la prueba de bondad de ajuste de los modelos. A nivel de Perú, y con información oficial, en el estudio se ha identificado los factores que se asocian a la prevalencia de anemia y a la severidad de la misma, en algunos casos coinciden con los factores reportados por otros autores, empleando técnicas estadísticas similares o alternativas. En el nuestro estudio, con excepción de la edad de los niños y el nivel educativo de la madre en el análisis de la severidad de la anemia, los modelos no mostraron evidencias de la falta de ajuste.

La problemática de la prevalencia de la anemia viene siendo continuamente estudiada por el INEI, aunque sin el empleo de modelos en el análisis de los factores.<sup>7,8</sup> Ahora se espera que con nuestros alcances se orienten mejor los lineamientos de política para prevenir este problema de salud pública.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Batista M, Impieri A, Campello C. Anemia como problema de saúde pública: uma realidade atual. *Ciência & Saúde Coletiva*, 13(6); 1917-1822, 2008.
- Jara MI. Hambre, desnutrición y anemia: una grave situación de salud pública. *Revista Gerencia y Políticas de Salud*, 7(15): 7-10, 2008.
- De la Cruz V, Villalpando S, Mundo V, Shamah T. Prevalencia de anemia en niños y adolescentes mexicanos: comparativo de tres encuestas nacionales. *Salud pública de México*, 55(2), 2013.
- Pedrosa L, Batista M, Cabral PI, Figueiroa JN, Osório MM. Prevalência da anemia e fatores associados em crianças de seis a 59 meses de Pernambuco. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 27(5):1008-1020, mai, 2011.
- Vega R et al. Análisis de disparidades por anemia nutricional en Colombia, 2005. *Revista Gerencia y Políticas de Salud*, 7(15): 46-76, 2008.
- Reboso JG, Jiménez S, Gay J, Cabrera A, Sánchez MA. Anemia en un grupo de niños de 14 a 57 meses de edad, aparentemente sanos. *Revista Cubana de Salud Pública*, 29(2):128-131, 2003.
- INEI. Perú: Encuesta demográfica y de salud familiar 2012. Nacional y departamental.

8. INEI. Perú: Encuesta demográfica y de salud familiar 2013. Nacional y departamental.
9. De Menezes CS, Cardoso MA, de Araújo TS, Torres P. Anemia em crianças de 6 a 59 meses e fatores associados no Município de Jordão, Estado do Acre, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 27(5):1008-1020, mai, 2011.
10. Gómez G. Munares O. Anemia y estado nutricional en lactantes de dos a cinco meses atendidos en establecimientos del Ministerio de Salud del Perú, 2012. *Rev Perú Exp Salud Pública*.
11. De la Cruz V, Villalpando S, Mundo V, Shamah T. Nutritional causes of anemia in Mexican children under 5 years. Results from the 2006 National Health and Nutrition Survey. *Salud pública de México*, 54(2), 2012.
12. Myer R, Montgomery D, Vining G, Robinson T. *Generalized Linear Models with applications in Engineering and Sciences*. Second edition. USA: Wiley. 2010.
13. O'Connell A. *Logistic regression models for ordinal response variables*. New Delhi: SAGE publications. 2006.

**Recibido:** 20 julio 2015 | **Aceptado:** 20 noviembre 2015