



Determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad de niños menores de cinco años en el Perú (2015-2018)

RENE PAZ PAREDES MAMANI

Universidad Nacional del Altiplano

rpparedes@unap.edu.pe

CRISTOBAL YAPUCHURA SAICO

Universidad Nacional del Altiplano

cyapuchura@hotmail.com

ROBERTO ARPI MAYTA

Universidad Nacional del Altiplano

rarpi@unap.edu.pe

ALFREDO PELAYO CALATAYUD MENDOZA

Universidad Nacional del Altiplano

alfredopelayo@yahoo.com

Resumen. El objetivo del estudio fue encontrar los determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad de niños menores de cinco años en el Perú. Con tal propósito el estudio se centra en el enfoque teórico de Mosley y Chen (1984), y en la metodología econométrica de los modelos de duración semi paramétrica de riesgos proporcionales de Cox y no paramétrica de Kaplan y Meier. En lo referente a los determinantes socioeconómicos, los resultados muestran que los años de educación de la madre, el estatus económico del hogar y las coberturas de salud de la madre disminuyen significativamente el riesgo de muerte de los niños menores de cinco años. Asimismo, los años de educación de la madre tienen un efecto interactivo significativo con el nivel socioeconómico del hogar y el acceso a la cobertura de servicio de salud para influir sobre la supervivencia infantil. En cuanto a los determinantes próximos, la edad de la madre, los intervalos entre nacimientos, el orden de nacimiento de los hijos, y las instalaciones sanitarias predicen el riesgo de muerte de los niños menores de cinco años.

Palabras clave: mortalidad, supervivencia, Kaplan-Meier, riesgos proporcionales de Cox

Socioeconomic and proximate determinants of mortality in children under five years of age in Peru (2015-2018)

Abstract. The objective of the study was to find the socioeconomic and proximate determinants of mortality in children under five years of age in Peru. To this end, the study focuses on the theoretical approach of Mosley and Chen (1984) and on the econometric methodology of the Cox proportional hazards semi-parametric and non-parametric Kaplan and Meier models. Regarding socioeconomic determinants, the results show that the mother's years of education, the economic status of the home, and the mother's health coverage significantly reduce the risk of death for children under the age of five. Likewise, the mother's years of education have a significant interactive effect with the socioeconomic level of the home and access to health service coverage which influence child survival. As for the proximal determinants, the age of the mother, the intervals between births, the order of birth of the children, and health facilities predict the risk of death for children under five years of age.

Keywords: mortality, survival, Kaplan-Meier, Cox proportional hazards

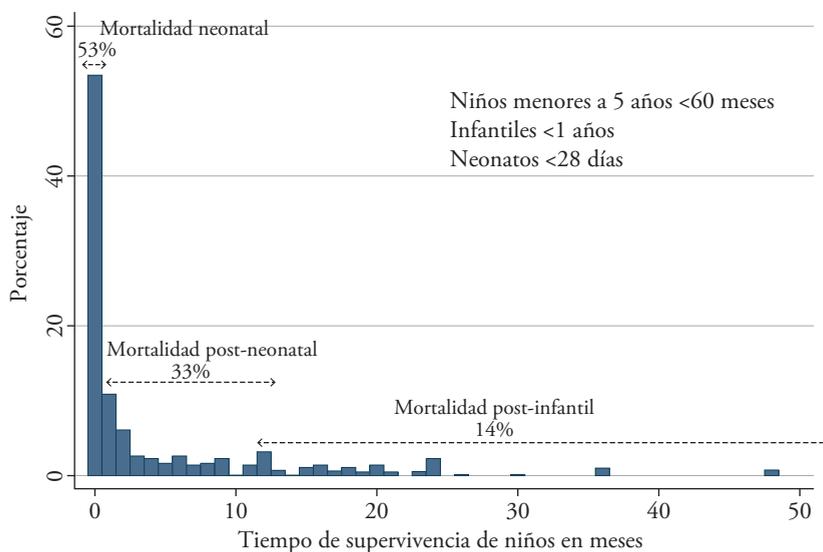
1. Introducción

El Perú ha experimentado, en las últimas décadas, profundos cambios sociales y económicos que han influido en las características epidemiológicas, demográficas, nutricionales de la población, y en la mortalidad infantil (Huynen, Vollebregt, Martens, & Benavides, 2005; Tam, Huicho, Huayanay-Espinoza, & Restrepo-Méndez, 2016).

La tasa de mortalidad de los menores de cinco años (o tasa de mortalidad en la niñez) es considerada como un indicador demográfico que refleja el bienestar de la población de un país (Nyinawajambo, 2018; Yu *et al.*, 2018), razón por la cual los Objetivos de Desarrollo sostenibles (ODS), para el 2030, según la Organización Mundial de la Salud (OMS), tienen la meta de «poner fin a las muertes evitables de recién nacidos y de menores de cinco años, logrando que todos los países intenten reducir la mortalidad neonatal al menos hasta 12 por cada 1.000 nacidos vivos, y la mortalidad de menores de 5 años al menos hasta 25 por cada 1.000 nacidos vivos» (2018).

La tasa de mortalidad de menores de cinco años refleja la probabilidad de que un niño fallezca entre su nacimiento y los 5 años de edad, y se expresa en 1 por 1000. En el Perú, en el año 1992, 78 de cada 1000 niños fallecieron antes de los 5 años y, en el 2018, 19 de cada 1000, lo que evidencia una disminución de 76% (Anexo 1). Sin embargo, las desigualdades asociadas al área geográfica, la educación de la madre, el nivel socioeconómico y a otras características sociodemográficas aún se mantienen (Anexo 2). Asimismo, existe un alto porcentaje de fallecimientos que ocurre en los primeros meses después del nacimiento. Así, tanto en el periodo 2015-2018 (Figura 1) como en el año 2018, el 53% de la mortalidad de niños menores de cinco años corresponde a neonatos (Anexo 1).

Figura 1
Distribución de fallecimientos de niños de menores de cinco años



Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Demográfica y Salud Familiar (ENDES); 2015, 2016, 2017, y 2018

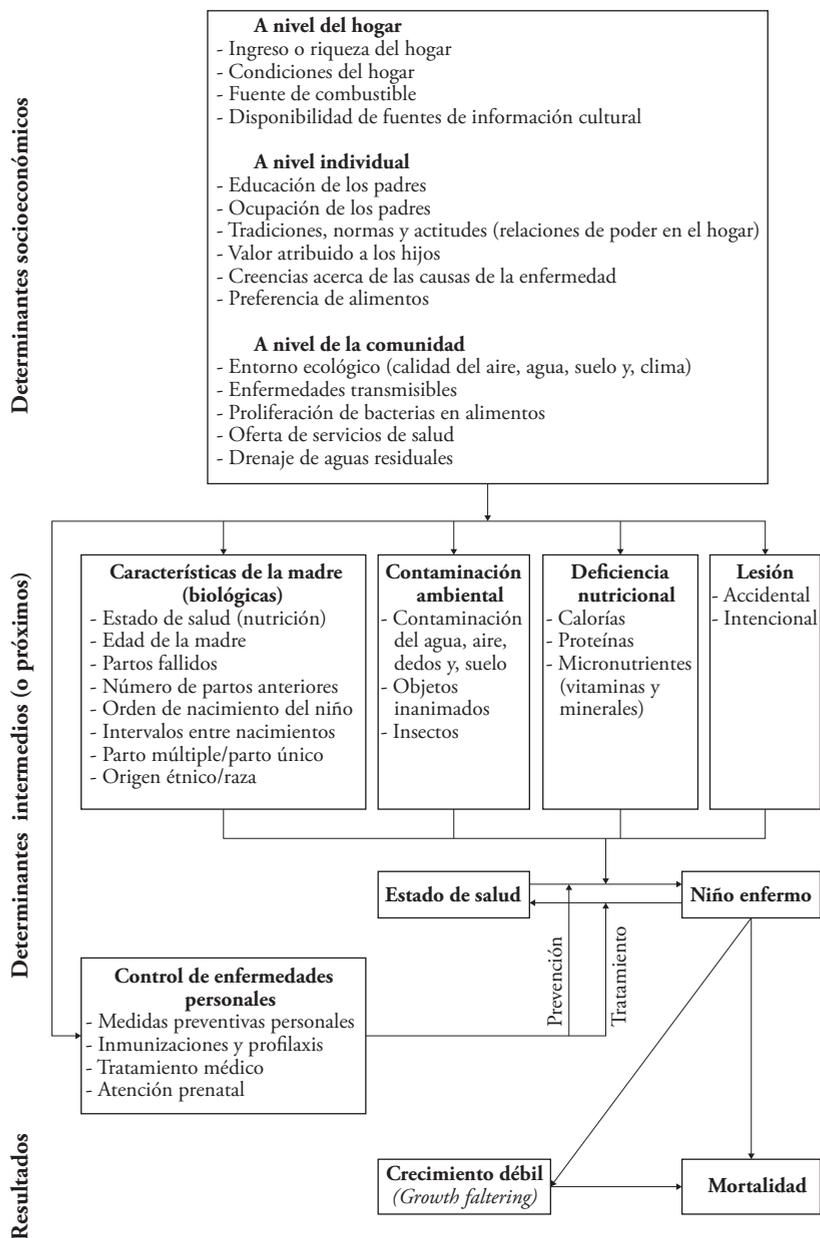
Mosley y Chen (1984) elaboraron un esquema analítico para el estudio de la supervivencia infantil en los países en desarrollo. El enfoque incorpora variables socioeconómicas y biológicas para explicar la subsistencia infantil, y se basa en la premisa de que todos los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil necesariamente operan a través de un conjunto común de mecanismos biológicos, o determinantes próximos, para ejercer un impacto en esta. Para los autores lo principal es identificar los determinantes próximos, o variables intermedias, que influyen directamente en este tipo de mortandad. Este modelo enfatiza las raíces sociales y médicas del problema siguiendo el enfoque estándar de la epidemiología, que comienza investigando un problema biológico en el huésped y, luego, busca sus determinantes sociales para desarrollar medidas de control racional.

Mosley y Chen (1984) agrupan en 5 categorías los determinantes intermedios (o próximos): i) factores de maternidad: edad de la madre, paridad, intervalo intergenésico; ii) contaminación ambiental: aire, comida, agua, suelo, y vector de insectos; iii) deficiencias nutricionales: calorías, proteínas, micronutrientes (vitaminas y minerales); iv) lesión: accidental, intencional; v) control de enfermedad personal: medidas de prevención personal, tratamiento médico (Figura 2).

Los determinantes socioeconómicos (variables independientes) actúan a través de los determinantes próximos para influir en el nivel de debilitamiento del crecimiento y mortalidad (Mosley & Chen, 1984). Estos fueron agrupados en tres grandes categorías, a saber: i) variables a nivel individual: productividad de los miembros de hogar (padre, madre, e hijos); las tradiciones, normas y actitudes, vinculadas con relaciones de poder dentro del hogar, valor atribuido a los hijos, creencias sobre la causa de la enfermedad, y la preferencia de alimentos, ii) variables a nivel de hogar: ingreso, riqueza, ocupación laboral, y calidad de la vivienda, y iii) variables a nivel comunitario: entorno ecológico, política económica, sistema de salud.

Entre los determinantes socioeconómicos, la educación de la madre, como una medida de capital humano (Bicego & Ties Boerma, 1993; Breierova & Dufflo, 2004; Strauss & Thomas, 1995), es el predictor más importante de la mortalidad y salud infantil (Caldwell & Caldwell, 1983), incluso más importante que la educación del padre, la disponibilidad de servicios de salud y el estatus socioeconómico (Frost, Forste, & Haas, 2005). Más específicamente, la educación de la madre contribuye a la mejora de los resultados de salud infantil a través del estatus socioeconómico, conocimiento de la salud, actitudes sobre la atención de salud moderna, autonomía femenina y comportamiento reproductivo (Desai & Alva, 1998; Frost *et al.*, 2005). Además, existen hallazgos que revelan que cuanto mayor es el nivel educativo de la madre (Kaberuka, Mugarura, Tindyebwa, & Bishop, 2017) y el estatus socioeconómico del hogar, más baja es la mortalidad infantil (Biradar, Patel, & Prasad, 2019; Iram & Butt, 2008; Kanté *et al.*, 2016; Yu *et al.*, 2018).

Figura 2
Esquema conceptual de determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad infantil



Fuente: adaptación de Mosley y Chen (1984)

En lo referente a la edad de la mujer, los estudios sugieren que existiría una relación entre la tasa de mortalidad y los extremos de la fecundidad: los niños de madres menores a 15 y mayores a 35 años tendrían un mayor riesgo de muerte (Finlay, Özaltın, & Canning, 2011; Kato *et al.*, 2017; Ribeiro, Pimenta, Lopes, Dalmas, & Giroto, 2014). En ese sentido, las causas de este fenómeno en el primer grupo de mujeres se deberían a la falta de pareja estable, falta de un trabajo remunerado, inicio tardío de la atención prenatal de embarazo y menos visitas prenatales. En el segundo grupo, este riesgo está conectado con una mayor incidencia de hipertensión durante el embarazo y de parto quirúrgico, así como anomalías congénitas en el grupo de madres de avanzada edad.

En cuanto a la relación entre la tasa de mortalidad de menores de cinco años y el orden de nacimiento, en varios estudios, se destacó que los primeros y últimos tendrían mayor probabilidad de morir; es decir, la asociación tomaría la forma de una U. En algunos análisis se reportó una mayor probabilidad de morir en los primeros meses únicamente, es decir, en forma de L (Biradar *et al.*, 2019; Kaberuka *et al.*, 2017; Mondal, Hossain, & Ali, 2017) y, en otros, en forma de J (Mishra, Ram, Singh, & Yadav, 2017).

En el Perú, se han realizado grandes esfuerzos para construir bases de datos para la medición de la supervivencia de niños; sin embargo, aún faltan información a nivel nacional para realizar investigaciones sobre el estado de supervivencia y los determinantes inmediatos de la mortalidad de los niños menores de cinco años. En este sentido, este artículo tiene como objetivo principal identificar el estado de subsistencia, y los determinantes socioeconómicos y próximos de los niños menores de cinco años empleando los microdatos de la Encuesta Demográfica y Salud Familiar (ENDES).

2. Materiales y métodos

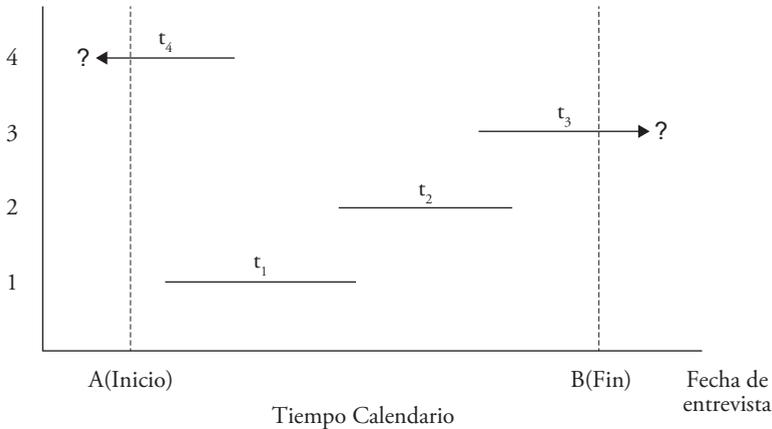
Las metodologías para las estimaciones de la probabilidad de supervivencia de niños se pueden dividir en dos grandes grupos: los modelos no lineales de probabilidad (*logit* y *probit*), y los modelos de duración (paramétrica y no paramétrica). El primer grupo estima solamente la probabilidad de que ocurra un evento en un solo periodo de tiempo; entonces, se analiza si el niño murió o sobrevivió un determinado periodo fijo (Dammert, 2003). En tal sentido, este tipo de modelos no es apropiado cuando la pregunta de investigación involucra el tiempo transcurrido hasta que se produce el evento, así como en la estimación del periodo de tiempo de supervivencia promedio y la probabilidad de sobrevivir más allá de un intervalo de tiempo predefinido (tasa de supervivencia de 5 años). A diferencia del primer grupo de modelos, los de duración no solo estiman la probabilidad de fallecimiento

de un niño, sino también el periodo de tiempo que transcurre hasta el evento de muerte (Beltrán & Grippa, 2006; Dammert, 2003; Kaplan & Meier, 1958).

Los modelos de duración (modelos de supervivencia) tratan de explicar los determinantes de la permanencia temporal de una determinada situación antes de cambiar a otro estado. En el caso de niños menores de 5 años, estos modelos estiman la probabilidad de supervivencia para cada periodo menor a 5 años en función de determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad. Una característica común de este tipo de datos es que contienen información de censura, la cual surge cuando se sabe que la duración de vida de un individuo solo ocurre en un periodo de tiempo (Kaplan & Meier, 1958). La censura a la derecha de B (Figura 3) ocurre, debido a que todo lo que se sabe es que el individuo todavía está vivo en un momento dado, mientras que la censura por la izquierda de A (Figura 3) acontece cuando todo lo que se conoce es que el individuo ha experimentado el evento de interés antes del inicio del estudio (Dammert, 2003; Dietz, Gail, Krickelberg, Samet, & Tsiatis, 2003).

En el caso de la muestra de niños, existen algunos que han nacido y muerto en el periodo de estudio, por lo que se tiene información completa sobre el evento a analizar t_1 y t_2 (Figura 3). Para los niños que nacieron dentro del periodo de estudio y sobreviven ($d=0$), el intervalo de tiempo es incompleto y aporta una información parcial sobre el tiempo de supervivencia, pero es también empleado para estimar las probabilidades de esta; estas observaciones reciben el nombre observaciones censuradas por la derecha (t_3). En cambio, para los niños que nacieron antes del periodo de estudio, no se tiene información durante los primeros meses de vida, por lo cual son consideradas como observaciones censuradas a la izquierda (t_4).

Figura 3
Datos censurados



- A : inicio del periodo de estudio
- B : fin del periodo de estudio
- t_1 y t_2 : completaron la transición
- t_3 : periodo censurado por la derecha
- t_4 : periodo censurado por la izquierda

Fuente: Dammert (2003)

Estimación No Paramétrica Kaplan-Meier

Para el modelo Kaplan-Meier (Córdova *et al.*, 2018; Kaplan & Meier, 1958), denotemos como h_j al número de muertes con duración t_j , donde $j = 1, \dots, K$ meses y como m_j el número de observaciones censuradas a la derecha entre t_j y t_{j+1} . Se define a n_j como el número de eventos completos o no truncados antes de una duración t_j :

$$n_j = \sum_{i>j}^k (m_i + h_i) \quad (1)$$

La tasa de riesgo $b(t_j)$ es la probabilidad de completar un evento en la duración t_j , lo que condiciona a que el evento llegue hasta la duración t_j , y se le puede definir:

$$\hat{b}(t_j) = h_j / n_j \quad (2)$$

Es decir, esto es el número de eventos terminados en t_j dividido entre los eventos no terminados en t_j . Por consiguiente, existe la probabilidad condicional de sobrevivir en el intervalo i -ésimo, dado que ha sobrevivido

hasta el periodo anterior como $p_i = [1 - \hat{b}_i]$. A partir de ello, se obtiene el estimador Kaplan-Meier:

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j \frac{(n_i - h_i)}{n_i} = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{b}_i) \quad (3)$$

Estimación paramétrica

Un elemento esencial, en el análisis de supervivencia, es la función de riesgo (Dietz *et al.*, 2003). Si T denota el tiempo hasta la muerte, la función de riesgo o tasa de fallo instantáneo está definida por:

$$b(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow \infty} \frac{[t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t]}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (4)$$

Esto ocurre si T es una variable aleatoria continua no negativa que denota el tiempo hasta la muerte. La distribución de $T \geq 0$ puede ser caracterizada por su función de densidad de probabilidad $f(t)$ y función de distribución acumulada $F(t)$; por lo tanto, la función de supervivencia, es decir, la probabilidad de que un niño pueda sobrevivir más allá del tiempo t , es la siguiente:

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T > t) \quad (5)$$

Donde $F(t) = P(T \leq t)$ es la función de falla; así, la función de supervivencia $S(t)$ indica la probabilidad de que el evento de interés aún no haya ocurrido en el periodo t . Por otro lado, la tasa de riesgo se define como (Dietz *et al.*, 2003):

$$b(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{-d \ln(S(t))}{dt} \quad (6)$$

La función de riesgo brinda información relevante sobre la dependencia de la duración con respecto al tiempo: si $\partial b(t)/\partial t > 0$ para algún $t = t^*$, la probabilidad de salir del estado inicial se incrementa conforme el tiempo pasa. Si $\partial b(t)/\partial t < 0$; entonces, existe la misma probabilidad de salir del estado inicial independientemente del tiempo. A este tipo de comportamiento se le conoce como un proceso sin memoria. Si $\partial b(t)/\partial t = 0$ es un proceso sin memoria, existe la misma probabilidad de salir del estado inicial independientemente del tiempo que se lleve en él. Existe una relación de uno a uno entre una especificación para la tasa de riesgo y la función de supervivencia. La función de riesgo o fallo acumulada $H(t)$ es definido por:

$$H(t) = \int_0^t b(u) du = -\ln(S(t)) \geq 0 \quad (7)$$

Así, para funciones de vida continua:

$$S(t) = e^{[-H(t)]} = e^{\left[-\int_0^t b(u)du\right]} \quad (8)$$

Hay muchas formas generales para la tasa de riesgo; la única restricción es que $b(t)$ sea no negativa.

Modelo de proporcional de Cox

Este modelo es semi paramétrico, ya que la forma paramétrica solo se asume para el efecto de las covariables (X). Sea $b(t|X)$ la tasa de riesgo en el periodo t para un individuo con un vector de riesgo X , el modelo básico debido a Cox(1972) es como sigue:

$$b_i(t|X) = b_0(t)e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i} \quad (9)$$

Donde $b_i(t)$ es la tasa de riesgo en el periodo t del i -ésimo niño; $b_0(t)$ es la tasa de riesgo de la línea de base arbitrario en el periodo t y representa la probabilidad de que el niño muera antes de cualquier exposición a X (Fotso, Cleland, Mberu, Mutua, & Elungata, 2013); es decir, recoge la heterogeneidad individual no contenida en las variables explicativas; $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ es un vector de parámetros y $e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i}$ es una función exponencial, que representa el riesgo relativo o factor de proporcionalidad. Así, el riesgo aumenta o disminuye proporcionalmente asociado a un vector de características individuales X . El modelo de riesgo proporcional de Cox se estima sin imponer restricción a la función de riesgo base; los parámetros desconocidos a estimar son los parámetros β y la tasa de riesgo de la línea de base $b_0(t)$.

La medida del efecto de covariables dadas en el tiempo de supervivencia está dada por la relación de riesgo (HR). Si consideramos una variable con dos categorías, digamos $X=1$ y $X=0$, entonces, la relación de riesgo para los dos grupos se define como:

$$HR = \frac{b_i(t|X=1)}{b_0(t|X=0)} = e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i} \quad (10)$$

Si $HR = 1$, esto implica que los individuos en las dos categorías tienen el mismo riesgo de obtener el evento, cuando $HR > 1$ implica que los individuos en la primera categoría ($X = 1$) tienen un alto riesgo de obtener el evento, y si $HR < 1$, los individuos en la segunda categoría ($X = 0$) tienen un alto riesgo de obtener el evento. Debido a que $e^{\beta_i X_i}$ es constante en el tiempo, la función de riesgo, para el individuo i , $b_i(t)$, es paralela a la función de riesgo de la línea base $b_0(t)$. Por lo tanto, la función de

supervivencia del niño i es una constante exponencial de la función de supervivencia basal, es decir:

$$S_i(t, X, \beta) = [S_0(t)]e^{X_i\beta} \quad (11)$$

Para la función de riesgo proporcional, los parámetros β pueden ser interpretados como desplazamientos en el tiempo de la función de riesgo. El resultado puede interpretarse como factores que afectan el riesgo, en relación con el riesgo de referencia o función esencial de la vida, $S_0(t)$.

$$S_0(t) = e^{\left[-\int_0^t b_0(t)dt\right]} = [H_0(t)] \quad (12)$$

Donde $H_0(t)$ es la función de riesgo acumulada de la línea base.

Datos

Para analizar la supervivencia de los niños menores a 5 años, se emplean los datos de ENDES, que se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1
Muestra de niños

Años	Muestra de niños
2015	15,940
2016	14,251
2017	14,072
2018	15,426
Total	59,689

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (2015, 2016, 2017 y 2018)

La descripción de variables empleadas en la estimación de los modelos de duración Kaplan-Meier y regresión de riesgo proporcional de Cox se muestra en la Tabla 2, y la estadística descriptiva correspondiente a las variables se presenta en el Anexo 3.

Tabla 2
Descripción de variables

Notación	Nombre	Tipo de variable	Valores
b7	Edad del niño a la muerte (tiempo de supervivencia)	Cuantitativa	De 0 a 59 meses
b5	Niño está vivo	Dicotómica	1: vivo; 0: muerto
b3	Fecha de nacimiento en Código de Siglo de Mes (CMC)	Continua	1101,...,1428
v008	Fecha de entrevista en código de siglo de Mes (CMC)	Continua	1160,...,1428
v008-b3	Tiempo de supervivencia para los niños vivos en meses	Continua	0,...,59 meses
v133	Educación de la madre en años	Continua	0,...,18 años
v190	Índice de riqueza del hogar	Catagórica ordenada	1: muy pobre 2: pobre 3: medio 4: rico 5: muy rico
v025	Tipo de lugar de residencia	Dicotómica	1: urbano 0: rural
v013	Edad de la mujer en grupos quinquenales	Catagórica ordenada	1: (de 15-19 años) 2: (de 20-24 años) 3: (de 25-29 años) 4: (de 30-34 años) 5: (de 35-39 años) 6: (de 40-44 años) 7: (de 45-49 años)
Bord	Orden de nacimiento	Catagórica ordenada	1: primer nacimiento 2: segundo nacimiento 3: tercer nacimiento 4: cuarto y mayores
b0	Parto múltiple	Dicotómica	1: único; 0: múltiple
v481	Cobertura de seguro de salud de la madre (CSS_Madre)	Dicotómica	1: ni; 0: no
b11	Intervalo de nacimiento anterior	Continua	0,...,300 meses
b4	Sexo del niño	Dicotómica	1: hombre 0: mujer

v113	Fuente de agua potable	Dicotómica	1: agua entubada 0: agua pozo
v116	Tipo de instalación sanitaria	Catagórica ordenada	1: inodoro 2: pozo y baño tradicional 3: sin baño
Edad_15-19	Madres que pertenecen al grupo de 15 a 19 años	Dicotómica	1: si es de grupo de 15-19 años 0: en otro caso
Edad_20-24	Madres que pertenecen al grupo de 20 a 24 años	Dicotómica	1: si es de grupo de 20-24 años 0: en otro caso
ISE_Pobre	Hogar que pertenece al estatus económico pobre	Dicotómica	1: si es pobre 0: en otro caso
ISE_Medio	Hogar que pertenece al estatus económico medio	Dicotómica	1: si es estatus medio 0: en otro caso
ISE_Rico	Hogar que pertenece al estatus económico rico	Dicotómica	1: si es rico 0: en otro caso
ISE_Muy rico	Hogar que pertenece al estatus económico muy rico	Dicotómica	1: si es muy rico 0: en otro caso
Sexo_mujer	Sexo del niño	Dicotómica	1: si es mujer 0: si es hombre
b111	Intervalo de nacimiento anterior en años	Catagórica ordenada	1: menor a 1 año 2: menor a 2 años 3: mayor a 2 años
Intervalo≤2años	Intervalo de nacimiento anterior ≤ 2 años	Dicotómica	1: si es menor a 2 años 0: en otro caso
Intervalo>2años	Intervalo de nacimiento anterior > 2 años	Dicotómica	1: si es mayor a 2 años 0: en otro caso
Orden_Nacimiento>3	Orden de nacimiento > 3 nacimientos	Dicotómica	1: si es mayor a 3 0: en otro caso
Agua_pozo	Fuente de agua es pozo	Dicotómica	1: si la fuente es pozo 0: en otro caso
Area_Rural	Área geográfico rural	Dicotómica	1: si es rural 0: en otro caso

Pozo/baño_tradicional	Hogares con instalación sanitaria de pozo o baño tradicional	Dicotómica	1: si pozo o baño tradicional 0: en otro caso
Sin_baño	Hogares sin instalación sanitaria (sin baño)	Dicotómica	1: si no tiene baño 0: en otro caso
Sregión	Región natural	Categoría ordenada	1: Lima Metropolitana 2: resto costa 3: sierra 4: selva

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (2015, 2016, 2017 y 2018)

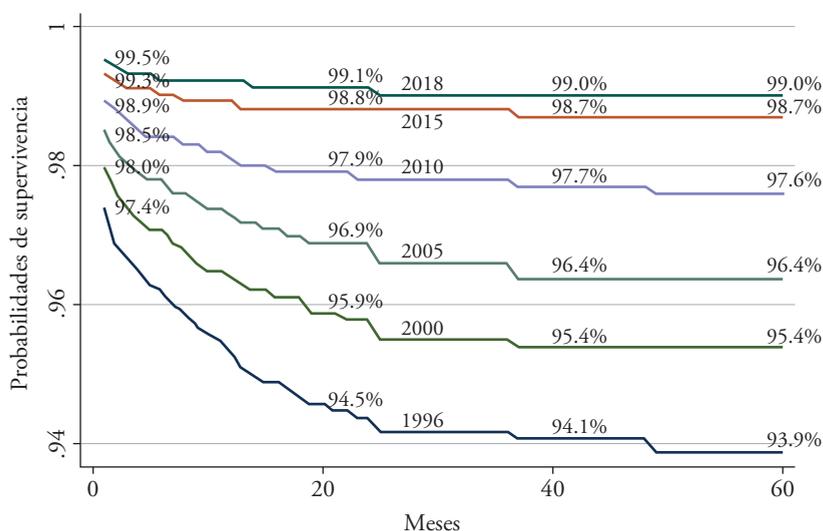
3. Resultados

En esta sección, se indican los resultados de los determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad de niños menores de cinco años según la metodología planteada.

Resultados de la función de supervivencia Kaplan-Meier por años

La tasa de supervivencia de los niños menores de cinco años creció entre los años de 1996 y 2018. Esta tasa, al cumplir el primer mes de nacimiento del niño, se incrementó de 97.4% (1996) a 99.5% (2018), mientras que, a los 59 meses, se incrementó de 93.9% (1996) a 99% (2018) (Figura 4). Según la Organización Panamericana de la Salud (OPS), la reducción de la mortalidad de menores de cinco años es producto de la interacción compleja de factores de diversa índole, por lo que podría ser vista como una consecuencia de la mejora de las condiciones macroeconómicas y sociales, como el desarrollo económico y la ganancia en nutrición (2014). Alternativamente, podría ser un efecto de la intervención del Estado, que incluye salud pública eficiente y mejor tecnología médica, es decir, control de enfermedades transmisibles, asistencia calificada al nacer, entrega de agua limpia, mejora en los sistemas de saneamiento, campañas de vacunación, médicamente avanzado productos, etc. Ambos enfoques tendrían evidencia empírica (Chilupula, 2020; Rosenberg, 2018).

Figura 4
Curvas de probabilidad de supervivencia



Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (1995, 2000, 2005, 210, 2015, y 2018)

En las dos últimas décadas en el Perú, se implementó un conjunto de programas que contribuyeron a la disminución de la mortalidad de los niños menores a cinco años que, a continuación, se describirá brevemente. En la década de 1990 y principios de la década de 2000, las iniciativas gubernamentales e internacionales que estuvieron dirigidas a aliviar la inseguridad alimentaria y reducir la fertilidad en el Perú (Vaso de Leche, Comedores Populares, Desayunos Escolares, Programa Nacional de Planificación Familiar y Reprosalud) habrían contribuido con la disminución de la tasa de fertilidad, pero no en el descenso de la desnutrición infantil (Huicho *et al.*, 2016). Por consiguiente, en 1998, se lanzó un programa de seguro de salud centrado en madres y niños menores de cinco años, que se convirtió en el Sistema Integral de Seguro de Salud (SIS) en 2002. Este tiene como objetivo aumentar la prestación de servicios de salud en todos los niveles eliminando las tarifas de los usuarios para las personas pobres, en particular las mujeres y los niños menores de cinco años. Es a partir del 2005 que la disminución en la mortalidad infantil habría sido favorecida por la adopción constante de programas de intervención basados en evidencias sólidas para mejorar la salud reproductiva, materno-neonatal e infantil mediante sustanciales aumentos en la cobertura de intervenciones como la atención prenatal, del parto y la introducción de vacunas (Huicho *et al.*, 2016). De esta manera, los programas Juntos y Crecer, que enfatizan los objetivos de

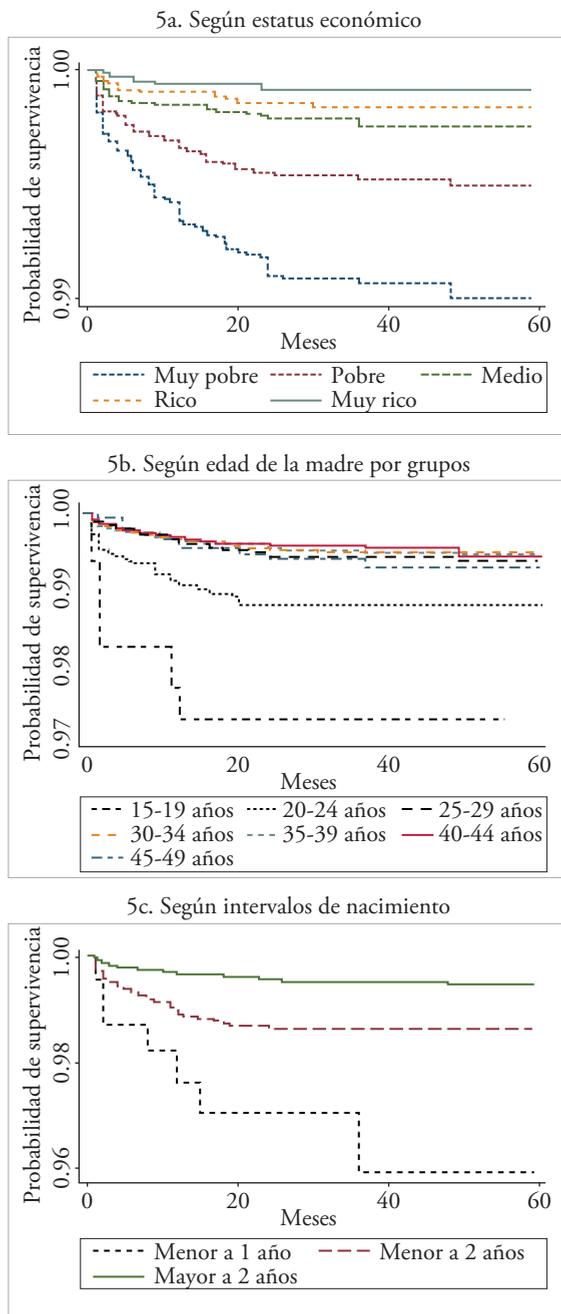
salud reproductiva, materna, neonatal e infantil, habrían representado un cambio drástico de una generación anterior de programas de ayuda alimentaria (Huicho *et al.*, 2016).

En el año 2007, se aprueba la estrategia nacional denominada «Crecer» que permite la intervención articulada de entidades del Gobierno nacional, regional y local vinculadas con la lucha contra la desnutrición crónica infantil. Asimismo, el propósito de este programa fue cerrar la brecha urbano-rural de familias pobres localizadas en regiones rurales andinas y amazónicas, y combinar programas en las áreas de salud, educación, transferencia de efectivo, agua y saneamiento, vivienda y agricultura (Huicho *et al.*, 2016). En 2011, se creó el Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social (Midis) con el objetivo de mejorar la calidad de vida de la población en situación de pobreza y vulnerabilidad de manera más efectiva y articulada. Por su parte, el proyecto Programa de Apoyo a la Reforma del Sector de la Salud (Parsalud) inició en 1999, con el objetivo de mejorar la salud materna e infantil, y reducir la mortalidad y morbilidad entre los pobres. Sin embargo, recién después del 2002, el programa se enfocó con mayor énfasis en la mortalidad y morbilidad materna e infantil. El componente de capacitación del programa habría tenido un efecto positivo en el número de partos, número de cesáreas, número y proporción de partos con oxitocina, y número de partos con complicaciones obstétricas (Rubio, Díaz, & Jaramillo, 2009).

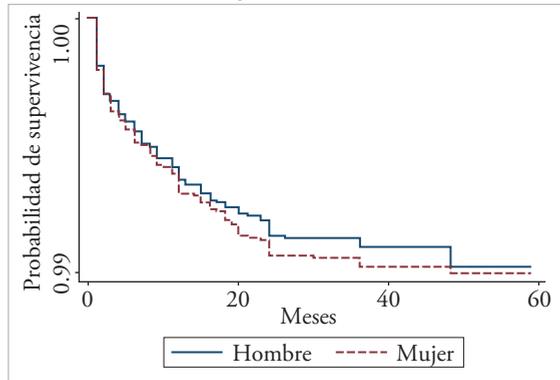
Resultados de la función de supervivencia Kaplan-Meier por características seleccionadas

Mediante el método no paramétrico Kaplan-Meier y empleando datos de la encuesta ENDES del periodo 2015-2018, se calcularon las probabilidades de supervivencia (o función de supervivencia) para los niños menores de cinco años (Figura 5): cuanto menor es el estatus económico del hogar, menor es la probabilidad de subsistencia de los niños menores de cinco años en todo el periodo 0 a 59 meses; los del estatus económico pobre y muy pobre tienen probabilidades de perduración muy inferiores (Figura 5, panel 5a).

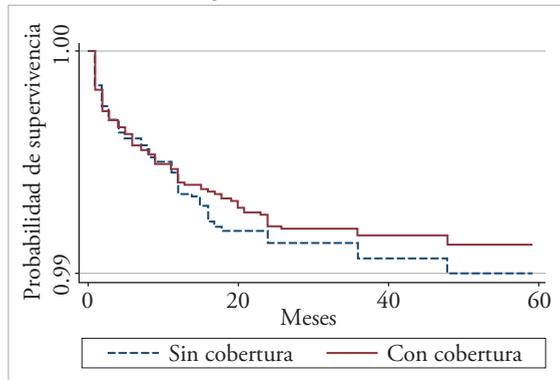
Figura 5
Resultados de la estimación no paramétrica Kaplan-Meier



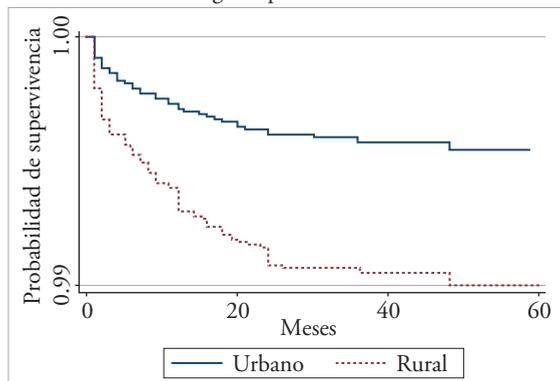
5d. Según sexo del niño



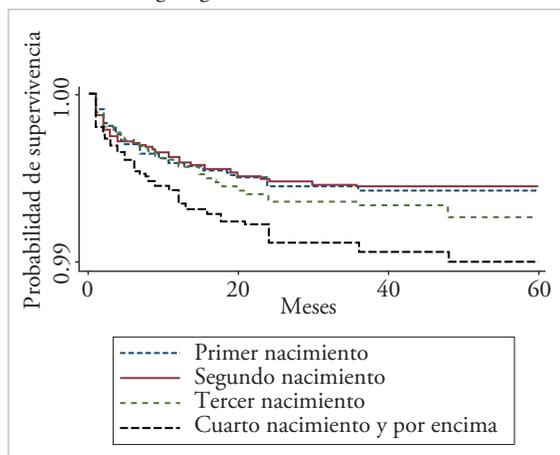
5e. Según cobertura de salud



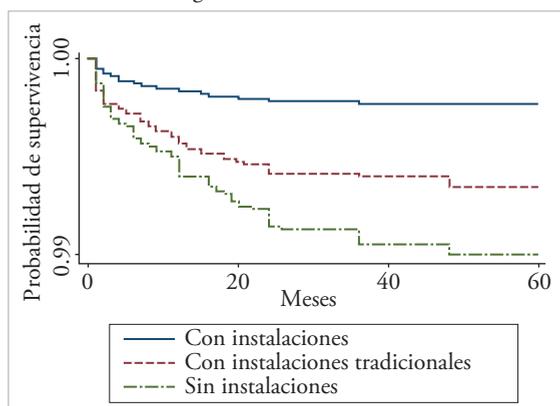
5f. Según tipo de residencia



5g. Según orden de nacimiento



5h. Según instalaciones sanitarias



Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (2015, 2016, 2017 y 2018)

Según el área geográfica, los niños del medio urbano tendrían mayor probabilidad de supervivencia (Figura 5, panel 5f). Según la edad de la madre, las curvas de probabilidades de subsistencia de niños de madres de 15-19 años y de 20-24 años son mucho menores con respecto a las que están por encima de 24 años. En cambio, en los distintos grupos de madres que tienen más de 24 años, estas curvas de supervivencia de los niños son mayores y similares a lo largo del periodo de estudio (Figura 5, panel 5b). Asimismo, según los intervalos de nacimiento, los resultados muestran que cuanto mayor es la brecha entre los nacimientos, mayor es la probabilidad de supervivencia en todo el periodo de estudio de 0 a 59 meses; es decir, los que nacen en un intervalo menor a un año y dos

años tienen menores probabilidades subsistencia con respecto a los que nacen en un intervalo mayor a dos años (Figura 5, panel 5c). Además, esta probabilidad para los niños cuyas madres tienen seguro de salud con respecto a las madres sin seguro no es marcadamente diferente durante todo el periodo de estudio (Figura 5, panel 5e). Los niños menores de cinco años, que nacen en los órdenes mayores a 3, muestran menores probabilidades de supervivencia (Figura 5, panel 5g). Finalmente, los niños de familias con instalaciones sanitarias tendrían mayores posibilidades de sobrevivir (Figura 5, panel 5h).

Estimación de parámetros del modelo de riesgo proporcional de Cox

El modelo de riesgo proporcional de Cox se utilizó para encontrar el rol de los determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad de menores de cinco años. En lo referente a determinantes socioeconómicos, se estableció que los años de educación de la madre, el estatus económico del hogar y la cobertura de servicio de salud de la madre resultaron estadísticamente significativos para explicar la mortalidad infantil. Entre los determinantes próximos, resultaron reveladoras las variables vinculadas a características biológicas de la madre como son su edad, el orden de nacimiento de los hijos, los intervalos entre nacimientos y el tipo de instalación sanitaria en la vivienda (Tabla 3 y 4).

En lo relacionado con el estrato socioeconómico, los resultados exponen que cuanto mayor es el estrato socioeconómico del hogar, menor es el riesgo de muerte de los niños menores de cinco años. Por ejemplo, para un niño de condición socioeconómica pobre, este riesgo se reduce en 32.4% (HR=0.676) con respecto a otro niño de otro estrato social, mientras que, para un niño de estrato social muy rico, el riesgo de muerte se reduce en un 81.1% (HR=0.189) con respecto a un niño de otro estrato social (Tabla 3, Modelo 1). Similar resultado fue identificado para niños de condición socioeconómica muy pobre en Nigeria (Biradar *et al.*, 2019) y en Bolivia (Córdova *et al.*, 2018).

Con respecto a los años de educación de la madre, por cada año adicional de esta, el riesgo de muerte disminuye en un 5% (HR=0.949). Asimismo, los niños de madres que cuentan con una cobertura de servicio de salud tienen una probabilidad de muerte de 26.2% (HR=0.738) menor con respecto a otro niño cuya madre no tiene esta prestación (Tabla 3, modelo 1). Al realizar la interacción entre los años de educación de la madre y la cobertura de servicio de salud, el resultado obtenido es importante (Tabla 3, modelo 2). Se delimitó que, por cada año adicional en la educación de la madre que tiene cobertura de servicio de salud, el riesgo de muerte de

los niños disminuye en un 3% (HR=0.969) con respecto a las madres sin esta (Tabla 3, modelo 2).

En lo concerniente a la interacción entre los años de educación de la madre y el estrato socioeconómico del hogar, los resultados encontrados son estadísticamente relevantes (Tabla 4, modelo 3). Estos predicen que cuanto mayor son los años de educación de la madre y cuanto mayor es el estrato socioeconómico del hogar, menor es el riesgo de muerte de los niños menores de cinco años.

En cuanto a la interacción entre el estrato socioeconómico del hogar y la cobertura de servicio de salud de la madre (Tabla 4, modelo 4), los resultados descubiertos pronostican que cuanto mayor es el estrato socioeconómico del hogar para las madres con cobertura de servicio de salud, menor es el riesgo de muerte de los niños menores de cinco años. Particularmente, resultó reveladora la interacción en los estratos socioeconómicos rico y muy rico. En el modelo 1 sin interacciones (Tabla 3), respecto a la cobertura de servicio de salud de la madre, el modelo vaticina que los hijos tendrían una probabilidad de 26% menos de morir con respecto a hijos de madres sin cobertura de este servicio.

Finalmente, se estimó el efecto interactivo de los años de educación de la madre, cobertura de servicios de salud de la madre y el estrato socioeconómico del hogar sobre mortalidad de los niños menores de 5 años: cuanto mayores son los años de educación de la madre y cuanto mayor es el nivel socioeconómico del hogar de las madres con cobertura de servicio de salud, menor es el riesgo de muerte de los niños menores de 5 años.

En lo referente al tipo de instalación sanitaria de la vivienda, los resultados hallados son significativos al 1% los niños. Los niños que viven en hogares sin instalaciones sanitarias tienen una probabilidad de morir casi del doble con respecto a un niño que tiene vivienda con instalaciones sanitarias adecuadas en todos los modelos (Tabla 3 y 4).

Tabla 3
Determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad de niños menores

Variables	Modelo 1			Modelo 2		
	HR	Coficiente (HR-1)	p-valor	HR	p-valor	
Determinantes socioeconómicos	Años de educación de la madre	0.949***	-0.0521***	0.002		
	Estatus socioeconómico de la familia (ISE)					
	ISE_Pobre	0.676**	-0.391**	0.019	0.647***	0.008
	ISE_Medio	0.393***	-0.933***	0.000	0.363***	0.000
	ISE_Rico	0.303***	-1.193***	0.000	0.268***	0.000
	ISE_Muy rico	0.189***	-1.665***	0.001	0.160***	0.000
	Área de residencia					
	Área_Rural	0.793	-0.231	0.104	0.809	0.134
	Cobertura de servicio de salud de la madre					
	CSSALUD-Madre	0.738**	-0.303**	0.045		
(Años de educación de la madre)x(CCSALUD-madre)				0.969***	0.017	
Características biológicas de la madre y del niño						
Determinantes intermedios (o próximos)	Edad de la madre					
	Edad_15-19	3.444***	1.236***	0.000	3.607***	0.000
	Edad_20-24	1.843***	0.612***	0.000	1.859***	0.000
	Intervalo de nacimiento anterior					
	Intervalo≤2años	0.388**	-0.944**	0.016	0.385***	0.015
	Intervalo>2años	0.179***	-1.715***	0.000	0.178***	0.000
	Orden de nacimiento					
	Orden_Nacimiento>3	1.306**	0.267**	0.043		
	Sexo del niño					
	Sexo_mujer	1.083	0.0801	0.478	1.083	0.481
Factores ambientales						
Fuente de agua potable						
Agua_pozo	0.943	-0.0586	0.644	0.949	0.681	
Tipo de instalación sanitaria						
Pozo/baño_tradicional	1.328*	0.284*	0.09	1.339*	0.08	
Sin_baño	1.689***	0.524***	0.009	1.725***	0.006	
Número de observaciones	58914			58914		
Wald-Chi ² (15)	226			238		
Prob > chi ²	0.000			0.000		
Log likelihood	-3266			-3269		

Nota. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 (p es la probabilidad)

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (2015, 2016, 2017 y 2018)

Con respecto a la edad de la madre, los resultados conseguidos son estadísticamente significativos al 1% y el modelo predice que los hijos de madres adolescentes entre 15 y 19 años tienen una probabilidad tres veces mayor de fallecer con respecto a mujeres por encima de 24 años. Este resultado se mantiene en todos los modelos estimados (Tablas 3 y 4).

Tabla 4
Determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad de niños menores con interacciones de determinantes socioeconómicos

Variables	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	HR	p-valor	HR	p-valor	HR	p-valor
Años de educación de la madre			0.936***	0.000		
Cobertura de servicio de salud de la madre	0.743*	0.051				
(Años de educación de la madre) x(ISE-Pobre)	0.962***	-0.012				
(Años de educación de la madre) x(ISE-Medio)	0.912***	0.000				
(Años de educación de la madre) x(ISE-Rico)	0.901***	0.000				
(Años de educación de la madre) x(ISE-Muy Rico)	0.871***	0.000				
(CSSALUD-madre)x (ISE-Pobre)			0.878	0.361		
(CSSALUD-madre)x (ISE-Medio)			0.719	0.134		
(CSSALUD-madre)x (ISE-Rico)			0.383***	0.01		
(CSSALUD-madre)x (ISE-Muy Rico)			0.407*	0.061		
(Años de educación de la madre)x(CSSALUD-madre)x (ISE-Pobre)					0.983	0.257
(Años de educación de la madre)x(CSSALUD-madre)x (ISE-Medio)					0.956**	0.026
(Años de educación de la madre)x(CSSALUD-madre)x (ISE-Rico)					0.911***	0.004
(Años de educación de la madre)x(CSSALUD-madre)x (ISE-Muy Rico)					0.911***	0.008

Características biológicas de la madre								
Determinantes intermedios (o próximos)	Edad de la madre							
	Edad_15-19	3.520***	0.000	3.704***	0.000	4.036***	0.000	
	Edad_20-24	1.807***	0.000	1.923***	0.000	1.942***	0.000	
	Intervalo de nacimiento anterior							
	Intervalo≤2años	0.382**	0.000	0.384**	0.015	0.387**	0.016	
	Intervalo>2años	0.176***	0.000	0.176***	0.000	0.178***	0.000	
	Orden de nacimiento							
	Orden_Nacimiento>3	1.379**	0.012	1.34**	0.028	1.510***	0.001	
	Factores ambientales							
	Tipo de instalación sanitaria							
Pozo/baño_tradicional	1.3362*	0.051	1.534***	0.004	1.761***	0.000		
Sin_baño	1.737***	0.003	1.962***	0.000	2.327	0.000		
Número de observaciones	58914		58,914		58914			
Wald -Chi ²	225.76		227.12		217.48			
Prob > chi ²	0.000		0.000		0.000			
Log likelihood	-3271.33		-3274.1		-3282			

Nota. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (2015, 2016, 2017 y 2018)

El orden de nacimiento de los niños es otro predictor estadísticamente importante de la mortalidad de los menores de cinco años. En todos los modelos estimados, la probabilidad de morir de niños que nacen después del tercer nacimiento es, aproximadamente, tres veces mayor con respecto a los que nacen en el primer, segundo y tercer orden.

En relación al tipo de instalación sanitaria (desagüe), el modelo pronostica que los niños que pertenecen a hogares sin instalaciones sanitarias tienen una probabilidad de morir casi del doble con respecto a los niños que viven en hogares con instalaciones sanitarias adecuadas. El resultado encontrado es aceptable al 1% de nivel de significancia en todos los modelos (Tabla 3 y 4).

4. Discusión de los resultados

La educación de la madre y el índice de activos del hogar son predictores significativos de la mortalidad infantil; estos resultados son consistentes con los hallazgos de Dammert (2003). Los años de educación de la madre resultan significativos inclusive al incluir los determinantes próximos en la estimación. En relación al nivel socioeconómico del hogar, los hijos de familias de estratos socioeconómicos más pobres tienen una mayor probabilidad de morir, tal como fue identificado en otros estudios (Biradar *et al.*, 2019; Iram & Butt, 2008; Kanté *et al.*, 2016; Yu *et al.*, 2018). El nivel de ingreso incluso podría influir en circunstancias del nacimiento del niño

mediante los factores biológicos como la edad de la madre o los intervalos de nacimiento. Sin embargo, una vez que nace el niño, prevalecerían más las características biológicas de la madre y del niño (Sullivan, Rutstein, & Bicego, 1994).

El efecto de la educación de la madre en la mortalidad de niños está bien documentado en un gran número de estudios para diferentes países (Ayele, Zewotir, & Mwambi, 2017; Bicego & Ties Boerma, 1993; Biradar *et al.*, 2019; Breierova & Duflo, 2004; Dammert, 2003; Desai & Alva, 1998; Frost *et al.*, 2005; Iram & Butt, 2008; Kaberuka *et al.*, 2017; Strauss & Thomas, 1995) como el pronosticador más importante de la mortalidad y salud infantil (Caldwell & Caldwell, 1983). Empleando datos para 117 países en el mundo, Rosenberg indica que las variables de control más potentes para explicar las tasas de mortalidad infantil son los niveles de ingresos y el nivel de educación de la mujer, seguido de la calidad de gobierno (2018).

Los años de educación de la madre, además, tienen efectos interactivos con el estrato socioeconómico y con la cobertura de servicio de salud para explicar el riesgo de mortalidad de los niños menores de cinco años, ya que la educación de la madre conduce a la adquisición de capacidades que influyen en la supervivencia de los niños. En estudios previos se encontró que las madres más educadas tenían más probabilidades de llevar a los hijos a instalaciones más modernas para recibir tratamiento. En cuanto a la salud, se concluyó que las madres con mayor educación eran más autónomas con respecto a las decisiones sobre la salud de los hijos (Caldwell & Caldwell, 1983; Desai & Alva, 1998; Kiross, Chojenta, Barker, Tiruye, & Loxton, 2019; Vikram, Desai, & Vanneman, 2010).

Esto se debe a que las mujeres más educadas no solo tienen mayor conocimiento y habilidades, sino también una posición privilegiada en la sociedad en comparación con las menos educadas, lo que les permite obtener una mejor atención médica de parte de los proveedores del servicio de salud; es decir, tienen mayor capacidad para navegar por los sistemas burocráticos de salud. También, el lenguaje y el estilo de comunicación de mujeres con mayor educación y de mayor estrato socioeconómico genera que estas pueden entablar una comunicación respetuosa con los proveedores de los servicios de salud (Vikram *et al.*, 2010). Entonces, las mujeres con mayor educación también pertenecen a un estatus socioeconómico más alto y, por lo tanto, tienen mayor autonomía para tomar decisiones (Caldwell & Caldwell, 1983). Finalmente, los años de educación de la madre no solo interactúan con los determinantes socioeconómicos de la mortalidad de niños, sino también con variables relacionadas con los determinantes próximos tales como lo ambiental y biológico (Kiross *et al.*, 2019; Vikram *et al.*, 2010).

Con respecto a los intervalos entre nacimientos, los niños menores de cinco años, cuyo lapso es mayor a 2 años, tienen un riesgo relativo de morir que es de 82.1% (HR=0.179) menos con respecto a intervalos de nacimiento menores a un año ($p<0.001$). Otros estudios revelaron que los estos tipos de lapsos espaciados contribuyen a reducir los riesgos de mortalidad (Biradar *et al.*, 2019; Córdova *et al.*, 2018; Curtis, Diamond, & McDonald, 1993), mientras que los intervalos cortos menores a 2 años contribuyen a aumentar el riesgo del muerte (Biradar *et al.*, 2019; Tariku, 2019), lo cual también podría estar asociado a la educación de la madre (Vikram *et al.*, 2010).

En lo referente a factores de contaminación, se detectó que los niños que habitan en hogares sin instalaciones sanitarias, y aquellos que tienen el pozo o baño tradicional como instalación, tienen mayores probabilidades de morir en relación a los que las tienen en condiciones adecuadas, porque las instalaciones sanitarias precarias influyen en las infecciones respiratorias agudas y la diarrea que son los asesinos más importantes de los niños menores de cinco años. Desde la seminal contribución de Mosley & Chen (1984), la calidad del agua, del aire, los alimentos, la limpieza de los dedos, la tierra, los objetos inertes y los insectos vectores son las principales formas de transmitir enfermedades respiratorias. En ese sentido, resultados similares fueron encontrados por Bellido, Barcellos, Barbosa, y Bastos (2010) en Brasil; es decir, existe una relación directa entre saneamiento inadecuado (desagües por canaletas, fosas rudimentarias y disposición de la basura en terrenos baldíos o áreas públicas) y la mortalidad en menores de 5 años por enfermedades de transmisión hídrica. Por lo tanto, el saneamiento tendría un impacto más pronunciado en la mortalidad que el agua (Abou-ali, 2003).

Finalmente, Alsan & Goldin (2019) identifican evidencia sólida de que el agua pura y los sistemas efectivos de alcantarillado iniciados por servidores públicos e ingenieros con visión de futuro redujeron en un tercio la mortalidad de menores de cinco años en el periodo de 1980-1920 en Massachusetts durante 41 años. En los meses más cálidos, la tasa de mortalidad de niños menores de cinco años fue de 6.7 muertes por 1000 niños; en otoño-invierno, de 5.1 muertes por 1000 niños; asimismo, la mortalidad gastrointestinal fue de 4.4 muertes por 1000 niños en comparación con la mortalidad respiratoria exclusiva de tuberculosis (1.8 muertes por 1000 niños).

Las estadísticas de ENDES revelan que, en el periodo 2015-2018, el 53% de niños menores de cinco años fallecieron en el primer mes de vida. La mortalidad de los niños en los primeros meses de vida ocurre en madres de todas las edades, pero, en mayor proporción, el riesgo de mortandad es mayor en madres adolescentes. La literatura internacional y la evidencia

empírica señala que, en el caso de estas madres, la muerte de los recién nacidos podría deberse a la maternidad no deseada, nacimientos prematuros y al riesgo fisiológico potencial que se concentra en adolescentes más jóvenes (Neal, Channon, & Chintsanya, 2018). Así, entre los aspectos fisiológicos de estas madres que conducen a la mortalidad infantil, se menciona que estas tienen más probabilidad de tener hijos con bajo peso al nacer o prematuros, debido a insuficiencias nutricionales que se ocasionan por la competencia nutricional entre el feto y la madre (Neal *et al.*, 2018). El efecto de la edad de la madre sobre la mortalidad del niño al nacer debe ser interpretado como biológico, es decir, relacionado con la madurez reproductiva (Wolpin, 1997). Esta es la interpretación de casi todas las investigaciones sobre mortalidad infantil que incluyen la edad materna como determinante, principalmente en países de ingresos bajos y medios (Abir, Agho, Page, Milton, & Dibley, 2015; Mugo, Agho, Zwi, Damundu, & Dibley, 2018).

En esta dirección, Beltran & Grippa (2008) afirman que mortalidad neonatal en el Perú está relacionada a factores biológicos y a prácticas de cuidado para el binomio madre-hijo, tales como la lactancia durante el primer mes, el parto institucional y el seguro de salud (Beltran & Grippa, 2008). Asimismo, señalan que los determinantes socioeconómicos como la educación de la madre y el acceso a los servicios de salud son importantes en el periodo neonatal (Beltran & Grippa, 2008; Dammert, 2003). Principalmente, la educación de la madre es un factor esencial en el manejo de prácticas de cuidado del niño en el periodo neonatal y más aún en el periodo posnatal.

5. Conclusiones

Se puede concluir que la mortalidad de niños menores de cinco años en el Perú disminuyó de 78, de cada 1000 niños nacidos vivos (en 1992), a 19 de cada 1000 (en el 2018), lo que evidencia una reducción de 76%.

Además, la tasa de supervivencia de los niños menores de cinco años al final del primer mes de nacimiento mejoró de 97.4% (1996) a 99.5% (2018), mientras que, al final de los 59 meses desde el nacimiento, creció de 93.9% (1996) a 99% (2018). Sin embargo, la reducción de la mortalidad infantil, en los últimos años, se vuelve cada mes más lenta, y las diferencias en la tasa de supervivencia según características socioeconómicas y biológicas aún se mantienen.

Asimismo, durante el periodo de estudio (2015-2018), se determinó que del total de niños menores de cinco años que fallecieron, el 53% ocurre en el periodo neonatal, el 33% periodo en el periodo post-natal y el 14% en el periodo post-infantil.

En lo concerniente al enfoque teórico de los determinantes socioeconómicos y próximos para el estudio de la supervivencia infantil en países en desarrollo propuesto por Mosley y Chen (1984), se propone que este resulta apropiado para analizar la mortalidad de niños menores de cinco años en el Perú. Gracias a esta perspectiva, se estableció que los determinantes socioeconómicos asociados a los años de educación de la madre, el estatus socioeconómico y la cobertura de salud de la madre predicen significativamente la reducción de la mortalidad de los menores de cinco años.

En ese sentido, se señaló que la educación de la madre, vista como un indicador del capital humano que se traduce en habilidades y capacidades de esta para mejorar el estado de la salud del niño, tiene una incidencia sustancial en la subsistencia, ya que el estudio mostró que existen efectos de interacción entre los determinantes socioeconómicos (años de educación de la madre, estrato socioeconómico del hogar y la cobertura de servicio de salud) que influyen sobre la supervivencia de los niños.

En cuanto a los determinantes próximos, se precisó que los factores biológicos relacionados a las características de la madre (edad, intervalos entre nacimientos y orden nacimientos), y los factores ambientales (condiciones de instalaciones sanitarias) predicen significativamente sobre la mortalidad infantil.

6. Recomendación de política

La intervención de las políticas públicas en las dimensiones o indicadores del bienestar humano, como la educación, la salud y las condiciones de la vivienda, es crucial para mejorar el estado de salud de los niños. Por eso, la inversión en la educación de las mujeres debe ser un objetivo de las políticas públicas. En lo referente a las condiciones de la vivienda, la provisión del servicio de agua y desagüe con conexiones a red pública debe formar parte de la agenda del gobierno nacional, de los gobiernos regionales y locales, y debe ser prioritaria para el Estado, puesto que postergar esta obra, o realizarla mediante un enfoque gradual, significaría sacrificar el bienestar futuro de los niños actuales.

Debido a que el mayor porcentaje de muertes de niños menores de cinco años ocurre en los primeros meses de vida, se recomienda a los diseñadores de políticas públicas enfatizar en el monitoreo y seguimiento de la atención prenatal (promoción de la salud, el diagnóstico y la prevención de enfermedades), y en la planificación familiar de mujeres en edad reproductiva (Abou-ali, 2003). Esto se debe a que salvar vidas de niños, en muchos casos, exige servicios de atención de alta calidad y personal capacitado. En tal sentido, el buen gobierno es un factor clave para la reducción de la

mortalidad de menores de cinco años. Por lo tanto, el gobierno nacional debe tener en cuenta la calidad de la gobernanza al tomar decisiones sobre la asignación de recursos en el sector salud, por lo que se sugiere que el Ministerio de Educación coordine con el Consejo Nacional de Ciencia, Tecnología e Innovación Tecnológica (Concytec) con el propósito de que se destinen fondos para realizar estudios de impacto de los programas sociales y de otras intervenciones del Estado asociados con temas de educación, salud y condiciones de la vivienda para que las intervenciones sean basadas en evidencias.

Referencias

- Abir, T., Agho, K. E., Page, A. N., Milton, A. H., & Dibley, M. J. (2015). Risk factors for under-5 mortality : evidence from Bangladesh Demographic and Health Survey , 2004- 2011. *BMJ Open*, 5(e006722), 1-9. Recuperado de <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2014-006722>
- Abou-ali, H. (2003). *The effect of water and sanitation on child mortality in Egypt The effect of water and sanitation on child mortality in Egypt* (Working Papers in Economics 112). Gothenburg: University of Gothenburg.
- Alsan, M., & Goldin, C. (2019). Watersheds in child mortality: The role of effective water and sewerage infrastructure, 1880–1920. *Journal of Political Economy*, 127(2), 586. Recuperado de <https://doi.org/10.1086/700766>
- Ayele, D. G., Zewotir, T. T., & Mwambi, H. (2017). Survival analysis of under-five mortality using Cox and frailty models in Ethiopia. *Journal of Health, Population, and Nutrition*, 36(1), 25. Recuperado de <https://doi.org/10.1186/s41043-017-0103-3>
- Bellido, J. G., Barcellos, C., Barbosa, S., & Bastos, I. (2010). Saneamiento ambiental y mortalidad en niños menores de 5 años por enfermedades de transmisión hídrica en Brasil. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 28(2), 114-120.
- Beltrán, A., & Grippa, A. R. (2006). *Políticas efectivas para reducir la mortalidad infantil en el Perú: ¿cómo reducir la mortalidad infantil en las zonas más pobres del país?* Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. Recuperado de <http://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/311>
- Beltrán, A., & Grippa, R. (2008). Políticas efectivas para reducir la mortalidad infantil en el Perú: ¿cómo reducir la mortalidad infantil en las zonas más pobres del país ? *Apuntes. Revista De Ciencias Sociales*, 62, 5-54. Recuperado de <https://doi.org/10.21678/apuntes.62.570>
- Bicego, G. T., & Ties Boerma, J. (1993). Maternal education and child survival: A comparative study of survey data from 17 countries. *Social Science and Medicine*, 36(9), 1207-1227. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(93\)90241-U](https://doi.org/10.1016/0277-9536(93)90241-U)
- Biradar, R., Patel, K. K., & Prasad, J. B. (2019). Effect of birth interval and wealth on under-5 child mortality in Nigeria. *Clinical Epidemiology and Global Health*, 7(2), 234-238. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.cegh.2018.07.006>
- Breierova, L., & Duflo, E. (2004). *The impact of education on fertility and child mortality: Do fathers really matter less than mothers?* (Working Paper No. 10513). Cambridge: National Bureau of Economic Research. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w10513%0ANATIONAL>
- Caldwell, J., & Caldwell, P. (1983). Roles of Women, Families, and Communities in Preventing Illness and Providing Health Services in Developing Countries. En J. N. Gribble & S. H. Preston (Eds.). *The Epidemiological Transition: Policy and Planning Implication for Developing Countries Workshop Proceedings*. Washington, D.C: National Academies Press (US). Recuperado de https://doi.org/10.1007/978-1-137-40063-5_3
- Chilupula, N. F. (2020). *Demographic and Socio-economic Determinants of Child mortality Zambia: Prospects of Dying Before the Fifth Birthday* (tesis de maestría). Universidad de Lusaka, Zambia. Recuperado de <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.29928.62729>

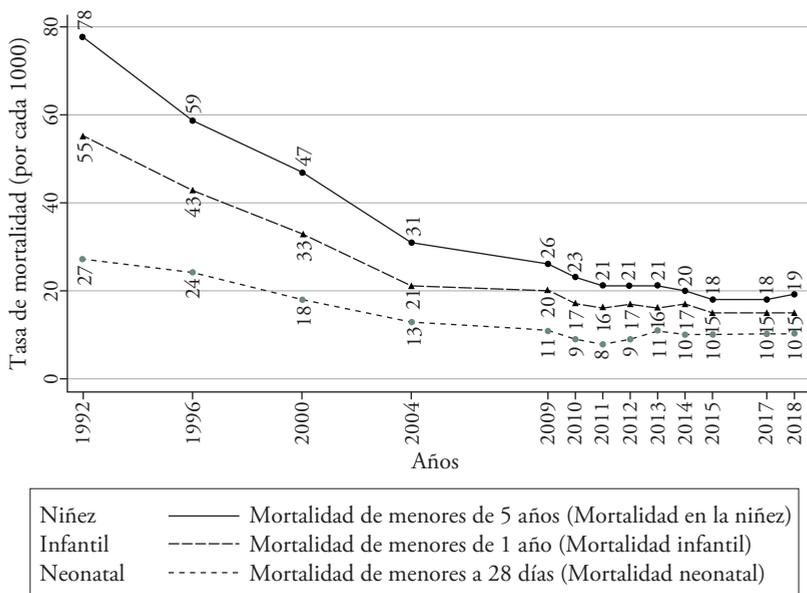
- Córdova, P., Román, S., & Galvarro, Z. (2018). Mortalidad de la niñez menor de cinco años en Bolivia: análisis de supervivencia y sus factores de riesgo asociados. *Investigación & Desarrollo*, 18(2), 73-92. Recuperado de <https://doi.org/10.23881/idupbo.018.2-5e>
- Cox, D. R. (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2), 187-202. Recuperado de <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.x>
- Curtis, S. L., Diamond, I., & McDonald, J. W. (1993). Birth Interval and Family Effects on Postneonatal Mortality in Brazil. *Demography*, 30(1), 33-43. Recuperado de <https://doi.org/10.2307/2061861>
- Dammert, A. (2003). *Acceso a servicios de salud y mortalidad infantil en el Perú*. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social.
- Desai, S., & Alva, S. (1998). Maternal education and child health: is there a strong causal relationship? *Demography*, 35(1), 71-81. Recuperado de <https://doi.org/10.2307/3004028>
- Dietz, K., Gail, M., Krickelberg, K., Samet, J., & Tsiatis, A. (2003). Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data. En *Statistics for Biology and Health*. Nueva York: Springer.
- Finlay, J. E., Özalpin, E., & Canning, D. (2011). The association of maternal age with infant mortality, child anthropometric failure, diarrhoea and anaemia for first births: Evidence from 55 low- and middle-income countries. *BMJ Open*, 1(2), 1-24. Recuperado de <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2011-000226>
- Fotso, J. C., Cleland, J., Mberu, B., Mutua, M., & Elungata, P. (2013). Birth Spacing And Child Mortality : An Analysis Of Prospective Data From The Nairobi Urban Health And Demographic Surveillance System. *Journal of Biosocial Science*, 45(6), 779-798. Recuperado de <https://doi.org/10.1017/S0021932012000570>
- Frost, M. B., Forste, R., & Haas, D. W. (2005). Maternal education and child nutritional status in Bolivia: Finding the links. *Social Science and Medicine*, 60(2), 395-407. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.05.010>
- Huicho, L., Segura, E. R., Huayanay-Espinoza, C. A., Niño de Guzman, J., Restrepo-Méndez, M. C., Tam, Y., Barros, A. J. D., Victora, C. (2016). Child health and nutrition in Peru within an antipoverty political agenda: A Countdown to 2015 country case study. *The Lancet Global Health*, 4(6), 414-426. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(16\)00085-1](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(16)00085-1)
- Huynen, M. M. T. E., Vollebregt, L., Martens, P., & Benavides, B. M. (2005). The epidemiologic transition in Peru. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 17(1), 51-59.
- Iram, U., & Butt, M. S. (2008). Socioeconomic determinants of child mortality in Pakistan: Evidence from sequential probit model. *International Journal of Social Economics*, 35(1-2), 63-76. Recuperado de <https://doi.org/10.1108/03068290810843846>
- Kaberuka, W., Mugarura, A., Tindyebwa, J., & Bishop, D. S. (2017). Factors determining child mortality in Uganda. *International Journal of Social Economics*, 44(5), 633-642. Recuperado de <https://doi.org/10.1108/IJSE-08-2015-0201>

- Kanté, A. M., Nathan, R., Jackson, E. F., Levira, F., Helleringer, S., Masanja, H., & Phillips, J. F. (2016). Trends in socioeconomic disparities in a rapid under-five mortality transition: a longitudinal study in the United Republic of Tanzania. *Bulletin of the World Health Organization*, *94*(4), 258-266A. Recuperado de <https://doi.org/10.2471/blt.15.154658>
- Kaplan, E. L., & Meier, P. (1958). Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of the American Statistical Association*, *53*(282), 457-481. Recuperado de <https://doi.org/10.2307/2281868>
- Kato, T., Yorifuji, T., Yamakawa, M., Inoue, S., Doi, H., Eboshida, A., & Kawachi, I. (2017). Association of maternal age with child health: A Japanese longitudinal study. *PLOS ONE*, *12*(2), 1-11. Recuperado de <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0172544>
- Kiros, G., Chojenta, C., Barker, D., Tiruye, T. Y., & Loxton, D. (2019). The effect of maternal education on infant mortality in Ethiopia: A systematic review and meta-analysis. *PLOS ONE*, *14*(7), 1-12. Recuperado de <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0220076>
- Mishra, S. K., Ram, B., Singh, A., & Yadav, A. (2017). Birth order, Stage of infancy and infant mortality in India. *Journal of Biosocial Science*, 1-22. Recuperado de <https://doi.org/10.1017/S0021932017000487>
- Mondal, M. N. I., Hossain, M. K., & Ali, M. K. (2017). Factors Influencing Infant and Child Mortality: A Case Study of Rajshahi District, Bangladesh. *Journal of Human Ecology*, *26*(1), 31-39. Recuperado de <https://doi.org/10.1080/09709274.2009.1906162>
- Mosley, H., & Chen, L. C. (1984). An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries. *Population and Development Review*, *10*(1984), 25-45.
- Mugo, N. S., Agho, K. E., Zwi, A. B., Damundu, E. Y., & Dibley, M. J. (2018). Determinants of neonatal, infant and under-five mortality in a war-affected country: analysis of the 2010 Household Health Survey in South Sudan. *BMJ Global Health*, 1-15. Recuperado de <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2017-000510>
- Neal, S., Channon, A. A., & Chintsanya, J. (2018). The impact of young maternal age at birth on neonatal mortality: Evidence from 45 low and middle income countries. *PLOS ONE*, *13*(5), 1-16. Recuperado de <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0195731>
- Nyinawajambo, M. R. (2018). *Survival Analysis of Time to Event Data An application to child mortality in Sub-Saharan Africa Region using Their Demographic and Health Surveys* (tesis de maestría). Örebro University School of Business, Örebro, Suecia.
- Organización Mundial de la Salud. (2018). *Objetivo 3: Garantizar una vida sana y promover el bienestar para todos en todas las edades*. Recuperado de <https://www.who.int/topics/sustainable-development-goals/targets/es/>
- Organización Panamericana de la Salud. (2014). *Estrategia de Cooperación con el País: Perú 2014-2019*. Lima: OPS.
- Ribeiro, F., Pimenta, R., Lopes, F., Dalmas, J., & Giroto, E. (2014). Extremes of maternal age and child mortality: analysis between 2000 and 2009. *Revista Paulista De Pediatria*, *32*(3), 381-388. Recuperado de www.spsp.org.br

- Rosenberg, D. Y. (2018). Political Economy of Infant Mortality Rate: Role of Democracy Versus Good Governance. *International Journal of Health Services*, 48(3), 435-460. Recuperado de <https://doi.org/10.1177/0020731418774226>
- Rubio, M., Díaz, J. J., & Jaramillo, M. (2009). *El impacto de PARSalud sobre la calidad de la atención de salud materna entre la población indígena*. Banco Interamericano de Desarrollo. Recuperado de <http://www.iadb.org/wmsfiles/products/publications/documents/35537789.pdf>
- Strauss, J., & Thomas, D. (1995). Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions. *Handbook of Development Economics*, III(1885–2022).
- Sullivan, J., Rutstein, S., & Bicego, G. (1994). *Comparative Studies 15. Infant and Child Mortality*. Maryland: Macro International Inc.
- Tam, Y., Huicho, L., Huayanay-Espinoza, C. A., & Restrepo-Méndez, M. C. (2016). Remaining missed opportunities of child survival in Peru: Modelling mortality impact of universal and equitable coverage of proven interventions. *BMC Public Health*, 16(1), 1-10. Recuperado de <https://doi.org/10.1186/s12889-016-3668-7>
- Tariku, L. (2019). Effect of Preceding Birth Intervals on child mortality in Ethiopia. Evidence from the Demographic and Health Surveys, 2016. *Epidemiology International Journal*, 3(1), 1-10. Recuperado de <https://doi.org/10.23880/eij-16000118>
- Vikram, K., Desai, S., & Vanneman, R. (2010). *Maternal Education and Child Mortality: Exploring the Pathways of Influence*. College Park: University of Maryland.
- Wolpin, K. I. (1997). Determinants and consequences of the mortality and health of infants and children. *Handbook of Population and Family Economics*, 1, 483-557. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/S1574-003X\(97\)80027-X](https://doi.org/10.1016/S1574-003X(97)80027-X)
- Yu, F., Yan, Z., Pu, R., Tang, S., Ghose, B., & Huang, R. (2018). Do Mothers with Lower Socioeconomic Status Contribute to the Rate of All-Cause Child Mortality in Kazakhstan? *BioMed Research International*, 1-8. Recuperado de <https://doi.org/10.1155/2018/3629109>

Anexos

Anexo 1
Evolución de tasas de mortalidad (número de muertes por cada 1000 niños)
(Cinco años previos a la encuesta)



Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (1992, 1996, 2000, 2004, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2017, y 2018)

Anexo 2

Mortalidad neonatal, infantil y en la niñez según características seleccionadas (para los diez años anteriores a la encuesta)

Característica seleccionada	Mortalidad neonatal (MN)			Mortalidad infantil (1q0)			En la niñez (5q0)		
	2015-2016	2016-2017	2017-2018	2015-2016	2016-2017	2017-2018	2015-2016	2016-2017	2017-2018
Área de residencia									
Urbana	10	(8)	(9)	15	13	13	17	16	15
Rural	12	13	14	23	22	22	31	29	28
Región natural									
Lima Metropolitana 2	(8)	(8)	(7)	(10)	(10)	(9)	(11)	(11)	(11)
Resto costa	(8)	(9)	(10)	13	13	15	17	16	17
Sierra	14	11	(11)	25	19	18	30	24	23
Selva	12	(12)	(13)	22	21	21	30	29	28
Educación de la madre									
Sin educación	(17)	(15)	(11)	(30)	(23)	(16)	(43)	(32)	(21)
Primaria	(12)	(14)	(13)	23	24	22	30	31	28
Secundaria	12	9	10	17	14	15	20	17	17
Superior	(7)	(7)	(7)	(9)	10	(10)	11	11	(13)
Quintil de riqueza									
Quintil inferior	13	(11)	(14)	25	21	24	34	27	31
Segundo quintil	(12)	(13)	(11)	23	20	16	27	26	18
Quintil intermedio	(11)	(8)	(8)	15	(12)	13	16	(14)	15
Cuarto quintil	(8)	(8)	(7)	(11)	(12)	(9)	12	(13)	11
Quintil superior	(6)	(3)	(7)	(8)	(6)	(10)	(11)	(7)	(12)
Característica demográfica seleccionada									
Sexo del niño									
Hombre	13	11	10	19	17	16	24	21	20
Mujer	9	8	9	15	13	14	19	17	17

Determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad de niños menores de cinco años en el Perú (2015-2018)

Edad de la madre al nacimiento									
<20	13	14	10	24	23	17	29	28	21
20-29	9	7	8	16	12	13	19	15	16
30-39	10	11	12	16	16	16	20	19	20
40-49	17	10	15	22	21	20	26	26	25
Orden de nacimiento									
1	9	9	9	14	15	14	17	17	16
2-3	10	9	9	17	14	13	20	17	17
4-6	14	10	13	21	16	19	28	22	24
7 y más	20	17	15	33	36	29	44	53	43
Intervalo con nacimiento previo									
<2	16	14	11	30	26	22	38	33	31
2 años	12	8	7	22	16	13	27	21	17
3 años	9	9	10	16	15	15	22	20	18
4 y más años	10	9	10	15	12	15	19	16	18
Total	11	10	10	17	15	15	21	19	18

() Datos referenciales, coeficiente de variación superior a 15%.

Nota.- La tasa entre paréntesis es solo referencial; posee coeficiente de variación superior a 15,0.

1/ Calculada como la diferencia entre la tasa de mortalidad infantil y la de mortalidad neonatal.

2/ Comprende la provincia de Lima y la provincia Constitucional del Callao

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Informática- ENDES (2015, 2016, 2017 y 2018)

Anexo 3
Estadísticas descriptivas (parte I)

Notación	Descripción	Valores	Muestra	%	Media	Desv. Estándar	Mín.	Máx.
b5	Muerto	0	673	1.1%	0.99	0.11	0	1
	Vivo	1	59,016	98.9%				
		0	1,592	2.7%				
		1	1,055	1.8%				
		2	1,609	2.7%				
		3	2,401	4.0%				
		4	1,921	3.2%				
		5	2,019	3.4%				
		6	7,874	13.2%				
		7	1,943	3.3%				
v133	Años	8	3,190	5.3%				
		9	3,765	6.3%				
		10	2,197	3.7%				
		11	16,037	26.9%				
		12	1,567	2.6%				
		13	1,841	3.1%				
		14	5,617	9.4%				
		15	422	0.7%				
		16	4,328	7.3%				
		17	201	0.3%				
v190	Muy pobre Pobre Medio Rico Muy rico	18	109	0.2%				
		1	18,072	30.3%				
		2	16,238	27.2%				
		3	11,583	19.4%	NC	NC	1	5
		4	8,314	13.9%				
v025	Urbano Rural	5	5,482	9.2%				
		1	40,174	67.3%	0.673	0.469	1	0
		0	19,515	32.7%				

Determinantes socioeconómicos y próximos de la mortalidad de niños menores de cinco años en el Perú (2015-2018)

	15-19 años	1	500	0.8%				
	20-24 años	2	6,411	10.7%				
	25-29 años	3	14,080	23.6%				
v013	30-34 años	4	16,398	27.5%	NC	NC	1	7
	34-39 años	5	13,604	22.8%				
	40-44 años	6	7,132	12.0%				
	45-49 años	7	1,564	2.6%				
	Segundo nacimiento	2	26,588	44.5%				
Bord	Tercer nacimiento	3	16,111	27.0%	NC	NC	2	4
	Cuarto y por encima	4	16,990	28.5%				
b0	Parto único	1	58,539	98.1%	0.981	0.137	0	1
	Parto múltiple	0	1,150	1.9%				
v481	Sí	1	50,726	85.0%	0.850	0.357	0	1
	No	0	8,963	15.0%				
b4	Hombre	1	30,396	50.9%	0.509	0.500	0	1
	Mujer	0	29,293	49.1%				
v113	Agua entubada	1	46,064	77.2%	0.772	0.420	0	1
	Agua pozo	0	13,625	22.8%				
	Inodoro	1	34,438	57.70%				
v116	Pozo y baño tradicional	2	18,479	30.96%	NC	NC	1	3
	Sin baño	3	6,769	11.34%				
Edad_15-19	Si es del grupo 15-19	1	500	0.84%	0.008	0.091	0	1
		0	59,189	99.16%				
Edad_20-24	Si es del grupo 20-24	1	6,411	10.74%	0.107	0.310	0	1
		0	53,278	89.26%				
ISE_Pobre	Sí	1	18,072	30.28%	0.303	0.459	0	1
	No	0	41,617	69.72%				
ISE_Medio	Sí	1	16,238	27.2%	0.272	0.445	0	1
	No	0	43,451	72.8%				
ISE_Rico	Sí	1	11,583	19.41%	0.194	0.395	0	1
	No	0	48,106	80.59%				
ISE_Muy rico	Sí	1	8,314	13.93%	0.139	0.346	0	1
	No	0	51,375	86.07%				

NC: No conveniente

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (2015, 2016, 2017 y 2018)

Anexo 3
Estadísticas descriptivas (parte II)

Notación	Descripción	Valores	Muestra	%	Media	Desv. Estándar	Min.	Máx.
Sexo_mujer	Si es mujer	1	29,293	49.08%	0.491	0.500	0	1
	Si es hombre	0	30,396	50.92%				
b111	Menor a 1 año	1	240	0.40%	NC	NC	1	3
	Menor a 2 años	2	6,996	11.72%				
	Mayor a 2 años	3	52,453	87.88%				
Intervalo≤2años	Si es menor a 2 años	1	6,996	11.72%	0.117	0.322	0	1
	En otro caso	0	52,693	88.28%				
Intervalo>2años	Si mayor a 2 años	1	52,453	87.88%	0.879	0.326	0	1
	En otro caso	0	7,236	12.12%				
Orden_Nacimiento>3	Si es mayor a 3	1	16,990	28.46%	0.285	0.451	0	1
	En otro caso	0	42,699	71.54%				
Agua_pozo	Si la fuente es pozo	1	13,625	22.83%	0.228	0.420	0	1
	En otro caso	0	46,064	77.17%				
Área_Rural	Si es rural	1	19,515	32.69%	0.327	0.469	0	1
	En otro caso	0	40,174	67.31%				
Pozo/baño_tradicional	Si es pozo o baño tradicional	1	18,479	30.96%	0.310	0.462	0	1
	En otro caso	0	41,207	69.04%				
Sin_baño	Si no tiene baño	1	6,769	11.34%	0.113	0.317	0	1
	En otro caso	0	52,917	88.66%				
Sregión	Lima Metropolitana	1	6,520	10.92%	NC	NC	1	4
	2:resto costa	2	17,505	29.33%				
	3:sierra	3	19,670	32.95%				
	4:selva	4	15,994	26.80%				

NC: No conveniente

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENDES (2015, 2016, 2017 y 2018)