

¿ES LA EDUCACIÓN O LA SITUACIÓN ECONÓMICA LA PRINCIPAL DETERMINANTE SOCIAL DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN BOLIVIA?

IS EDUCATION OR ECONOMIC STATUS THE MAIN SOCIAL DETERMINANT OF INFANT MORTALITY IN BOLIVIA?

Ramiro Coa Clemente¹

Instituto de Estadística Teórica y Aplicada, Universidad Mayor de San Andrés, La Paz-Bolivia

✉ rcoa@fcpn.edu.bo

Artículo recibido: 11-08-2022

Artículo aceptado: 27-09-2022

RESUMEN

El objetivo de este estudio es probar estadísticamente si la educación de las madres es una determinante social más importante que la situación económica de los hogares para reducir la mortalidad infantil. Con información de la encuesta nacional de demografía y salud realizada en 2008 y usando el modelo de riesgos proporcionales de Cox, se concluye que la educación materna es una determinante social más importante que la situación económica de los hogares para explicar las diferencias en el riesgo de mortalidad durante el primer año de vida. Como indicador de la situación económica de los hogares se usó el índice de riqueza. Estos resultados son coherentes con los obtenidos en otros estudios y respaldan la afirmación de que la educación es la clave para reducir la mortalidad infantil.

Palabras clave: Determinantes de mortalidad infantil, Educación, Modelo de Cox, Situación económica.

ABSTRACT

The objective of this study is to test statistically whether the education of mothers is a more important social determinant than the economic status of households in reducing infant mortality. With information from the national demographic and health survey conducted in 2008 and using the Cox proportional hazards model, it is concluded that maternal education is a more important social determinant than the economic status of households in explaining the differences in the risk of mortality during the first year of life. As an indicator of the economic status of households, the wealth index was used. These results are consistent with those obtained in other studies and support the claim that education is the key to reducing infant mortality.

Key words: Determinants of infant mortality, Education, Cox model, Economic status.

1. INTRODUCCIÓN

Según la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud (2009), dependiente de la Organización Mundial de la Salud, la alta morbilidad que deriva en índices de mortalidad prematura terriblemente altos es producto, en gran parte, de las condiciones de vida en que las personas nacen, crecen, viven, trabajan y envejecen. La Comisión también establece que

la deficiencia y la disparidad en las condiciones de vida son consecuencia de factores estructurales más profundos que, en conjunto, determinan la organización social. Ambos, condiciones de vida y factores estructurales, constituyen el conjunto de los determinantes sociales de la salud. La Comisión recomienda poner en práctica medidas para modificar los determinantes sociales de la salud, lo que permitirá obtener enormes mejorías en lo que

¹ Director del Instituto de Estadística Teórica y Aplicada (IETA), Carrera de Estadística, Universidad Mayor de San Andrés.
ORCID: 0000-0002-2955-0204

¿Es la educación o la situación económica la principal determinante social de la mortalidad infantil en Bolivia?

respecta a la equidad sanitaria, incluido la mortalidad en la infancia.

Dos componentes importantes de las denominadas condiciones de vida son el nivel de educación y la situación económica. Según Veneman (2006), la educación es la clave para reducir la mortalidad infantil. La educación contribuye a infundir conductas y hábitos que tienen un efecto positivo sobre la salud de las personas. Con el tiempo, los niños que acaban la enseñanza básica se convierten en padres de familia más capaces de ofrecer una atención de calidad a sus hijos y pueden aprovechar mejor los servicios sanitarios y sociales de los que disponen. Por otra parte, la situación económica de las familias también juega un rol fundamental en la salud de las personas en general, y particularmente en el nivel de mortalidad durante la infancia. Familias en mejor situación económica podrían, por ejemplo, acceder a más y a “mejores” servicios de salud y podrían disponer de viviendas con más y mejores servicios básicos que familias con limitaciones económicas, lo que puede traducirse en una menor mortalidad infantil. Entonces, de lo anterior surge la interrogante: ¿es la educación una determinante social más importante que la situación económica de las familias para reducir la mortalidad infantil en Bolivia durante el periodo 2003 a 2008? El objetivo del presente artículo es responder esta interrogante, la cual tiene importancia a la hora de formulación de políticas y programas.

Las encuestas de demografía y salud realizadas en el país no incluyen preguntas destinadas a medir la situación económica de las familias, sea a través de sus ingresos o a través de sus gastos. Empero, a partir de la información de tales encuestas, Rutstein y Kiersten (2004) obtuvieron un índice de

² En 2016 se realizó la última encuesta de demografía y salud en el país, empero, se detectó algunos problemas en los datos

riqueza, índice que es usado como indicador de la situación económica de los hogares. Para la construcción de tal índice se ha usado información sobre un conjunto de bienes y servicios que poseen las familias. A cada uno de los miembros de los hogares se le asignó el mismo valor del índice correspondiente a su hogar y, posteriormente, se obtuvieron los quintiles de riqueza. Con respecto al desempeño del índice, se concluye que el índice de riqueza explica igual o más que el índice de gasto, las diferencias entre hogares con relación a un conjunto de indicadores de salud. Este índice de riqueza es el que es usado en este artículo para el análisis y para dar respuesta a la pregunta plantada anteriormente.

2. MÉTODO

Información

Los datos para dar respuesta a la pregunta planteada en la sección introductoria provienen de la encuesta nacional de demografía y salud realizada en 2008². La sección de historia de nacimientos permite analizar el riesgo de muerte de los niños menores de un año. Se ha procesado el tiempo de vida durante el primer año de los niños nacidos vivos en los cinco años previos a la encuesta, es decir, el tiempo de vida durante los primeros 11 meses después de haber nacido, para los 9.112 nacimientos en los 5 años previos a la encuesta. Adicionalmente, para cada nacimiento se tiene identificado su condición de sobrevivencia, es decir, si murió o estuvo vivo en el primer año de vida. Una muerte representa la ocurrencia del evento, en cambio si el niño no ha muerto representa una censura por la derecha.

Por otra parte, se han considerado cuatro

referidos a la historia de nacimientos, razón por la que esta fuente de información no se la considera en el análisis.

variables explicativas, el nivel de educación de las madres, el nivel de riqueza de los hogares en los que residen los niños, el sexo del niño y el área de residencia. En la siguiente tabla se especifican las categorías que comprenden estas variables:

Variable	Categorías
Nivel de educación de la madre	Sin educación Primaria Secundaria Superior
Nivel de riqueza del hogar	Quintil más pobre Quintil pobre Quintil medio Quintil rico Quintil más rico
Sexo del niño	Hombre Mujer
Área de residencia	Urbana Rural

El modelo

Entre los métodos semiparamétricos para el análisis de datos de sobrevivencia se encuentra principalmente el modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox. Este modelo, de enorme popularidad, fue propuesto por Cox (1972). Dos de las razones de su popularidad son: (i) que el modelo no requiere que se elija una distribución de probabilidad particular para representar los tiempos de sobrevivencia, motivo por el que se le ha denominado método semiparamétrico, y que (ii) Cox propuso un nuevo método de estimación de los coeficientes del modelo, denominado verosimilitud parcial, el cual no requiere especificar la función de riesgo de línea de base. Este modelo, que a continuación se presenta, es usado para dar respuesta a la pregunta planteada en la anterior sección.

Sea T una variable de tiempo de falla absolutamente continua y t un valor de tal variable. En el esquema de riesgos proporcionales de Cox se modela el riesgo de muerte en el momento t , denotado por $\lambda(t)$, en función de un riesgo de línea de base $\lambda_0(t)$, que no es necesario especificar, y de un vector de covariables $X=(X_1, X_2, \dots, X_p)'$ que podrían o no depender del tiempo t .

La función de riesgo de muerte es definida como

$$\lambda(t) = \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t+h \mid T \geq t)}{h},$$

función que expresa la tasa instantánea a la que ocurren las fallas o muertes para las personas que están vivas en el momento t . Luego, el modelo de riesgos proporcionales de Cox, para la persona j , es expresado como

$$\lambda(t/X_j) = \lambda_0(t)e^{X_j(t)\beta},$$

donde β representa el vector de coeficientes de la regresión y $X_j(t)$ es el vector de covariables para la persona j en el momento t_j . En este modelo, las covariables actúan multiplicativamente sobre la función de riesgo. Si las covariables son independientes del tiempo, entonces el modelo se reduce a $\lambda(t/X_j) = \lambda_0(t) e^{X_j\beta}$.

Lo atractivo del modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox es que no asigna ninguna parametrización particular al riesgo de línea de base $\lambda_0(t)$, e incluso no es necesario estimarlo. El modelo no hace ningún supuesto acerca de la forma del riesgo en el tiempo, solo se asume que, cualquiera que sea su forma general, es el mismo para cada persona.

³ Para la construcción de los quintiles de riqueza se usa información sobre los bienes de consumo duradero del hogar (disponibilidad de radio, televisor, teléfono celular, refrigerador, computadora y vehículo, entre otros, además de

características de la vivienda). Luego, mediante el método de componentes principales se construye un índice de riqueza. A los residentes de un mismo hogar se asigna el índice del hogar. Esto permite crear quintiles poblacionales de riqueza.

¿Es la educación o la situación económica la principal determinante social de la mortalidad infantil en Bolivia?

Estimación

Para estimar el vector de coeficientes β sólo se consideran los rangos de los tiempos de falla, no sus valores numéricos. Asumiendo que los datos de tiempos de falla son censurados a la derecha, la verosimilitud parcial es expresada como

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^k \frac{e^{X_j(t_j)\beta}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{X_i(t_j)\beta}}$$

donde $R(t_j)$ representa el conjunto de personas en riesgo de muerte en el momento en que muere la persona j y k es el número de tiempos de falla o muerte no-censuradas, esto es, $t_1 < \dots < t_k$, ignorando por el momento el caso de empates. Los restantes $n - k$ individuos son censurados a la derecha, donde n es el tamaño de muestra.

Debe notarse que la verosimilitud parcial no es directamente interpretable como una verosimilitud en el sentido ordinario de la palabra. En efecto, en general a la función de verosimilitud parcial no puede darse ninguna interpretación de probabilidad directa como tampoco la probabilidad condicional o marginal de algún evento. En muchas situaciones, sin embargo, puede ser usado como una verosimilitud ordinaria para propósitos de estimación en muestras grandes en el que las propiedades y fórmulas asintóticas usuales asociadas con la función de verosimilitud y la estimación de verosimilitud se aplican.

El vector de estimadores de máxima verosimilitud, $\hat{\beta}$, es la solución del sistema de ecuaciones no-lineales

$$U(\beta) = \frac{d \ln L(\beta)}{d\beta} = \sum_{j=1}^k [X_j(t_j) - E(\beta, t_j)] = 0$$

donde

$$E(\beta, t_j) = \sum_{i \in R(t_j)} X_i(t_j) p_i(\beta, t_j)$$

representa el promedio ponderado de las covariables $X_i(t_j)$ y los ponderadores $p_i(\beta, t_j)$ se obtienen como

$$p_i(\beta, t_j) = \frac{e^{X_i(t_j)\beta}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{X_i(t_j)\beta}}$$

los cuales satisfacen las siguientes dos restricciones

$$0 \leq p_i(\beta, t_j) \leq 1, \quad \sum_i p_i(\beta, t_j) = 1.$$

En ausencia de empates, la distribución asintótica del vector de estimadores $\hat{\beta}$ es

$$\hat{\beta} \xrightarrow{d} N(\beta, I(\hat{\beta})^{-1})$$

donde

$$I(\beta) = -\frac{d^2 \ln L(\beta)}{d\beta d\beta'} = \sum_{j=1}^k Y(\beta, t_j)$$

es la matriz de información observada y $Y(\beta, t_j)$ es la matriz de varianzas-covarianzas de $X_i(t_j)$ bajo la distribución $p_i(\beta, t_j)$, expresada como

$$Y(\beta, t_j) = \sum_{i \in R(t_j)} [X_i(t_j) - E(\beta, t_j)] [X_i(t_j) - E(\beta, t_j)]' p_i(\beta, t_j)$$

Cuando hay personas que mueren en el mismo momento, es decir cuando hay empates, hay cuatro procedimientos para ajustar la verosimilitud parcial: (i) procedimiento marginal, (ii) parcial, (iii) de Breslow, una aproximación del procedimiento marginal, y (iv) de Efron, una aproximación del procedimiento marginal. Los dos primeros procedimientos son computacionalmente más intensivos, mientras que la aproximación de Efron es más precisa que la de Breslow, si bien toma más tiempo el cálculo de la

verosimilitud. En la aplicación se consideró la aproximación de Breslow.

Supuesto

El modelo de riesgos proporcionales de Cox asume que la razón de riesgos de dos personas j y m son proporcionales, esto es, la razón

$$\frac{\lambda(t/X_j)}{\lambda(t/X_m)} = \frac{e^{X_j\beta}}{e^{X_m\beta}}$$

es constante en el tiempo. Existen procedimientos gráficos, así como test formales para evaluar este supuesto. En la aplicación se recurre a ambos tipos de procedimientos, gráficos y formales.

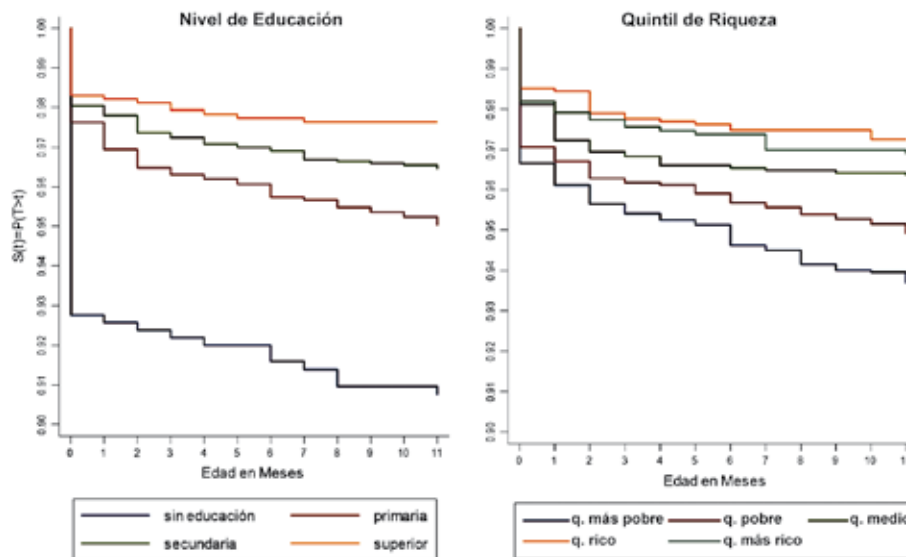
3. APLICACIÓN

3.1 Análisis descriptivo

El Gráfico 1 exhibe la función de sobrevivencia de Kaplan-Meier – o probabilidad de vivir más de una edad t – estimada para cada nivel de educación de las madres y para cada quintil de riqueza de los hogares en los que residen los niños. Resaltan dos aspectos. Primero, las funciones de sobrevivencia se diferencian o varían mucho más cuando se considera el nivel de educación que cuando se considera el quintil de riqueza y; segundo, las probabilidades de sobrevivencia de niños cuyas madres no tienen educación formal son mucho más bajas que las probabilidades de sobrevivencia en las otras categorías de educación.

Gráfico 1

Función de Sobrevivencia Según Educación y Riqueza



Fuente: Elaboración propia.

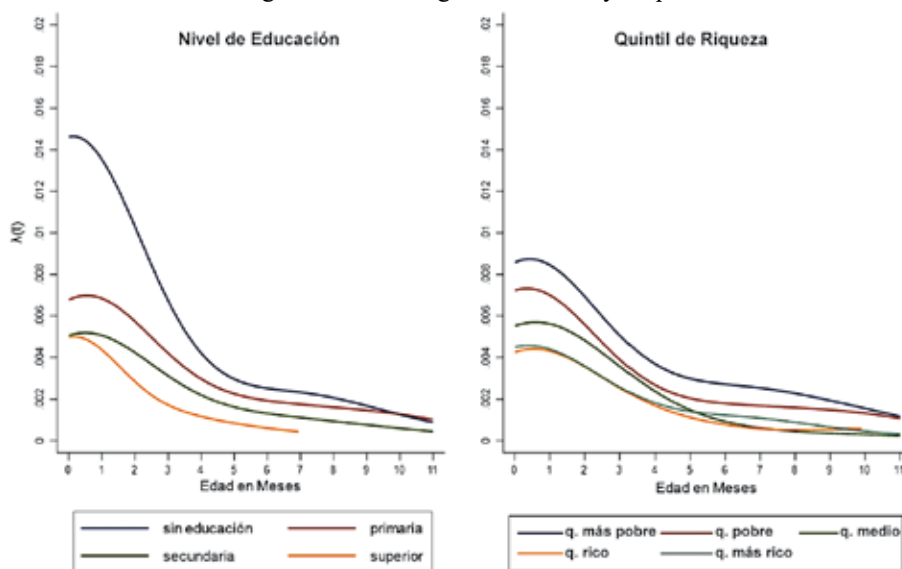
Los anteriores aspectos también son reflejados en el Gráfico 2, el cual muestra la evolución de la función de riesgo de muerte durante el primer año de vida para las mismas categorías de educación y riqueza. Notar que son tasas de riesgo suavizadas. Se observa, por una parte, mayor diferencia entre los riesgos de muerte para las distintas categorías de educación que entre los riesgos de muerte para las categorías

de riqueza y, por otra parte, mucho más riesgo de muerte para niños de madres sin educación. Adicionalmente, el Gráfico 2 muestra que el riesgo de muerte de los niños tiene una tendencia descendente a lo largo del primer año de vida, empero, el mayor descenso se registra en los primeros 3 a 4 meses de vida. A partir de estas edades el descenso es mucho más leve.

¿Es la educación o la situación económica la principal determinante social de la mortalidad infantil en Bolivia?

Gráfico 2

Riesgo de Muerte Según Educación y Riqueza



Fuente: Elaboración propia.

Se hizo una prueba de hipótesis para constatar si las funciones de supervivencia en las categorías de educación son estadísticamente diferentes. Esto es, $H_0: S_j(t) = S_{j'}(t)$ para $j, j' = 1, \dots, K$ grupos v.s. $H_1: S_j(t) \neq S_{j'}(t)$. Lo mismo para las categorías de quintil de riqueza. Los resultados se muestran en el Cuadro 1.

Cuadro 1.

Valores-p para las hipótesis de igualdad de funciones de supervivencia

Nivel de Educación				
	Primaria	Secundaria	Superior	
Sin educación	0,000	0,000	0,000	
Primaria		0,000	0,000	
Secundaria			0,072	
Test de tendencia	0,000			
Nivel de Riqueza				
	Q. pobre	Q. medio	Q. rico	Q. más rico
Q. más pobre	0,091	0,00	0,00	0,00
Q. pobre		0,041	0,001	0,011
Q. medio			0,131	0,412
Q. rico				0,578
Test de tendencia:	0,000			

Fuente: Elaboración propia

Los resultados del Cuadro 1 muestran que, para nivel de educación, solo las funciones

de supervivencia para niños cuyas madres tienen educación secundaria y superior son estadísticamente iguales, el resto de las categorías tienen funciones distintas. Luego, se tienen 3 grupos de funciones de supervivencia en el primer año de vida, estadísticamente diferentes: (1) sin educación, (2) primaria y (3) secundaria-superior. En cambio, para el nivel de riqueza se tienen 2 grupos de funciones de supervivencia estadísticamente diferentes: (1) quintiles medio-rico-más rico, por poseer funciones de supervivencia iguales y (2) quintiles más pobre-pobre, también por poseer funciones de supervivencia iguales. En consecuencia, las funciones de supervivencia se diferencian o varían mucho más cuando se considera el nivel de educación que cuando se considera el quintil de riqueza, lo que sugiere mayor poder explicativo de la educación que la situación económica sobre el riesgo de muerte en el primer año de vida. Adicionalmente, se tiene evidencia estadística de una tendencia descendente del riesgo de muerte durante el primer año de vida en cada categoría de nivel de educación y de nivel de riqueza.

3.2 Análisis explicativo

El modelo de Cox estimado se muestra en el Cuadro 2. Los resultados indican que los niños de madres sin educación o con educación primaria tienen significativamente mayor riesgo de morir en el primer año de vida que los niños de madres con educación superior, controlando el efecto de las demás variables. En cambio, no se observan diferencias de riesgo de muerte en la infancia entre los distintos quintiles de riqueza. En efecto, los riesgos de muerte de los niños pertenecientes a los distintos quintiles de riqueza son estadísticamente iguales, controlando el efecto de las demás variables. Esto es, el efecto de la riqueza sobre el riesgo de muerte en la infancia desaparece, mientras el efecto del nivel de educación permanece. En consecuencia, se evidencia estadísticamente que la educación es una determinante social más importante

que la situación económica de las familias para reducir la mortalidad infantil.

Cuadro 2
Modelo estimado de Cox

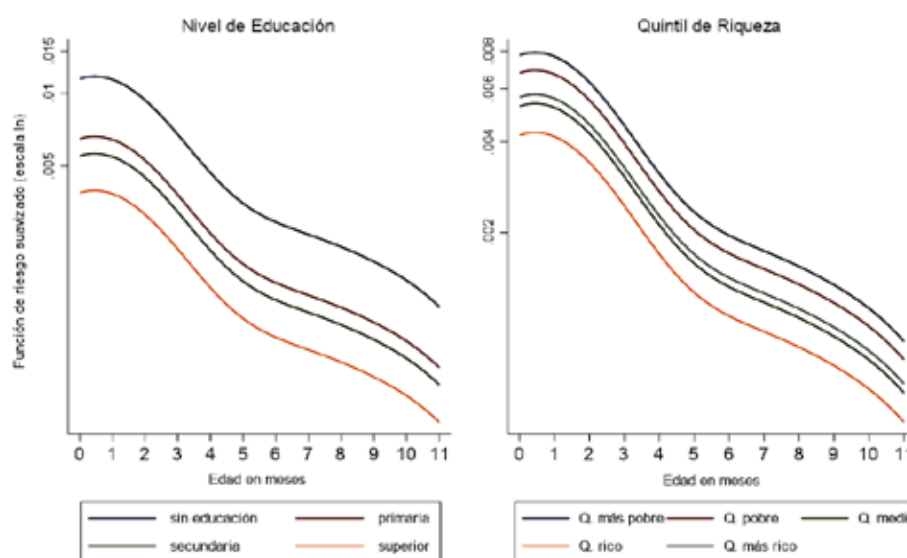
<u>t</u>	Razón de riesgos	Val-p	Intervalo de confianza 95%	
NIVEL DE EDUCACIÓN				
Sin educación	3,01	0,000	1,74	5,20
Primaria	1,68	0,032	1,05	2,70
Secundaria	1,43	0,134	0,90	2,27
QUINTIL DE RIQUEZA				
Q. más pobre	1,42	0,205	0,83	2,43
Q. pobre	1,23	0,416	0,75	2,02
Q. medio	0,94	0,792	0,60	1,48
Q. rico	0,75	0,228	0,47	1,20
SEXO				
Hombre	1,26	0,021	1,04	1,54
RESIDENCIA				
Urbana	1,03	0,871	0,74	1,42

Fuente: Elaboración propia

Con relación al cumplimiento del supuesto de riesgos proporcionales, el Gráfico 3 exhibe la evolución de los riesgos de muerte durante el primer año de vida.

Gráfico 3

Test de Supuesto de Riesgos Proporcionales de Cox



Fuente: Elaboración propia.

Claramente se puede apreciar en el Gráfico 3 que las funciones de riesgo de muerte suavizadas para las categorías de nivel de educación y quintil de riqueza son proporcionales a lo largo del primer año de

vida, lo que sugiere el cumplimiento del supuesto.

Dos tests formales permitieron evidenciar el cumplimiento de tal supuesto. Por una parte,

¿Es la educación o la situación económica la principal determinante social de la mortalidad infantil en Bolivia?

cada una de las covariables consideradas en el modelo se interactuó con el tiempo y se comprobó que los efectos de estas variables interactuadas no son estadísticamente distintos de cero (valor- $p = 0.2012$), un resultado coherente con el supuesto de riesgos proporcionales puesto que este supuesto establece que los efectos no cambian con el tiempo. Por otra parte, el test basado en los residuos de Schoenfeld también confirma el supuesto de riesgos proporcionales (valor- $p = 0.1585$).

Adicionalmente se realizó un test para probar la correcta especificación del modelo. El test consiste en verificar que el coeficiente asociado al cuadrado del predictor lineal no es significativo. En efecto, se comprobó que tal coeficiente es insignificante (valor- $p = 0.746$), lo que sugiere una correcta especificación del modelo.

4. CONCLUSIÓN

La pregunta central que intentó responder este trabajo es: si la educación es una determinante social más importante que la situación económica de las familias para reducir la mortalidad infantil. Con base en un análisis descriptivo de los datos se pudo evidenciar que tanto las funciones de sobrevivencia como las funciones de riesgo de muerte en el primer año de vida se diferencian o varían mucho más cuando se considera el nivel de educación que cuando se considera el quintil de riqueza. Posteriormente, a partir de los resultados obtenidos con el modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox, se pudo comprobar estadísticamente que la educación es una determinante social más importante que la situación económica para reducir la mortalidad infantil.

5. DISCUSIÓN

Varios estudios se desarrollaron con el propósito de identificar los principales

determinantes de la mortalidad infantil. Algunos de esos estudios usan, entre otros, información referida a la educación de la madre, pero no incluyen la situación económica de los hogares. Por ejemplo, los estudios de Jaramillo et al (2018), Kaempffer y Medina (2006), y Diaz (2003). En éstos, se resalta la significación de la educación materna para la reducción de la mortalidad infantil, aunque en el documento de Diaz se remarca que no es la determinante más importante. Con todo, no es posible comparar los efectos de educación y situación económica sobre la mortalidad en la infancia. Existen otros estudios que, entre otras variables explicativas, incluyen la dimensión económica pero no la educación materna, por ejemplo, el estudio de Zurriaga et al (1990). En este trabajo se concluye que la renta familiar disponible y la renta per cápita juegan un papel importante en explicar la variación de la mortalidad infantil. Empero, como en los casos anteriores, tampoco es posible comparar los efectos de los factores económicos y educacionales sobre la mortalidad en la infancia.

Hay otros estudios que incluyen en su análisis de determinantes de la mortalidad infantil, entre otras variables, la educación materna y un indicador de la situación económica. Por ejemplo, el trabajo de Urdinola (2011), en el que se consideran variables relacionadas al poder adquisitivo de los hogares (como los materiales de la vivienda, la amplitud de la misma, el hacinamiento, el acceso a los servicios públicos básicos y el acceso a servicio sanitario). En este trabajo se concluye que, dentro de los determinantes socioeconómicos de la tasa de mortalidad infantil, la educación materna es la principal determinante. En el trabajo de Dammert (2001) también se incluye en su análisis de determinantes la educación materna y el índice de riqueza, este último como

indicador de la situación económica. Se concluye que entre las variables que afectan significativamente la mortalidad infantil se encuentra la educación de la madre. De acuerdo a los resultados de Dammert, la educación de la madre es una determinante más importante que la situación económica. Para el caso boliviano se tiene el estudio de Córdova y Nicolaeva (2015). En su análisis también se consideran, como parte del conjunto de variables examinadas, la educación de la madre y el índice de riqueza. Se concluye, sin embargo, que el tipo de análisis implementado no es concluyente. En efecto, el método de análisis empleado en el trabajo de referencia, el de asociación

bivariada, no es el apropiado para extraer conclusiones relativamente sólidas.

Como se puede ver, con base en los estudios sobre determinantes de la mortalidad infantil que incluyen en su análisis, entre otros, la educación materna y un indicador de la situación económica, como el índice de riqueza, se tiene alguna evidencia estadística de que la educación de la madre es una determinante social más importante que la situación económica para reducir la mortalidad infantil. Los resultados obtenidos en el presente trabajo respaldan esos hallazgos y, a la vez, confirman la afirmación de Veneman (2006), de que la educación es la clave para reducir la mortalidad infantil.

REFERENCIA BIBLIOGRÁFICA

- Bradburn M.J., Clark T.G., Love S.B and Altman, D.G. (2003). Survival Analysis Part II: Multivariate Data Analysis – An Introduction to Concepts and Methods. British Journal of Cancer 89: 431 – 436.
- Collett, D. (1994). Modelling Survival Data in Medical Research. Chapman Hall, London, U.K.
- Comisión Sobre Determinantes Sociales de la Salud. (2009). Subsanan las desigualdades en una generación. Alcanzar la equidad sanitaria actuando sobre los determinantes sociales de la salud. Informe final de la Comisión Sobre Determinantes Sociales de la Salud. Organización Mundial de la Salud. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/44084>
- Córdova P. y Nicolaeva M. (2015). Una aproximación a los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil y de niñez en Bolivia: uso de métodos indirectos de cálculo de mortalidad y análisis bivariado. Investigación y Desarrollo, Vol. 2, No 5.
- Cox, D.R. (1972). Regression Models and Life-Tables. Journal of the Royal Statistical Society, Series B 34: 187-220.
- Cox, D.R. and Oakes, D. (1984). Analysis of Survival Data. Chapman Hall, London, U.K.
- Dammert A. (2001). Acceso a servicios de salud y mortalidad en el Perú. Consorcio de investigación económica y social y grupo de análisis para el desarrollo. investigaciones breves, 18.
- Díaz Y. (2003). ¿Es necesario sacrificar equidad para alcanzar desarrollo?: El caso de las inequidades en mortalidad infantil en Colombia. Documento CEDE 003804. Universidad de los Andes, Facultad de Economía. <https://repositorio.uniandes.edu.co/bitstream/>

¿Es la educación o la situación económica la principal determinante social de la mortalidad infantil en Bolivia?

- handle/1992/8347/dcede2003-11.pdf
- SAS/STAT 13.2. (2014). User's Guide The Phreg Procedure. SAS Institute Inc.
- Elandt-johnson, R.C. and Johnson, N.L. (1980). Survival Models and Data Analysis. Wiley, New York
- Stata. (2019). Statistical Software. College Station, TX: StataCorp LLC.
- Jaramillo-Mejia M., Chernichovsky D. y Jménez-Moleón J. (2018). Determinantes de la mortalidad infantil en Colombia. Path Análisis. Revista de salud pública 20(1). <https://doi.org/10.15446/rsap.V20n1.39247>
- Stevenson M. (2007). An Introduction to Survival Analysis. EpiCentre, IVABS, Massey University. http://www.biecek.pl/statystykaMedyczna/Stevenson_survival_analysis_195.721.pdf
- Kaempffer A. y Medina E. (2006). Mortalidad infantil reciente en Chile: Éxitos y desafíos. Revista chilena de pediatría, Vol. 77, No 5. <https://dx.doi.org/10.4067/S0370-41062006000500007>
- Urdinola P. (2011). Determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en Colombia. Revista Colombiana de Estadística. Universidad Nacional de Colombia. Vol. 34, No 1
- Kleinbaum, D.G., Klein, M. (2012). Survival Analysis. Springer, 3ra Ed.
- Veneman A. (2006). La educación es la clave para reducir la mortalidad infantil: el vínculo entre la salud materna y la educación. <https://www.un.org/es/chronicle/article/la-educacion-es-la-clave-para-reducir-la-mortalidad-infantil-el-vinculo-entre-la-salud-materna-y-la>
- Oxford Spring School. (2007). An Introduction to Event History Analysis. https://spia.uga.edu/faculty_pages/rbakker/pols8501/OxfordTwoNotes.pdf
- Rutstein S. and Kiersten J. (2004). The DHS wealth index. DHS comparative reports No. 6. ORC macro
- Zurriaga O., Sánchez A., Sanchis B., Prado M. y Cortiña P. (1990). Algunos factores determinantes de la mortalidad infantil en España. Salud pública de México, Vol. 32, No 6.
- SAS/STAT 9.3. (2011). User's Guide Introduction to Survival Analysis Procedures. SAS Institute Inc.
- SAS/STAT 13.1. (2013). User's Guide The Lifetest Procedure. SAS Institute Inc.