

**ACCESO A SERVICIOS DE SALUD Y
MORTALIDAD INFANTIL EN EL PERÚ**

***Investigaciones
BREVES 18***

**ACCESO A SERVICIOS DE SALUD Y
MORTALIDAD INFANTIL EN EL PERÚ**

Ana Cecilia Dammert*

Contenido

Introducción	9
CAPÍTULO I: Marco teórico	11
I.1 Principales hallazgos	13
CAPÍTULO II: La mortalidad infantil en el Perú	19
CAPÍTULO III: Metodología y base de datos	25
III.1 Método de estimación	25
III.2 Base de datos	29
CAPÍTULO IV: Resultados	31
IV.1 Estimación no paramétrica	31
IV.2 Estimación paramétrica	36
IV.2.1 Validación del supuesto de proporcionalidad	36
IV.2.2 Resultados del análisis multivariado	36
CAPÍTULO V: Conclusiones	45
Bibliografía	50
Anexo I: Estimación del índice de activos	57
Anexo II: Características de la muestra y regresiones	59

Edición: Lima, junio de 2001
Impreso en el Perú
© Consorcio de Investigación Económica y Social / Grupo de Análisis para el Desarrollo
www.consortio.org

Cuidado de edición: Hernando Burgos
Arte de carátula: Elena González

Hecho el Depósito Legal No. 1501162001-1874
Impreso por Visual Service SRL

ISBN 9972-804-13-5

El Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES) está conformado por más de 25 instituciones de investigación y/o docencia y cuenta con el auspicio del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (CIID), la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional (ACDI) y otras fuentes de cooperación.

El CIES y GRADE no comparten necesariamente las opiniones vertidas en el presente libro, que son responsabilidad exclusiva de su autora.

Introducción

El programa de ajuste y las reformas estructurales realizadas en el Perú en la década pasada posibilitaron la estabilización macroeconómica y la reinserción del país en los mercados financieros internacionales. Sin embargo, las políticas de ajuste tuvieron efectos negativos sobre las condiciones de bienestar de la población más vulnerable. Factores como enfermedades infecciosas y parasitarias, desnutrición crónica, bajo acceso a servicios de salud y condiciones reproductivas adversas persisten como obstáculos para el mejoramiento de la salud infantil.

La relación empírica entre la mortalidad infantil y variables demográficas y/o sociales ha sido ampliamente analizada en la literatura, tanto en países desarrollados como en desarrollo. Sin embargo, la relación entre mortalidad infantil y acceso a servicios de salud ha recibido menor atención. Incluso se han producido sesgos en los resultados obtenidos al considerarse a las variables ligadas a acceso a servicios de salud como exógenas al modelo, aún cuando estas variables forman parte de decisiones del hogar.

En esta investigación se analizan los determinantes de la mortalidad infantil enfatizando su relación con el acceso a servicios de salud, medido a través de la atención del parto por profesionales de salud. En este contexto, se emplea como marco de referencia una aproximación microeconómica a partir de la función de producción de los hogares, donde la salud es vista como un stock de capital durable y el acceso a los servicios de salud como uno de los muchos insumos que participan en su producción (Grossman, 1999).

La metodología utilizada se basa en un mecanismo en dos etapas: en la primera se estiman los determinantes del acceso al servicio de salud mediante un modelo probit y una vez predichas las probabilidades de atención se las incluye en la ecuación de mortalidad infantil. En la segunda etapa se analizan los determinantes de la mortalidad infantil a través de un análisis no paramétrico (Kaplan-Meier) y paramétrico (Modelo de Riesgos Proporcionales de tipo Cox) que, a diferencia de los modelos probabilísticos convencionales, permite estimar la tasa de riesgo o *probabilidad no condicional* de morir.

Para estimar adecuadamente el efecto del acceso a servicios de salud sobre mortalidad infantil se controló el efecto de endogeneidad usando el valor predicho de la atención en el parto con profesional de salud en la ecuación de mortalidad infantil. En este sentido, la ecuación de mortalidad infantil se encuentra en función de variables del hogar, de la madre, del niño y el acceso a servicios de salud. A su vez, el acceso a servicios de salud, medido a través de la atención médica en el parto, fue estimado usando, además de variables individuales y del hogar, variables como acceso a seguro médico e infraestructura en salud a nivel distrital.

El presente documento está organizado de la siguiente manera: en el capítulo I se describe el marco teórico y se reseñan diversos estudios que abordan la relación entre mortalidad infantil y las variables de riesgo para el Perú y otros países. El capítulo II brinda un panorama de la situación actual del Perú en términos del comportamiento de la mortalidad infantil. En el capítulo III se describe la metodología y la base de datos a utilizar. Finalmente, los capítulos IV y V presentan los principales resultados y conclusiones derivadas del estudio.

Por último, cabe subrayar que este trabajo fue desarrollado en el Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), donde la autora se desempeña como investigadora asistente. Ella agradece los valiosos comentarios y sugerencias de Martín, Valdivia y Pedro Francke, así como las sugerencias de los evaluadores anónimos seleccionados por el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES). Sin embargo, los errores que se encuentren en el documento son responsabilidad exclusiva de la autora.

CAPÍTULO I

Marco teórico

En los últimos años, a pesar de las diferencias en los niveles iniciales, características socioeconómicas y estrategias desarrolladas por el Estado u organismos internacionales, la tasa de mortalidad infantil ha mostrado una reducción sostenida en casi todos los países del mundo. Frente a este hecho diversos estudios se han interesado en explicar cómo variables específicas, como la educación de la madre, han influido en esa reducción, mientras que otros estudios han centrado su atención en el análisis conjunto de los determinantes de la mortalidad infantil.

En el estudio de los determinantes de la mortalidad infantil es necesario contar con un marco teórico donde se puedan diferenciar entre variables que se encuentran bajo control de los padres (como duración de lactancia, consumo de alimentos, asignación de tiempo al cuidado de los hijos), de variables que están predeterminadas (como educación o edad de los padres). Uno de los principales problemas de no considerar esta distinción entre variables endógenas y exógenas en el modelo es el sesgo que presentan los resultados estimados (Behrman y Deodalkar, 1988; Wolpin, 1997; Henriques, Strauss y Thomas, 1990).

En el caso de la variable de atención médica, el sesgo se origina, además, por no considerar la existencia del efecto de auto-selección en el uso de los servicios médicos. Por ejemplo, una gestante que ha tenido pérdidas anteriores está más inclinada a buscar atención médica con un profesional de salud. Así, el resultado positivo de la atención médica es subestimado al ignorarse este efecto de selección adversa¹.

1 Ver Panis y Lillard (1993), Rosenweig y Schultz (1983, 1982).

Para considerar esos efectos² en el presente estudio se utiliza como marco de referencia la noción de función producción del hogar (Becker, 1965), en particular, la desarrollada por un bien llamado salud o estado de salud (Grossman, 1972). Así, la salud es vista como un bien que es demandado y producido por los consumidores. Es decir, como un recurso que brinda utilidad (satisfacción) y determina los niveles de ingreso de los consumidores. En esa perspectiva, el bien salud es demandado como un bien de consumo y como un bien de inversión, ya que al aumentar el stock de salud se reduce el tiempo perdido por la enfermedad, cuyo valor monetario representa el retorno a la inversión en salud (Grossman, 1999). De esta manera, se modela la función producción de los hogares tomando a la salud como el producto y la atención médica como uno de sus insumos (Grossman, 1999; Zamudio, 1997).

La función producción de los hogares requiere una serie de insumos, algunos de los cuales tienen un efecto directo sobre la supervivencia de los niños y otros indirecto a través de la utilización eficiente de esos recursos. Así, la salud del niño se ve afectada directamente por su estado de nutrición, atención médica, entre otros factores; mientras que variables como educación y edad de la madre pueden incrementar la eficiencia en el uso de los mismos.

Cabe destacar que algunos de los insumos son parte de un proceso de decisión del hogar, mientras que otras variables, como el género del niño, son consideradas como variables de control (Panis y Lillard, 1995; Wolpin, 1997).

Formalmente, tomando como base los estudios de Rosenzweig y Schultz (1983) y Behrman y Deolalikar (1988), un hogar busca maximizar la siguiente función de utilidad:

$$U = U(C^i, h^i, I^i) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

donde C^i es un vector de bienes de consumo, h^i es el estado de salud y I^i es nivel de ocio del miembro i . Esta función de utilidad es continua, estrictamente creciente, cuasi-cóncava, y doble diferenciable en todas sus variables explicativas.

El estado de salud de cada miembro del hogar se determina mediante una función producción h :

$$h_i = h_i(C^i, Y^i, I^i, Z^i, F, X^i, Z^{-i}, u^i, u^{-i}) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

donde Y^i es el consumo de insumos relacionados a la salud por el miembro i , Z^i es un vector de características observables del miembro i , F es el acceso a servicios de salud, y u representa un vector de características no observables. Además, X^i representa el consumo, salud y ocio del resto de miembros del hogar, y Z^i y u^i representan las características observables y no observables del resto de miembros del hogar, respectivamente. Cabe destacar que las variables que conforman (2) pueden cambiar dependiendo si el individuo es un niño o un adulto. Por ejemplo, en el caso del estudio de la mortalidad infantil la educación y edad de la madre serán un componente importante en Z^i .

La restricción presupuestaria del hogar se define como:

$$\sum_{j=1}^J \sum_i p_j c_j^i + \sum_{k=J+1}^K \sum_i p_k Y_k^i + \sum_i w l^i = \sum_i w T^i + V = S \quad (3)$$

donde P representa los precios, V es el ingreso no laboral, W es el salario, T^i es el tiempo disponible, y S es el ingreso total.

Así, la forma reducida de la función de demanda de salud para los niños presenta la siguiente forma:

$$h^{i*} = h(P, S, F, Z^i, Z^{-i}, u^i) \quad (4)$$

donde el componente F , al ser una variable de decisión de uso del hogar, requiere ser predicho a través de ecuaciones específicas.

I.1 PRINCIPALES HALLAZGOS

Esta sección presenta una reseña de diversos resultados empíricos, así como aspectos metodológicos relevantes para la especificación de las variables a utilizar.

Educación y Edad de la Madre

La literatura reporta diversas relaciones no lineales entre la mortalidad infantil y edad de la madre al nacimiento del niño. Martin, Trussell, Reyes y Shah (1983), Pinto (1995) y De Meer, Bergman y Kusner (1993) encontraron en

² Ver Rosenzweig y Schultz (1983, 1982), Olsen y Wolpin (1997), Panis y Lillard (1995) entre otros.

Indonesia, Bolivia y Perú, respectivamente, una relación en forma de U, es decir altas tasas de mortalidad para niños cuyas madres son muy jóvenes o mayores de 39 años. A su vez, Panis y Lillard (1995) estimaron para Malasia una relación en forma de J, donde las tasas de mortalidad de las madres jóvenes y mayores son altas, pero las últimas lo son más. Por su parte, Mturi y Curtis (1993) estimaron para Tanzania una relación en forma de L, es decir la tasa de mortalidad infantil asociada a madres jóvenes es alta, luego de lo cual se mantiene en niveles significativamente inferiores.

Asimismo, diversos estudios muestran la existencia de una relación negativa entre mortalidad infantil y el nivel educativo de la madre, aún controlando el nivel socioeconómico del hogar. La literatura sugiere que la educación de la madre afecta el nivel de mortalidad infantil, a través de una mejor percepción sobre la gravedad de las enfermedades y síntomas, y tiene efectos positivos sobre la productividad y efectividad en el uso de los insumos de salud³.

Cabe destacar que uno de los mecanismos más estudiados, a través del cual opera la educación de la madre sobre la mortalidad infantil, es el acceso a los servicios de salud. Sobre el particular, la literatura reporta resultados diversos: Barrera (1990) y Caldwell (1990), para Filipinas y Nigeria, respectivamente, sugieren que los niños con madres de mayor nivel educativo obtienen mayores beneficios de la utilización de los servicios de salud ya que el nivel educativo influye sobre el conocimiento y la percepción de la importancia de la medicina formal. Por otro lado, Rozenweig y Schultz (1982) estiman para Colombia una relación de sustitución parcial entre la educación de la madre y el acceso a servicios de salud, ya que el efecto de la educación de la madre sobre la mortalidad infantil se reduce a medida que se incrementa el acceso a los servicios de salud. Asimismo, en un estudio agregado para América Latina, Palloni (1985) estima que las características personales, como la educación y edad de la madre, reducen su nivel de importancia como determinantes de la mortalidad infantil en contextos donde existe un gran acceso a servicios básicos.

3 Ver Kuate (1996); Forste (1994); Palloni y Tienda (1986); Panis y Lillard (1995); Fernández y Ferrando (1986); Schultz (1984); Elo (1992).

Acceso a Servicios de Salud

Una de las medidas más utilizadas para analizar el acceso a servicios de salud sobre la supervivencia infantil es la atención en el parto. A nivel mundial se considera a la atención en el parto como uno de los mecanismos más eficaces para reducir los índices de mortalidad infantil a través de la disminución de problemas no detectados a tiempo (UNICEF 1998, INEI 2000, Beltrán 2000).

Si bien la literatura reporta una relación positiva entre la supervivencia infantil y el acceso a servicios de salud, pocos estudios han incluido dentro de sus determinantes alguna medida de utilización de esos servicios. Dentro de ellos podemos mencionar el estudio de Forste (1994), que estima para Bolivia el impacto de la variable atención recibida por un profesional de salud (médico, enfermera u obstetrix) sobre el riesgo de morir, encontrando una relación positiva aunque no estadísticamente significativa, mientras que otros factores como atención prenatal si lo son. Por otro lado, un estudio efectuado por el INEI para el caso peruano reporta que el parto atendido por un profesional de salud u otro técnico reduce significativamente el riesgo de morir, siendo el resultado estadísticamente significativo (INEI, 2000). Sin embargo, al no tomar en cuenta la existencia de un fuerte componente endógeno de las variables relacionadas con la utilización de servicios de salud, esos estudios reportan resultados sesgados.

Una de las vías más utilizada para solucionar este problema es la “instrumentalización” de las variables de utilización⁴. Por ejemplo, estudios como el de Panis y Lillard (1995) estiman mediante una ecuación de riesgos proporcionales una ecuación de mortalidad infantil junto con dos ecuaciones de demanda por atención médica. Es decir, incorporan en la ecuación de mortalidad infantil las probabilidades predichas de atención médica medida a través de atención prenatal y lugar de atención del parto (clínica/hospital). En este sentido, la ecuación de mortalidad infantil se encuentra en función de variables del hogar, madre, niño y variables regionales; mientras que para identificar el acceso a servicios de salud en la ecuación de mortalidad usan variables de infraestructura médica en el distrito y variables socioeconómicas que afec-

4 Ver Behrman y Deodalkar (1988) y Wolpin (1997).

tan directamente la probabilidad de atención e indirectamente la mortalidad infantil. Así, los autores estiman que el efecto positivo de la asistencia médica es subestimado al no considerar la endogeneidad de dichas variables y la existencia de un fuerte componente de selección adversa en la atención médica.

Otros Determinantes

Variables como orden de nacimiento, intervalo entre nacimientos, género, nivel socioeconómico del hogar, entre otros, han sido generalmente utilizadas como determinantes de la mortalidad infantil. La evidencia empírica señala la existencia de una relación inversa entre el intervalo entre nacimientos y la mortalidad infantil. Para explicar este fenómeno se han formulado diversas hipótesis siendo la más aceptada la que se refiere al efecto de *agotamiento de la madre*, es decir la concepción frecuente imposibilita que el cuerpo de la madre se recupere, lo cual afecta la salud del niño. Además, cortos intervalos de tiempo entre los nacimientos aumentan de manera significativa la probabilidad que el niño tenga un nacimiento prematuro⁵.

Asimismo, la literatura da cuenta de una relación no lineal entre la mortalidad infantil y el orden de nacimiento, es decir, el primogénito y los niños que nacieron con órdenes de nacimiento mayores a cuatro están asociados a altas tasas de mortalidad infantil. Estudios como el de Hobcraft, Mc Donald y Rutsein (1985), muestran para diversos países que el hecho de ser primogénito tiene un efecto directo y significativo sobre la mortalidad neonatal⁶, mientras que para mayores órdenes de nacimiento la tasa mortalidad, tanto neonatal como postneonatal, no se ve afectada. Asimismo, Trussell y Hammerslough (1983) y Martin et al (1983) estimaron para Sri Lanka y Pakistán, respectivamente, que el efecto individual del orden de nacimiento impacta negativamente en mayor medida en los primogénitos respecto a los que nacen segundos o terceros. Sin embargo, al controlar por edad de la madre, este efecto cambia de signo, estableciendo una correlación negativa entre mortalidad del primogénito y la edad de la madre.

5 Ver Panis y Lillard (1995).

6 Mortalidad Neonatal comprende a todos los niños que mueren durante el primer mes de vida, mientras que Mortalidad Postneonatal se refiere a todos los niños que mueren desde el primer mes de vida hasta el primer año.

Finalmente, la literatura refiere una relación negativa entre el nivel socioeconómico del hogar y la mortalidad infantil (Bicego y Boerma, 1993; Sastry, 1994; Panis y Lillard, 1995). Si bien dicha variable no se ajusta dentro de la categoría de insumos de la función producción, juega un rol importante en la supervivencia infantil. La relación más clara se basa en que el nivel socioeconómico del hogar, además de asegurar la tenencia de bienes y servicios que promueven un mejor estado de salud, ayuda en la generación de un ambiente más higiénico y un nivel de nutrición adecuado.

Uno de los problemas metodológicos más importantes es la ausencia de información directa sobre el nivel de ingresos o gastos del hogar en las Encuestas de Demografía y Salud (DHS). Así, se han considerado diversas variables "proxies" que capturan ese efecto, como la inclusión de los salarios del esposo o los activos que posee el hogar. De acuerdo a Montgomery, Burke y Paredes (1997), uno de los problemas asociados a la inclusión de salarios del esposo como variable proxy del nivel socioeconómico del hogar es que restringe la muestra a las mujeres casadas con el esposo presente en el hogar, lo cual trae consigo sesgos de selección o sesgos por endogeneidad. Por otro lado, a pesar de la existencia de argumentos en contra del uso de los activos del hogar, estudios recientes sugieren la existencia de una estrecha relación entre los activos del hogar y el consumo del hogar (Banco Mundial, 2000; Filmer y Pritchett, 1998; Montgomery et al, 1997).

CAPÍTULO II

La mortalidad infantil en el Perú

Tras el ajuste macroeconómico y las reformas estructurales de la última década, los principales indicadores macroeconómicos muestran un comportamiento estable. Sin embargo, no se observan avances significativos en los Indicadores de Desarrollo Humano, como la tasa de mortalidad infantil, lo que refleja la poca expansión de las capacidades de los individuos (INEI 1997).

En la última década la inversión social en el Perú destinada al sector salud se ha incrementado paulatinamente. Mientras que en 1991 el gasto social en el sector representó el 3.9% del gasto total del gobierno central, en 1996 ascendió a 8.4%, lo que constituyó un incremento de 215%. Asimismo, en el mismo período, la inversión social per cápita destinada a la lucha contra la pobreza pasó de 102.84 a 269.39 soles de 1994.

Esta situación ha posibilitado que los indicadores de salud mejoren. De acuerdo a la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES, 1996), la tasa de mortalidad infantil se redujo de 57 muertes por cada mil nacidos vivos, en el período 1986 – 1991, a 42 muertes por cada mil nacidos vivos para el período 1991 – 1996⁷. Es importante señalar que la reducción más significativa (60%) se dio en la mortalidad post-neonatal, mientras que la mortalidad neonatal sólo disminuyó en 20% en ese período.

⁷ La Tasa de Mortalidad Infantil (TMI) difiere de acuerdo a la base de datos utilizada y al método de estimación. Así, para 1997, sobre la base de ENAHO 1998, la TMI era de 44,0 muertos por cada mil nacidos vivos. Las proyecciones oficiales para ese año estimaron una TMI de 45,9, mientras que el MINSA -sobre la base de la ENDES 1996 (INEI, 2000)- estimó una TMI de 43,8.

Cuadro N° 1
Indicadores de Salud
(Nacidos vivos 5 años antes de la encuesta)

	1986-1991	1991-1996
Mortalidad Neonatal*	29	24
Mortalidad post-neonatal*	29	18
Mortalidad Infantil*	57	42
Mortalidad en la Niñez*	80	54
Desnutrición crónica (niños < 5 años)	37	26

* Por cada mil nacidos vivos.

Fuente: Endes 1992 – 1996. Elaboración propia.

Igualmente, en los últimos años la tasa de mortalidad infantil ha registrado una disminución en toda América Latina. Sin embargo, este fenómeno se ha dado de manera heterogénea entre los diferentes países tal como se aprecia en el Cuadro N° 2.

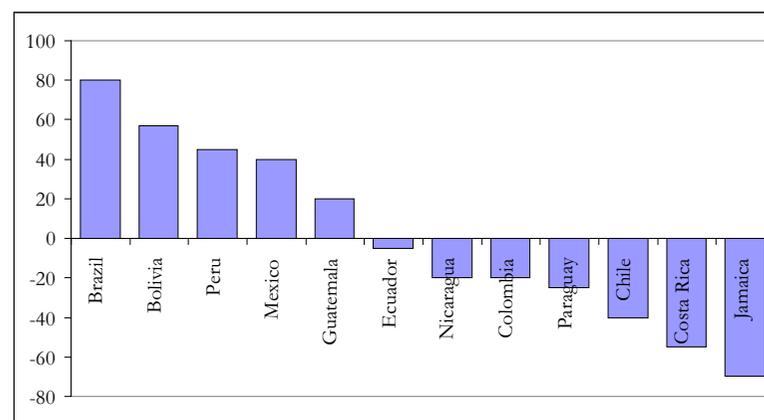
Cuadro N° 2
Tasas de Mortalidad Infantil en países seleccionados de América Latina y el Caribe. 1980-2005
(Muertes por cada mil nacidos vivos)

	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005
Argentina	32	22	24	22	20
Bolivia	109	90	75	66	56
Brasil	64	55	47	42	38
Chile	24	18	14	12	12
Cuba	17	13	10	9	8
Haití	122	100	74	66	59
Honduras	65	53	43	35	31
México	47	40	34	31	28
Nicaragua	80	65	48	43	39
Panamá	30	28	25	21	19
Paraguay	49	47	43	39	37
Perú	82	68	56	45	37
Uruguay	34	23	20	18	13
Venezuela	34	27	23	21	19

Fuente: OPS (2000).

En el Perú, los promedios nacionales ocultan fuertes disparidades regionales y nuestra posición relativa a otros países de la región es crítica. Si comparamos la desviación de la tasa de mortalidad infantil actual con la tasa de mortalidad predicha de acuerdo al nivel de ingreso per cápita, se aprecia que, a pesar de la reducción de la tasa de mortalidad infantil, el Perú presenta actualmente un desempeño peor al estimado siendo la brecha entre ambas equivalente a 42% aproximadamente (Banco Mundial 2000).

Gráfico N° 1
Desviaciones de la Tasa de Mortalidad Infantil Predicha, 1996
(En porcentaje)

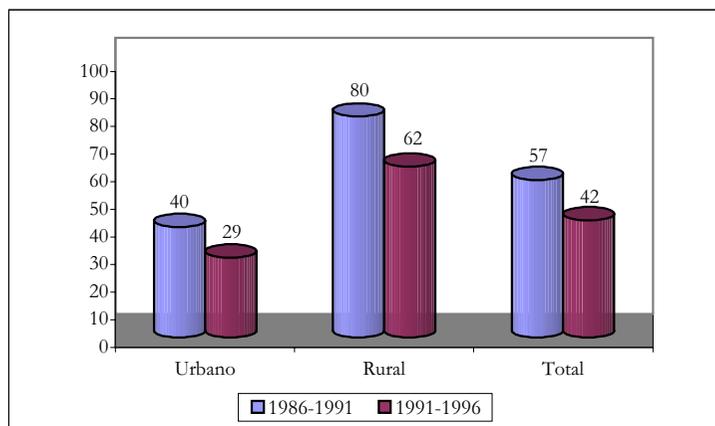


Fuente: Banco Mundial (2000).

La mortalidad infantil en el Perú no es sólo un problema de magnitud sino también una cuestión que afecta de manera desigual a las zonas urbanas y rurales y a las diferentes regiones del país. A pesar de que entre 1991 y 1996 se redujo tanto en zonas urbanas (de 40 a 29 muertes por cada mil nacidos vivos) como rurales (de 80 a 62 muertes por cada mil nacidos vivos), la brecha entre ellas aumentó ligeramente. Mucho más notables aún son las diferencias entre las regiones: la tasa de mortalidad infantil en la Sierra (69 por mil nacidos vivos) es tres veces mayor que la registrada para Lima Metropolitana (23 por

mil nacidos vivos); y departamentos como Huancavelica y Apurímac (109 por cada mil) presentan niveles cercanos a los reportados para Uganda y Camboya (UNICEF, 1998).

Gráfico N° 2
Tasa de Mortalidad Infantil, según área geográfica
(Muertes por cada mil nacidos vivos)

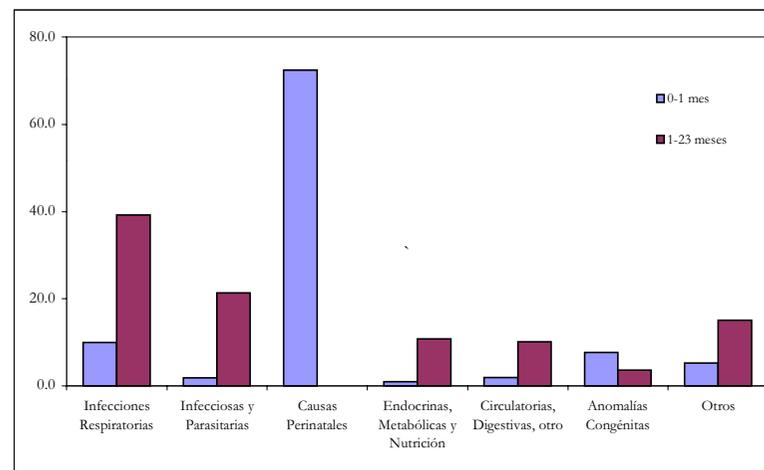


Fuente: Endes 1996.

Si se analizan las principales causas de muerte infantil en el Perú se observan diferencias importantes de acuerdo a la edad de los niños. En el primer mes de vida se producen decesos relacionados principalmente con causas perinatales, mientras que a medida que transcurre el tiempo los factores no biológicos, como las enfermedades resultantes de la falta de acceso a servicios de salud, el cuidado deficiente de los niños y la falta de una alimentación adecuada, explican en mayor medida las causas de muerte infantil en el Perú.

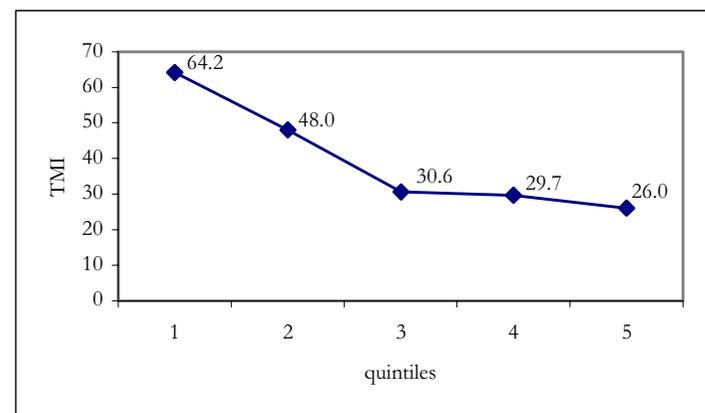
Asimismo, si se examina la tasa de mortalidad infantil según el nivel socioeconómico del hogar se aprecia que la mayor incidencia de muertes infantiles se concentra en los estratos de ingreso inferiores: dos tercios de las muertes infantiles ocurren en el 40% de los hogares más pobres en el Perú.

Gráfico N° 3
Principales Causas de Muerte Infantil 1994-1998
(En porcentaje)



Fuente: Estadísticas del Ministerio de Salud. Elaboración Propia

Gráfico N° 4
Tasa de Mortalidad Infantil, según quintiles
(Muertes por cada mil nacidos vivos)



Fuente: Banco Mundial (2000).

CAPÍTULO III

Metodología y base de datos

En esta sección se desarrolla el modelo econométrico utilizado para estimar los determinantes de la mortalidad infantil. La metodología comprende dos etapas: 1. *Estimación no Paramétrica*, a través de la cual se identifican las probabilidades de supervivencia para diferentes grupos mediante el estimador *Kaplan-Meier*; 2. *Estimación Paramétrica*, que permite evaluar el efecto de las características individuales sobre la distribución de la duración de la supervivencia. Finalmente, se explica la base de datos a utilizar.

III.1 MÉTODO DE ESTIMACIÓN

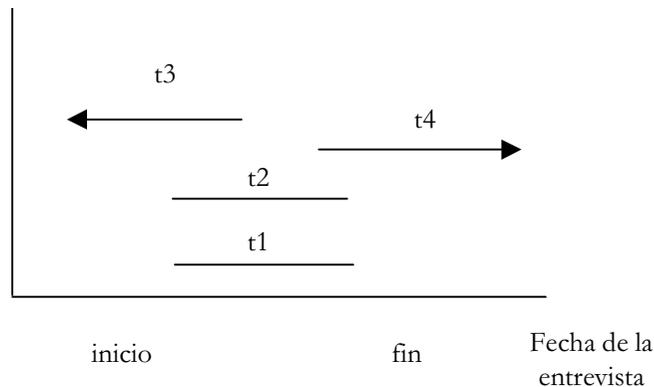
Diversos estudios han considerado el análisis de la mortalidad infantil mediante modelos probabilísticos de tipo logit o probit, donde el evento a estudiar es si el individuo sobrevivió o no un período de tiempo fijo. En el caso específico de la mortalidad infantil se analiza si el niño murió al primer año de vida o si sobrevivió. Esta aproximación presenta dos desventajas al examinar sólo un período de tiempo -por ejemplo, el primer año de vida completo-, y al utilizar la información sólo para los individuos que sobrevivieron al menos el primer año de vida. Así, los niños que nacieron antes de la fecha de la encuesta y tienen por ejemplo 6 meses de vida son omitidos del análisis (Trusell y Hammerslough (1983).

En el presente documento el modelo a utilizar será una extensión de los llamados *Modelos de Duración*, donde a diferencia de los modelos convencionales la observación es un proceso que toma lugar en un período de tiempo

$[0, t]$. Es decir, se analizan las decisiones y acciones de los individuos a través del tiempo⁸. Estos modelos son utilizados cuando la variable dependiente es el período de tiempo desde el inicio del evento hasta su fin o fecha de la encuesta.

En este tipo de modelos el proceso observado puede empezar y terminar en cualquier punto del tiempo, lo que origina las llamadas observaciones censuradas. En la muestra existen niños que han nacido y muerto en el período de análisis, por lo que se tiene información completa sobre el evento a analizar (t_1 y t_2 en el gráfico N° 5). Sin embargo, para los niños que nacieron dentro del período de estudio y sobreviven no se tiene información futura sobre los efectos de las variables analizadas, consideradas como observaciones censuradas a la derecha (t_4). Por otro lado, para los niños que nacieron antes del período de estudio no se tiene información sobre el efecto de las variables estudiadas durante los primeros meses de vida, por lo cual son consideradas como observaciones censuradas a la izquierda (t_3).

Gráfico N° 5
Datos Censurados



8 Ver Greene (2000), Kiefer (1988), Lancaster (1992), entre otros.

En este estudio sólo se han considerado a los niños nacidos vivos 5 años antes de la encuesta (1991-1996), ya que para ellos se cuenta con información completa para todas las variables analizadas. Así, si el niño sobrevivió a los 23 meses (casos censurados) tendrá como variable dependiente su edad en meses o la edad a la fecha de la entrevista, y si murió la variable dependiente será la edad de fallecimiento que oscila en un rango de 0 a 23 meses⁹.

El punto central es la estimación de la probabilidad condicional, conocida como "tasa de riesgo" $\lambda(t)$: la probabilidad de morir en el período t , dado que sobrevivió en el período $t-1$ dejándose de lado la estimación de la probabilidad no condicional del evento, es decir la probabilidad que el niño muera en el período t .

Estimación No Paramétrica

Para identificar la probabilidad de morir para diferentes grupos se construyeron funciones empíricas de riesgo (*empirical hazard functions*) utilizando el estimador *Kaplan-Meier*. El procedimiento estadístico para calcular este estimador es sencillo. Sea h_j el número de muertes con duración t_j , donde $j = 1, \dots, K$ meses y 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 :

$$n_j = \sum_{i \geq j}^K (m_i + h_i) \quad (5)$$

Dado que la tasa de riesgo $\lambda(t_j)$ es la probabilidad de completar un evento en la duración t_j , condicionado a que el evento llegue hasta la duración t_j , se le puede definir:

$$\hat{\lambda}(t_j) = h_j / n_j, \quad (6)$$

9 Como se aprecia en el gráfico N° A.II.1 del anexo, existe un potencial problema de subestimación de la mortalidad infantil por redondeo de la edad de muerte en el mes 12. Así, tomando como referencia a Bicego y Boerma (1993), se amplió el período de referencia a 23 meses para evitar el sesgo introducido por omitir la relación entre la edad de muerte no reportada y las variables explicativas.

es decir, el número de eventos terminados en t_j dividido entre el número de eventos no terminados en t_j .

Asimismo, es posible calcular la probabilidad condicional de sobrevivir en el intervalo i -ésimo, dado que ha sobrevivido hasta el período anterior como $p_i = [1 - \hat{1}_i]$. En este sentido, la función de supervivencia (*survival function*) o estimador Kaplan Meier se define como:

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j \frac{(n_i - h_i)}{n_i} = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{1}_i) \quad (7)$$

Estimación Paramétrica

Un modelo paramétrico de duración permite evaluar el efecto que tienen ciertas características individuales en la distribución de la duración de la supervivencia. En el presente documento, se utilizará un *Modelo de Riesgo Proporcional*, donde el efecto de los regresores es el de multiplicar la función de riesgo por un factor de escala. Es decir, las tasas de riesgo para cada individuo tienen la misma forma pero existen desplazamientos de acuerdo a las características individuales.

A través de la estimación de máxima verosimilitud del modelo la tasa de riesgo se define como:

$$\lambda(t, x_i, b) = \lambda_0(t) e^{(x_i' b)} \quad (8)$$

donde $\lambda_0(t)$ es la tasa de riesgo base (*baseline hazard*) que describe el riesgo para los individuos asociado a $x_i' = 0$, y $e^{(x_i' b)}$ es el riesgo relativo o “factor de proporcionalidad”. Así, el riesgo aumenta o disminuye proporcionalmente asociado a un vector de características x_i . En este caso, se utiliza el método de Cox, donde no se especifica ninguna forma funcional para la tasa de riesgo base¹⁰.

Un b positivo implica que cuando la variable se incrementa, la probabilidad de morir en cada período aumenta y viceversa. Una vez estimados estos

10 Ver Kiefer (1988). Adicionalmente, en el análisis de los determinantes de la atención, tomando en cuenta la correlación intra-distrital de los errores al incluir variables distritales, se utilizó la corrección de la matriz de varianzas propuesta por Moulton (1986).

coeficientes, se procede a calcular los Ratios de Riesgo o la razón en la cual la probabilidad de morir se incrementa en relación con la variable de referencia o base, tomando para ello al exponencial del coeficiente de cada variable. Así, un $e^{b'}$ igual a 1,0 indica que el riesgo es similar al del promedio, mientras que un valor mayor (menor) que 1,0 indica un mayor (menor) riesgo en relación con la variable de referencia.

Para abordar el problema de endogeneidad, explicado en la sección I, se ha instrumentalizado la atención en el parto con profesional de salud, usándose variables tales como acceso a seguro médico e infraestructura de salud en el distrito. Es importante señalar que esta estrategia ha sido utilizada por varios autores para instrumentalizar el acceso a servicios de salud bajo el supuesto que las características no observables de los niños no estén correlacionadas con el valor predicho de la variable (Rosenweig y Schultz, 1983, 1982; Olsen y Wolpin, 1997; Panis y Lillard, 1995). Cabe señalar que la estimación de este modelo es posible debido a la inclusión de variables en la ecuación de atención que no se incluyen en la ecuación de mortalidad infantil, como las variables de infraestructura en salud¹¹.

III.2 BASE DE DATOS

En el estudio se utilizaron dos bases de datos la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 1996 (ENDES) y el Censo de Infraestructura de Salud de 1996, ambas representativas en el ámbito nacional. Para estudiar los determinantes de la mortalidad infantil se tomó como muestra a los niños nacidos vivos en el período 1991 – 1996. A su vez, el Censo de Infraestructura de Salud 1996 incluye información para todos los establecimientos de salud a nivel distrital (7306), según tipo de proveedor, número de médicos, número de otros profesionales de salud tales como enfermeros o técnicos, entre otras variables. La variable ubicación geográfica del distrito de residencia se utilizó como conector de ambas bases, dando como resultado 484 distritos a analizar.

11 El set de variables a utilizar es amplio pero inevitablemente incompleto. Varias variables han sido excluidas del presente análisis porque contienen un fuerte componente endógeno, lo cual implica incluir ecuaciones adicionales que escapan al objetivo principal del presente documento.

CAPÍTULO IV

Resultados

En la esta sección se presentan los principales resultados de la estimación econométrica tomando en cuenta la endogeneidad de la variable relacionada a acceso a servicios de salud.

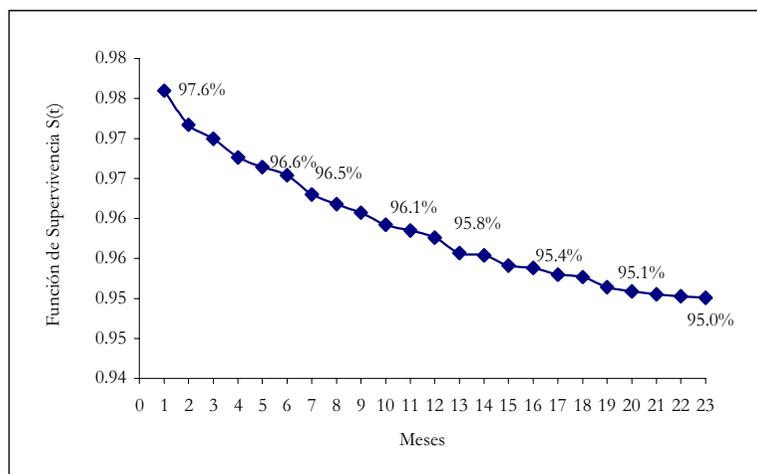
IV.1 ESTIMACIÓN NO PARAMÉTRICA

El estimador Kaplan Meier es una representación gráfica de la función de supervivencia, definida como una distribución acumulativa de las probabilidades condicionales de supervivencia. En este sentido, muestra un comportamiento decreciente ya que representa la proporción acumulativa de la muestra que sigue viva en el periodo t respecto al total de niños que sobreviven hasta ese período. Así, tomando como muestra a todos los nacidos vivos entre 1991 y 1996, se observa en el gráfico N° 6 que el 97% de los niños sobrevivió al menos al primer mes de vida, mientras que el 95% sobrevivió más de 23 meses.

Si se observa la función empírica de supervivencia según el área de residencia¹² se encuentra que los niños que viven en áreas rurales presentan una función de supervivencia que desciende más rápidamente respecto a aquellos que viven en áreas urbanas. Es decir, la duración de vida para los que viven en

¹² Adicionalmente, para verificar si existen diferencias estadísticamente significativas en las duraciones de vida entre diferentes grupos a nivel urbano-rural, se utilizó la prueba conocida como log de rango, cuya hipótesis nula es que las funciones de supervivencia son iguales para los grupos a contrastar. Los resultados indican que existen diferencias significativas en la distribución de la duración de vida según nivel educativo y edad de la madre, género del niño, acceso a servicios de salud, entre otros.

Gráfico N° 6
Función Empírica de Supervivencia



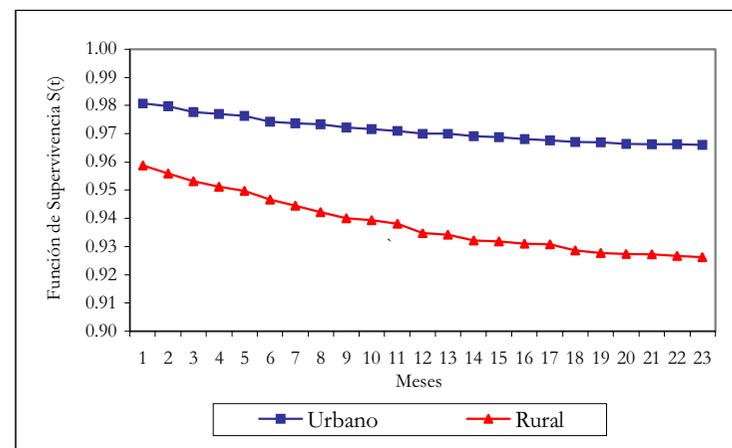
Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.

áreas urbanas es mayor respecto a aquellos que viven en áreas rurales, tal como se observa en gráfico N° 7.

Asimismo, analizando las funciones de supervivencia por nivel educativo de la madre se aprecia que aquellos niños que tienen madres sin educación o con apenas educación primaria tienen una duración de vida menor comparados con aquellos que tienen madres con educación secundaria o superior. Específicamente, la tasa de mortalidad infantil asociada a madres sin educación es aproximadamente 64 muertes por cada mil nacidos vivos, cifra que se reduce a 25 muertes por cada mil nacidos vivos si la madre tiene educación superior. Estos resultados reflejan el impacto positivo de la educación de las madres sobre la mortalidad infantil a través de una mejor percepción respecto al cuidado de los hijos, la utilización de servicios de salud y una mayor participación en el mercado de trabajo.

Por otro lado, se observa una relación no lineal, en forma de J, entre la tasa de mortalidad infantil y la edad de la madre al nacimiento del niño, encontrándose menores tasas de supervivencia en los grupos extremos, en

Gráfico N° 7
Función de Supervivencia, según Área de Residencia



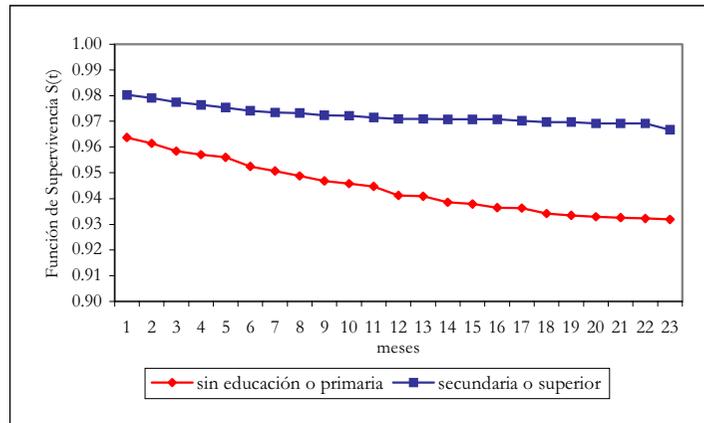
Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.

especial en el grupo de mujeres adultas. Esta forma de curva se debe a prácticas de salud inadecuadas, la baja utilización de los servicios de salud y un menor control de la fecundidad en mujeres de edad temprana; mientras que en las madres de edad avanzada la alta tasa de mortalidad infantil se ve afectada por la influencia de factores biológicos, como la mayor predisposición a hipertensión o diabetes e hijos con una mayor probabilidad de nacer con anomalías congénitas¹³.

Finalmente, uno de los mecanismos más eficaces para reducir los índices de mortalidad a partir del embarazo es una adecuada atención en el parto, ya que reduce el riesgo de morir debido a infecciones o problemas en el embarazo no detectados a tiempo. La tasa de mortalidad infantil a nivel nacional asociada a madres que fueron asistidas por un profesional de salud bordea las 28 muertes por cada mil nacidos vivos, cifra que aumenta considerablemente si el parto fue asistido por un familiar (71 muertes por cada mil nacidos vivos).

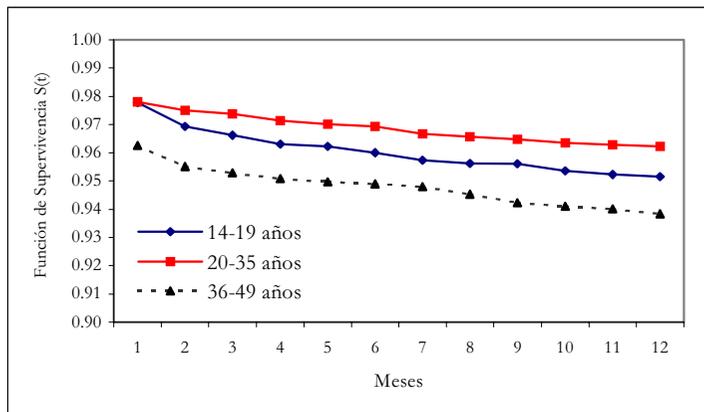
¹³ Ver OPS (2000).

Gráfico N° 8
Función de Supervivencia, según Nivel Educativo de la Madre



Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.

Gráfico No 9
Función Empírica de Supervivencia, según Edad de la Madre al Nacimiento del Niño

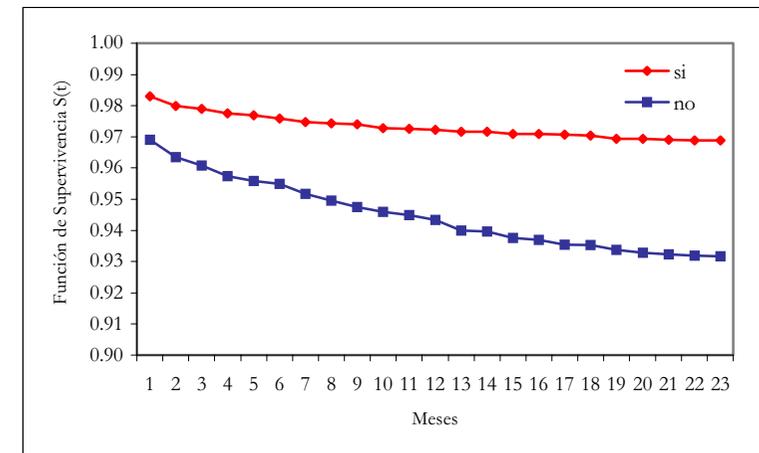


Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.

En el país el 51% de los partos fueron atendidos por profesionales de salud: 30% por un médico y 21% por una obstetriz. En zonas urbanas el 79% tuvo asistencia con un profesional de salud, mientras que en zonas rurales esta cifra se reduce considerablemente al 17% (el 38% de los nacimientos fue asistido por una partera mientras que el 37% por un familiar). De acuerdo a diversos estudios efectuados para el Perú el bajo uso de los servicios de salud se encuentra relacionado al costo del servicio, al bajo nivel educativo y a la existencia de barreras culturales (Beltrán, 2000; Elo, 1992; Altobelli, 1998).

El análisis de la función de supervivencia según el acceso a los servicios de salud muestra que aquellos niños cuyas madres fueron asistidas en el parto por un profesional de salud, presentan una función de supervivencia que desciende más rápidamente en comparación con aquellos cuyas madres no recibieron atención especializada, lo cual confirma la importancia del acceso a servicios de salud en la supervivencia infantil.

Gráfico N° 10
Función Empírica de Supervivencia, según Asistencia en el Parto con Profesional de Salud



Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.

IV.2 ESTIMACIÓN PARAMÉTRICA

IV.2.1. Validación del supuesto de proporcionalidad

Dado que estamos utilizando un modelo de Riesgos Proporcionales es necesario primero probar estadísticamente la validez del supuesto de proporcionalidad. En este sentido se usó el test de Riesgos Proporcionales o método de *log-log plot*. Este tiene como hipótesis nula que el logaritmo de la tasa de riesgo es constante en el tiempo. Gráficamente se puede validar este supuesto planteando el logaritmo de la tasa de riesgo integrada versus el logaritmo del tiempo. Si ambas curvas son paralelas se justifica el uso de un modelo de riesgos proporcionales. A continuación se presentan los gráficos de las principales variables analizadas ¹⁴.

IV.2.2 Resultados del análisis multivariado

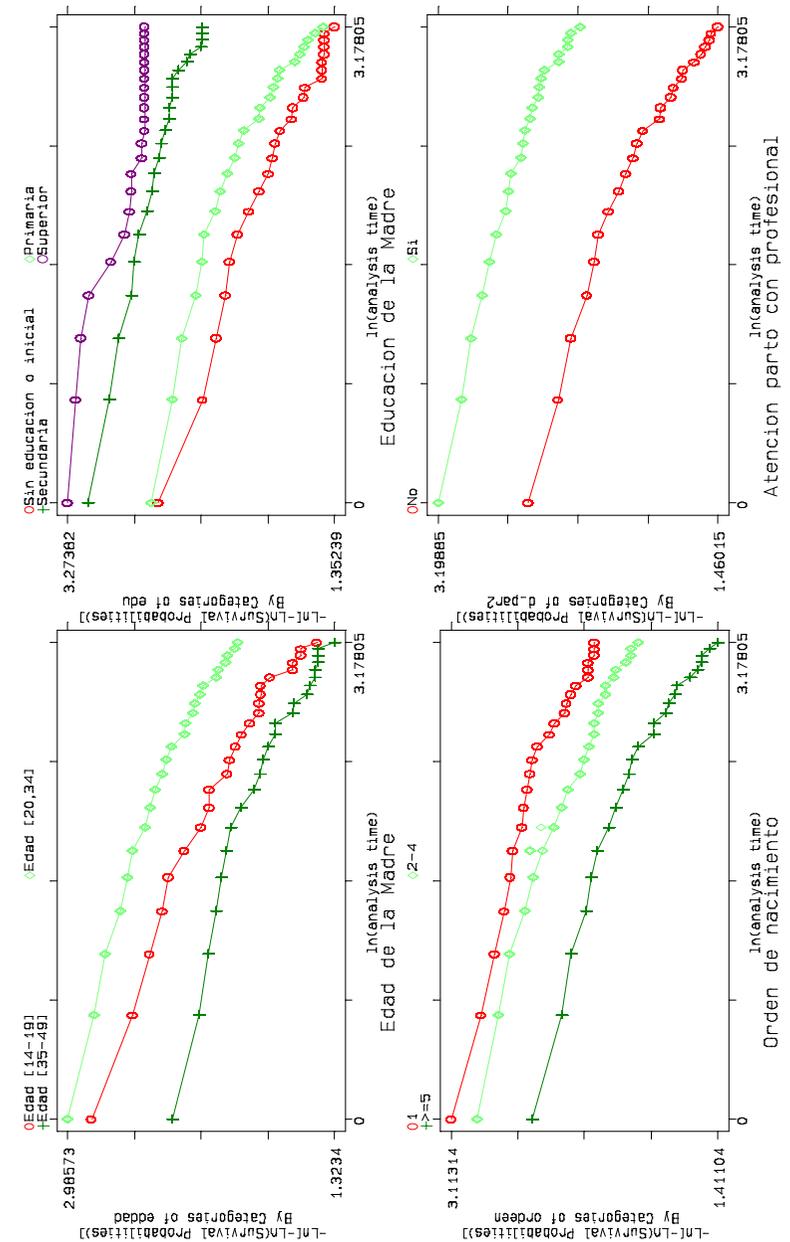
Una vez validado el supuesto de proporcionalidad se procedió, mediante el Modelo de Riesgos Proporcionales de tipo Cox, a probar económicamente el riesgo de morir. Previamente, para abordar el problema de sesgo de autoselección, se estimó una ecuación de demanda por atención en el parto con profesional de salud, para evaluar sus determinantes y obtener las probabilidades predichas con el fin de incluirlas en la ecuación de mortalidad.

Atención en el Parto

Mediante un modelo probit se estimó que la probabilidad promedio de que una mujer peruana en edad fértil tenga una atención en el parto con profesional de salud es igual a 81,7% en áreas urbanas y a 16,3% en áreas rurales. Eso concuerda con las frecuencias calculadas a partir de la muestra. Asimismo, se estimó que las variables que más afectan la decisión de atención en el parto con un profesional de salud son el nivel de educación de la madre, lengua materna e infraestructura de salud en el distrito.

¹⁴ Los gráficos realizados por la autora confirman que no se estaría violando ese supuesto tanto en zonas urbanas como rurales.

Gráfico N° 11



Como se aprecia en el Cuadro N° 3, a medida que aumenta el nivel educativo de la madre se produce un incremento en la probabilidad de atención, tanto en zonas urbanas y rurales. Así, la probabilidad de atención en el parto con un profesional de salud de una mujer con educación superior respecto a una mujer sin educación aumenta en 22% y 33% en áreas urbanas y rurales, respectivamente¹⁵. Asimismo, el signo positivo de la variable etnicidad muestra que las mujeres que tienen como lengua materna el castellano tienen una mayor probabilidad de atenderse con profesional de salud comparadas con las mujeres de habla aymara o quechua, que enfrentan mayores restricciones socioeconómicas y barreras culturales que acentúan el temor o la desconfianza hacia los médicos u obstetras.

Las variables relacionadas al acceso a servicios de salud e infraestructura tienen un efecto significativo y positivo sobre la probabilidad de atención. La pertenencia a un seguro público y/o privado incrementa la probabilidad de atenderse con un profesional de salud, siendo este efecto mayor en las zonas rurales donde la condición de estar asegurada aumenta la probabilidad de atención en 15% respecto a las no aseguradas. Asimismo, a medida que aumenta la infraestructura médica per cápita en el distrito de residencia, la probabilidad de atención en el parto con profesional de salud es mayor, siendo este efecto más pronunciado en zonas rurales donde la cobertura actual en servicios de salud es reducida¹⁶.

Mortalidad Infantil

Luego de estimar la probabilidad de atención con profesional de salud se procedió a estimar los determinantes de la mortalidad infantil, tomando la probabilidad predicha de atención en el parto como una de sus variables explicativas. Los resultados obtenidos muestran que la edad de la madre, el intervalo entre nacimientos, el orden de nacimiento y el acceso a servicios de salud son las variables que más influyen en el comportamiento de la mortalidad infantil en el Perú.

15 Los efectos marginales se reportan en el anexo.

16 Cabe destacar que esos resultados concuerdan con los obtenidos por Beltrán (2000) y Elo(1992) utilizando la ENDES 1996 y 1986, respectivamente.

Cuadro No. 3
Determinantes de la Asistencia de Profesional de Salud en el Parto
(t-estadístico entre paréntesis)

	Urbano	Rural
Constante	-1.041 (-6.48)	-0.916 (-6.29)
Edad al nacimiento del niño	0.005 (1.91)	-0.004 (-1.12)
Educación Primaria	0.244 (2.23)	0.167 (2.14)
Educación Secundaria	0.735 (5.96)	0.692 (6.90)
Educación Superior	1.097 (8.92)	0.974 (7.05)
Lengua Materna: Castellano	0.710 (6.33)	0.250 (3.26)
Índice de Activos del Hogar	0.067 (12.08)	0.100 (10.48)
Ve televisión al menos 1 vez a la semana	0.187 (2.60)	0.435 (6.86)
Tiene seguro privado y/o público	0.261 (4.60)	0.507 (4.69)
Número de Hospitales y/o Clínicas per cápita en el distrito	0.012 (0.93)	0.705 (4.89)
Número de Ginecólogos y/o Obstetras per cápita en el distrito	0.322 (8.44)	1.756 (2.44)
Número de observaciones	6914	4802
Log Likelihood	750.12	657.13
Wald chi2	-3053.33	-1875.25
<i>Test de Significancia Conjunta</i>		
Grupo 1	316.53*	134.1*
Grupo 2	318.34*	273.3*

*p < 0.01

Grupo 1: edad, educación, lengua materna, ve televisión, índice de activos

Grupo 2: condición de asegurada, infraestructura en salud en el distrito.

Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.

- Respecto, a las variables relacionadas a la madre y el hogar, se observa que:
 - Tanto en el área urbana como rural, a medida que se incrementa el nivel educativo de la madre el riesgo de morir del niño es menor. De acuerdo a las estimaciones realizadas, un año adicional de educación reduce el riesgo de morir del niño en áreas urbanas y rurales en 2% y 4%, respectivamente. Resultados similares se han encontrado para otros países de la región. Por ejemplo, para Brasil se ha estimado que un año adicional de educación está asociado a una reducción del 6% en el riesgo de morir del niño (Sastry, 1994).
 - El nivel educativo de la madre es estadísticamente significativo en el área rural aún controlando por el nivel socioeconómico del hogar. Mientras que en zonas urbanas, una vez que se incorporan en el modelo variables relacionadas al hijo y al acceso a servicios de salud, su nivel de significancia se reduce considerablemente. Estos resultados son similares a los estimados para Bolivia (Bicego y Boerma, 1990).
 - La edad de la madre al nacimiento del niño mantiene una relación no lineal y negativa con la mortalidad infantil. La edad en la que se logra un menor riesgo de morir en los niños es de 34 años en áreas urbanas y de 30 años en áreas rurales. Estos resultados también son similares a los encontrados para Bolivia (Pinto, 1993).
 - Las variables de control como índice de activos o número de personas en el hogar, si bien muestran un comportamiento esperable, no son estadísticamente significativas, a excepción de la variable número de personas en el hogar en edad de trabajar en áreas rurales.

Respecto a las variables relacionadas al niño, se aprecia que:

- El valor negativo de la variable intervalo entre nacimientos muestra que a medida que aumenta el tiempo entre los nacimientos se reduce el riesgo relativo de morir durante los primeros dos años de vida. Asimismo, se observa que a mayor orden de nacimiento la tasa de riesgo es mayor, aunque este resultado es estadísticamente significativo sólo en áreas urbanas.
- Controlando por el género del niño se encuentra un efecto directo entre esta variable y la mortalidad infantil. Es importante señalar que en todos

los países de América Latina la mayor mortalidad infantil es masculina¹⁷, siendo más marcada en el período neonatal debido a factores genéticos cuyo impacto se atenúa en edades más avanzadas¹⁸.

Respecto a las variables relacionadas con el acceso a servicios de salud se observa que:

- La variable que mide el acceso a servicios de salud (atención en el parto con profesional de salud) muestra una relación negativa con el riesgo de morir de los niños. La columna 4 del Cuadro N° 4 muestra los resultados cuando se considera esa variable como exógena, mientras que la columna 5 los ofrece luego que se la instrumentaliza. Los resultados obtenidos confirman una subestimación del efecto positivo y del nivel de significancia estadística de la atención en el parto con profesional de salud cuando se le considera como variable exógena en el modelo. Es decir, se aprecia que la tasa de riesgo para los niños cuyas madres tuvieron atención en el parto con profesional de salud se reduce en 11% y 18% en áreas urbanas y rurales, respectivamente. Este porcentaje aumenta considerablemente una vez instrumentalizada la variable de atención (60% y 69% respectivamente).

17 Ver OPS (2000).

18 En ciertos países se ha reportado menor supervivencia para las niñas, pero debido a factores culturales: estudios realizados en la década de los ochenta muestran que en la India la tasa de mortalidad infantil femenina era 21% mayor que la tasa masculina, dado que los niños recibían un tratamiento preferencial tanto en lactancia como atención médica (Ware, 1984).

Cuadro No 4
Estimación de los Determinantes de la Mortalidad Infantil
(t estadístico entre paréntesis)

a. Urbano					
	1	2	3	4	5
				(sin IV)	(con IV)
<i>VARIABLES DE LA MADRE Y EL HOGAR</i>					
Edad madre al nacimiento del niño	0.850**	0.860**	0.868**	0.870**	0.872**
	(-2.73)	(-2.54)	(-2.31)	(-2.22)	(-2.19)
Edad^2	1.003*	1.003*	1.002**	1.002**	1.002**
	(2.85)	(2.72)	(2.10)	(2.06)	(1.97)
Años de educación	0.945*	0.970**	0.990	0.992	0.998
	(-4.29)	(-1.93)	(-0.61)	(-0.45)	(-0.42)
Número de personas en el hogar en edad de trabajar	1.003	1.026	1.007	1.013	1.006
	(0.10)	(0.79)	(0.22)	(0.39)	(0.17)
Índice de Activos		0.952*	0.966*	0.969**	0.987
		(-3.46)	(-2.29)	(-2.05)	(-1.62)
<i>VARIABLES DEL NIÑO</i>					
Intervalo entre nacimientos (meses)			0.995*	0.995*	0.995*
			(-2.25)	(-2.34)	(-2.17)
Orden de nacimiento			1.151*	1.145*	1.150*
			(3.89)	(3.65)	(3.84)
Género			1.308**	1.268**	1.291**
			(2.38)	(2.06)	(2.25)
<i>UTILIZACIÓN DE SERVICIOS DE SALUD</i>					
Atención en el parto con profesional de salud				0.890	0.399
				(-0.87)	(-1.63)
Número de observaciones	8992	8992	8992	8992	8992
LR chi2	717.3	729.3	757.9	742.3	759.8
Log Likelihood	-1970.9	-1964.9	-1950.6	-1864.9	-1936.9
<i>TEST DE SIGNIFICANCIA CONJUNTA</i>					
VARIABLES DE LA MADRE Y HOGAR			38.17*	33.57*	25.95**
VARIABLES DEL NIÑO Y UTILIZACIÓN DE SERVICIOS DE SALUD			47.84*	46.32*	55.66*

Nota: a) El modelo incluye además variables dicotómicas que reflejan el efecto de dependencia temporal.
b) Sin IV = sin instrumentalizar la variable de atención en el parto; Con IV = instrumentalizando la variable de atención en el parto.

*: significativo al 1%; **: significativo al 5%

Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.

b. Rural

	1	2	3	4	5
				(sin IV)	(con IV)
<i>VARIABLES DE LA MADRE Y EL HOGAR</i>					
Edad madre al nacimiento del niño	0.900**	0.901**	0.941	0.944	0.973
	(-2.48)	(-2.45)	(-1.37)	(-1.29)	(-0.56)
Edad^2	1.002*	1.002*	1.001	1.001	1.001
	(2.77)	(2.75)	(1.73)	(1.65)	(0.76)
Años de educación	0.953*	0.962*	0.963*	0.968**	0.985
	(-3.53)	(-2.68)	(-2.53)	(-2.13)	(-1.78)
Número de personas en el hogar en edad de trabajar	0.926**	0.928**	0.914**	0.925**	0.919**
	(-2.09)	(-2.04)	(-2.41)	(-2.09)	(-2.12)
Índice de Activos		0.978	0.986	0.992	0.995
		(-1.37)	(-0.84)	(-0.47)	(-0.36)
<i>VARIABLES DEL NIÑO</i>					
Intervalo entre nacimientos (meses)			0.989**	0.988*	0.988*
			(-4.51)	(-4.63)	(-4.47)
Orden de nacimiento			1.038	1.038	1.050
			(1.45)	(1.45)	(1.80)
Género			1.134	1.146	1.146
			(1.50)	(1.60)	(1.51)
<i>UTILIZACIÓN DE SERVICIOS DE SALUD</i>					
Atención en el parto con profesional de salud				0.816	0.309
				(-1.35)	(-1.97)
Número de observaciones	8527	8527	8527	8527	8527
LR chi2	1404.2	1406.1	1434.1	1433.9	1437.2
Log Likelihood	-3121.7	-3120.8	-3106.8	-3061.8	-3172.0
<i>TEST DE SIGNIFICANCIA CONJUNTA</i>					
VARIABLES DE LA MADRE Y HOGAR			40.67*	34.64*	27.73**
VARIABLES DEL NIÑO Y UTILIZACIÓN DE SERVICIOS DE SALUD			44.78*	47.69*	50.36*

Nota: a) el modelo incluye además variables dicotómicas que reflejan el efecto de dependencia Temporal.
b) sin IV = sin instrumentalizar la variable de atención en el parto; con IV = instrumentalizando la variable de atención en el parto.

*: significativo al 1%; **: significativo al 5%

Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.

Conclusiones

- La evolución de la mortalidad infantil durante la última década presenta una dinámica compleja. Por un lado, la tasa de mortalidad infantil muestra una reducción favorable a nivel nacional. Pero, por otro, aún se observan significativas disparidades entre la zona urbana y rural. La disminución de la tasa de mortalidad infantil en las zonas urbanas tiene una variación porcentual mayor en 10% respecto a lo observado para las zonas rurales para el mismo período de análisis.
- Una de las críticas frecuentes a los estudios sobre los determinantes de la mortalidad infantil se refiere a que variables como lactancia, acceso a servicios de salud, entre otras, no son consideradas como parte de una decisión del hogar, con lo cual los resultados econométricos que se obtienen son sesgados. Por esta razón es necesaria la estimación previa de las variables que afectan tal decisión, para su posterior inclusión en la ecuación final sobre los determinantes de la mortalidad infantil. En este sentido, los resultados econométricos obtenidos en el presente estudio muestran que la falta de consideración de esto produce una subestimación del efecto positivo del acceso a los servicios de salud sobre la supervivencia infantil.
- El análisis del acceso a los servicios de salud, medido a través de la atención del parto con un profesional de salud, muestra que sólo el 51% del total de partos en el Perú se realizan con la asistencia de un médico u obstetrix, siendo notables las diferencias entre las zonas urbanas y rurales, donde el 79% y el 17% de los partos, respectivamente, tienen asistencia de un profesional de salud. Estas diferencias obedecen tanto a factores de demanda (bajo nivel educativo de las gestantes, existencia de barreras culturales, etc.), como a factores ligados a la oferta (diferencias en la infraestructura de servicios de salud, costos de acceso, etc.)
- El análisis econométrico del acceso al servicio de salud muestra que las variables estadísticamente significativas que explican la atención del par-

- to con profesional de salud son el nivel de educación de la madre, lengua materna, índice de activos del hogar, condición de asegurada e infraestructura de salud en el distrito. Cabe destacar que uno de los principales resultados del análisis econométrico indica que aún cuando la variable bagaje cultural es estadísticamente significativa en las zonas rurales, su efecto es menor respecto a variables tales como educación y edad de la madre e índice de activos del hogar. En este sentido, la remoción de las restricciones ligadas a educación y niveles de bienestar entre las familias de las zonas rurales tendrá un impacto positivo aún cuando existan restricciones culturales. A su vez, la importancia de la variable acceso a medios de comunicación indica que las campañas educativas dirigidas a dotar de mayor información a las gestantes sobre salud reproductiva, tendrán un efecto positivo y significativo sobre el acceso a los servicios de salud, especialmente en las áreas rurales.
- El análisis de los determinantes de la mortalidad infantil se realizó tanto mediante un estimador no paramétrico de la tasa de riesgo (Kaplan-Meier), como de un modelo paramétrico de Riesgos Proporcionales (Cox), lo cual permitió realizar un análisis dinámico de la mortalidad infantil. Los resultados obtenidos en ambos casos indican que las variables que afectan significativamente a la mortalidad infantil son: educación de la madre, edad de la madre al nacimiento del niño, intervalo entre nacimientos, orden de nacimiento y el acceso a servicios de salud.
 - La edad de la madre al nacimiento del niño muestra un comportamiento estadísticamente significativo tanto en zonas urbanas como rurales, resultando más importante en las zonas urbanas. El riesgo de morir de los niños cuyas madres son jóvenes es alto. Sin embargo, el riesgo asociado a mujeres de edad avanzada lo es aún más, lo cual indicaría que las campañas de salud reproductiva y planificación familiar no sólo deben estar dirigidas a la población más joven sino también a las mujeres de mayor edad.
 - El nivel educativo de la madre contribuye de manera significativa en la reducción del riesgo de muerte en niños menores de 23 meses. El efecto es indirecto ya que las mujeres más educadas tienden a utilizar más servicios de salud debido a que conocen mejor los beneficios positivos derivados de la atención con un profesional de salud. Además, existe un efecto

- directo como resultado de una mejor percepción sobre la gravedad de las enfermedades y síntomas, y un aumento en la productividad y efectividad en el uso de los insumos de salud.
- Los resultados refuerzan la importancia de promover el grado de información que maneja el hogar respecto a temas de salud materno-infantil y la necesidad de tomar en consideración variables demográficas, como número de hijos o edad de la madre, en el diseño de programas sociales de salud reproductiva. Asimismo, es de particular importancia la capacitación de personal no médico -promotores en salud y parteras en zonas rurales del Perú- donde el acceso a personal e infraestructura médica es limitado por la existencia de factores culturales y económicos.

Bibliografía

- ALTOBELLI, L.
1998 *Identificación de la Demanda Insatisfecha para Servicios de Salud Reproductiva en Huancavelica, Perú: Resultados de una Encuesta de Salud de Mujeres Rurales*.— The Population Council.
- ALY, H.
1991 “Egyptian Child Mortality a Household, Proximate Determinants Approach”.— En: *The Journal of Developing Areas*, N° 25.
- BANCO MUNDIAL
2,000 *Socio-Economic Differences in Health, Nutrition and Population in Perú*.— Mimeo.
- BARRERA, A.
1990 “The Role of Maternal Schooling an Its Interaction with Public Health Programs in Child Health Production”.— En: *Journal of Development Economics*, Vol. 32.
- BECKER, G.
1965 “A Theory of the Allocation of Time”.— En: *Economic Journal*, Vol. 75.
- BEHRMAN, J. y B. WOLFE
1987 “Women Schooling and Children’s Health: Are the Effects Robust with Adult Siblings Control for the Women’s Childhood Background”.— En: *Journal of Health Economics*, Vol. 6.
- BEHRMAN, J y A. DEOLALIKAR
1988 Health and Nutrition.— En: CHENERY, H. y N. SRINIVASAN (editores). *Handbook of Development Economics*, Vol. I. Cap. 14.

- BENEFO K. y P. SCHULTZ
1994 "Determinants of Fertility and Child Mortality In Cote d'Ivoire and Ghana".— En: *Living Standards Measurement Study.— (Working Paper N° 103)*.
- BELTRÁN, A.
2000 Determinantes de la Utilización de los Servicios de Control del Embarazo y Parto: El Caso Peruano.— En: CORTEZ, R. (editor). *Salud, Productividad y Pobreza: Teoría, Método y Aplicaciones al Caso Peruano*.— CIUP, en imprenta.
- BICEGO, G. y J. BOERMA
1993 "Maternal Education and Child Survival: A Comparative Study of Survey Data from 17 Countries".— En: *Social Science and Medicine*, Vol. 36, N° 9.
1990 "Maternal Education, Use of Health Services, and Child Survival: An Analysis of Data from the Bolivia DHS Survey".— (*DHS Working Papers, N° 1*).
- CALDWELL, J.
1994 "How is Greater Maternal Education Translated into Lower Child Mortality?".— En: Forum: Parental Education and Child Mortality.— *Health Transition Review*, Vol. 4.
1990 "Cultural and Social Factors Influencing Mortality in Developing Countries".— En: *The Annals of The América Academy of Political and Social Science*, N° 510.
- CLELAND, J. y K. VAN GINNEKEN
1988 "Maternal Education and Child Survival in Developing Countries, The Search for Pathways of Influence".— En: *Social Science and Medicine*, Vol. 27.
- DE MEER, K; BERGMAN, R. y John KUSNER
1993 "Socio-Cultural Determinants of Child Mortality in Southern Perú: Including Some Methodological Considerations".— En: *Social Science and Medicine*, Vol. 36, N° 3.

- ELO, I.
1992 "Utilization of Maternal Health-Care Services in Perú: the Role of Women's Education".— En: *Health Transition Review*, Vol. 2, N° 1.
- FILMER, D. y L. PRITCHETT
1988 "Estimating Wealth Effects without Expenditure Data-or Tears: An Application to Educational Enrollments in States of India".— En: World Bank Policy Research.— Washington. (*Working Paper N° 1994*).
- FORSTE, R.
1994 "The Effects of Breastfeeding and Birth Spacing on Infant and Child Mortality in Bolivia", En: *Population Studies*, Vol. 48.
- FRANKENBERG, E.
1994 "The Effects of Access to Health Care on Infant Mortality in Indonesia".— En: RAND: Labor and Population Program.— (*Working Paper Series 94-01*).
- GREENE, W.
2000 *Econometrics Analysis*.— New York: McMillan.
- GROSMAN, M.
1999 "The Human Capital Model of the Demand of Health".— En: National Bureau of Economic Research.— *Working Paper 7078*, Abril.
1972 "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health".— En: *Journal of Political Economy*, N° 80.
- HENRIQUES, M.; D. THOMAS y J. STRAUSS
1990 "Child Survival, Height for Age and Household Characteristics in Brazil".— En: *Journal of Development Economics*, Vol. 33.
- HOBBCRAFT; MC DONALD y RUTSEIN
1985 "Demographic Determinants Of Infant And Early Child Mortality: A Comparative Analysis".— En: *Population Studies*, Vol. 39.

- INEI
 2000 *Perú: Mortalidad Infantil, Pobreza y Condiciones de Vida.*— Lima.
 1997 *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 1996. Informe Principal.*— Lima.
- INEI – UNICEF
 1997 *Perú 1997. La Salud de la Niñez. Una evaluación de los niveles de exclusión.*— Lima.
- UNICEF
 1998 *Data Social.*— Lima.
- LINDSTROM, D. y B. BERHANU
 1999 *The Effects of Breastfeeding and Birth Spacing on Infant and Early Childhood Mortality in Ethiopia.*— Brown University. Population Studies and Training. (*Working Paper N° 99-03*).
- KALBFLEISCH, J. y R. PRENTICE
 1980 *The Statistical Analysis of Failure Time Data.*— New York: Ed. John Wiley and Sons.
- KIEFER, N.
 1988 “Economic Duration Data and Hazard Functions”.— En: *Journal of Economic Literature*, Vol. 26.
- KUATE DEFO, B.
 1996 “Areal And Socioeconomic Differentials In Infant And Child in Cameroon”.— En: *Social Science and Medicine*, Vol. 42.
- LANCASTER, T.
 1992 *The Econometric Analysis of Transition Data.*— Cambridge University Press.
 1979 “Econometric Methods for the Duration of Unemployment”.— En: *Econometrica*, Vol. 47.

- MARTIN, L.; J. TRUSSELL; F. REYES y Nasra SHAH
 1983 “Covariates of Child Mortality in the Philippines, Indonesia, and Pakistan: An Analysis Based on Hazard Models”.— En: *Population Studies*, Vol. 37.
- MATTESON, D.; J. BURR y J. MARSHALL
 1998 “Infant Mortality: A Multi-Level Analysis of Individual and Community Risk Factors”.— En: *Social Science and Medicine*, Vol. 47, N° 11.
- MONTGOMERY, M.; K. BURKE y E. PAREDES
 1997 *Measuring Living Standards With DHS Data.*— New York: The Population Council. Mimeo.
- MOULTON, B.
 1986 “Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates”.— En: *Journal of Econometrics*, N° 32.
- MUHURI, P.
 1995 “Health Programs, Maternal Education, and Differential Child Mortality in Matlab, Bangladesh”.— En: *Population and Development Review*, Vol. 21, N° 4.
- MTURI, J. y S. CURTIS
 1993 *The Determinants of Infant and Child Mortality in Tanzania.*— University of Southampton. (*Working Paper Series*).
- NEUMANN, G.
 1992 Search Models and Duration Data.— En: *Handbook of Applied Econometrics*.
- PALLONI, A. y M. TIENDA
 1986 “The Effects Of Breastfeeding And Pace Of Chilbearing On Mortality At Early Ages”.— En: *Demography*, Vol. 23.

- PANIS, Constantijn W. A. y Lee LILLARD
 1995 “Child Mortality In Malaysia: Explaining Ethnic Differences And The Recent Decline”.— En: *Journal of Health Economics*.
 1993 “Health Inputs Child Mortality: Malaysia”.— En: RAND: Labor and Population Program.— (*Working Paper Series 93-03*).
- PINTO, G.
 1995 “Child Mortality and Reproductive Patterns in Urban Bolivia” En: University of Wisconsin – Madison. Center for Demography and Ecology. (*Working Paper N° 95-28*).
- ROSENZWEIG, M. y P. SCHULTZ
 1983 “Consumer Demand and Household Production: The Relationship Between Fertility and Child Mortality”.— En: *American Economic Review*, Vol. 73, N° 2.
 1982 “Child Mortality and Fertility in Colombia: Individual and Community Effects”.— En: *Health Policy and Education*, Vol. 2, N° 305.
- ROSENZWEIG, M. y K. WOLPIN
 1986 “Evaluating the Effects of Optimally Distributed Public Programs: Child Health and Family Planning Interventions”.— En: *The American Economic Review*, Vol. 76, N° 3.
- SANDIFORD, P.; J. CASSEL; M. MONTENEGRO y G. SANCHEZ
 1995 “The Impact of Women’s Literacy on Child Health and its Interaction with Access to Health Services”.— En: *Population Studies*, N° 49.
- SASTRY, N.
 1994 “Community Characteristics, Individual Attributes, and Child Survival in Brazil”.—(*DHS Working Papers, N° 14.*).
- SCHULTZ, P.
 1984 “Studying the Impact of Household Economic and Community Variables on Child Mortality”.— En: *Population and Development Review*, Vol. 10.

- TRUSSELL, J. y C. HAMMERSLOUGH
 1983 “A Hazards-Model Analysis of The Covariates of Infant and Child Mortality in Sri Lanka”.— En: *Demography*, Vol. 20, N° 1
- WARE, H.
 1984 “Effects of Maternal Education, Women’s Roles and Child Care on Child Mortality”.— En: *Population and Development Review*, Vol. 10.
- WOLPIN, K.
 1997 Determinants and Consequences of the Mortality and Health of Infants and Children. En: ROSENZWEIG, M y O. STARK (editores). *Handbook of Population and Family Economics*, Vol. 1a, Cap. 10.
- ZAMUDIO, A.
 1997 “La demanda por servicios médicos en México”.— Centro de Investigación y Docencia Económica (CIDE). *Documento de Trabajo N° 94*.

Anexo I: Estimación del Índice de Activos

ESTIMACION DEL INDICE DE ACTIVOS

El Banco Mundial y Macro Internacional han estimado un índice estándar de activos para todos los países donde se ha aplicado una Encuesta de Salud y Demografía (DHS). En cada país la encuesta recoge información sobre salud, nutrición y medidas de utilización de salud, así como características demográficas, sociales y económicas de los encuestados.

El Índice de Activos define el nivel socioeconómico de los hogares a través de una medida de riqueza: el número de activos que el hogar posee. Por ejemplo, la tenencia de televisor o de un carro, o ciertas características del hogar como tipo de conexión de agua o material del piso. A cada activo del hogar se le asigna un peso, generado a través del método de Componentes Principales. Estos pesos se suman para cada hogar y se obtiene el puntaje total del hogar llamado el Índice de Activos.

Cabe destacar que esa estimación incluye una amplia gama de variables y usa los mismos tipos de activos en todos los países, sin diferenciarlos por área geográfica. Esto, si bien facilita la comparación entre países, no permite un análisis desagregado sobre qué variables en particular son más o menos importantes para explicar el nivel socioeconómico de los hogares en diferentes áreas geográficas.

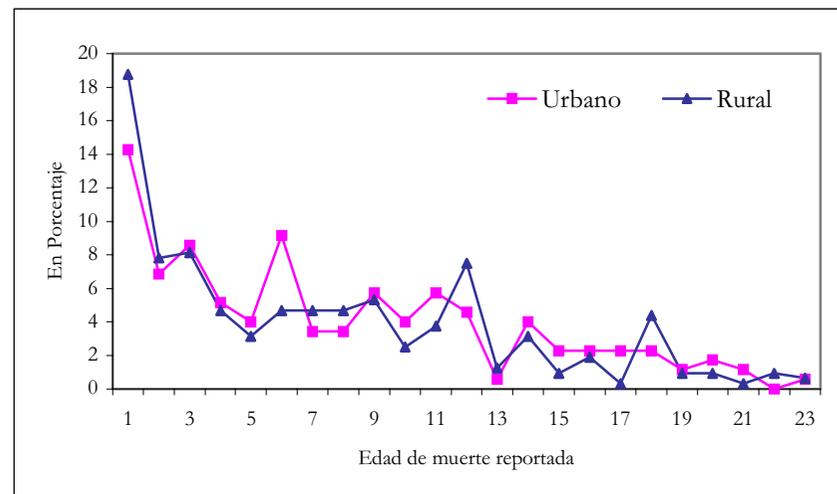
A continuación se presentan las variables consideradas:

Variable	Media	Desviación Estándar	Quintiles (Porcentaje de la Población)				
			Menor	2	3	4	Mayor
Activos del Hogar							
Tiene electricidad	0.60	0.49	2.6%	43.7%	90.3%	99.1%	99.9%
Tiene radio	0.81	0.39	63.7%	82.3%	89.0%	96.2%	99.4%
Tiene televisión	0.58	0.49	4.3%	49.6%	86.4%	97.0%	99.8%
Tiene refrigerador	0.28	0.45	0.0%	2.3%	21.5%	56.0%	96.1%
Tiene bicicleta	0.22	0.42	8.1%	21.8%	28.8%	24.7%	42.7%
Tiene motocicleta	0.04	0.20	0.2%	1.5%	3.2%	3.5%	8.5%
Tiene carro	0.08	0.27	0.2%	2.0%	4.2%	8.1%	38.0%
Tiene teléfono	0.14	0.34	0.0%	0.1%	1.9%	12.2%	78.9%
Tiene computadora	0.02	0.14	0.0%	0.0%	0.2%	0.7%	14.5%
Si el hogar tiene empleado domestico	0.02	0.13	0.0%	0.3%	0.8%	1.4%	11.0%
Si el hogar trabaja en tierra propia o de familiar	0.20	0.40	60.4%	25.1%	6.9%	2.5%	0.9%
Número de personas por habitación*	3.09	2.01	5.0	3.9	3.5	2.8	1.8
Características de la Vivienda							
a. Agua							
Red publica dentro de la vivienda	0.51	0.50	3.6%	34.3%	57.6%	89.9%	98.0%
Red publica fuera de la vivienda, dentro del edificio	0.04	0.19	4.2%	7.1%	5.2%	1.1%	0.2%
Agua de superficie: Río/acequia	0.21	0.41	65.6%	14.5%	2.1%	0.1%	0.0%
Pilón, grifo público	0.08	0.27	8.4%	14.0%	12.7%	2.5%	0.3%
Pozo público	0.05	0.21	7.9%	7.6%	2.4%	0.5%	0.2%
Pozo en la casa, patio, lote	0.03	0.18	1.5%	3.7%	6.9%	2.0%	0.4%
Camión, tanque, aguatero	0.03	0.17	0.5%	8.2%	8.5%	3.2%	0.9%
Agua de lluvia	0.00	0.03	0.3%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Otro	0.05	0.22	8.1%	10.2%	4.5%	0.8%	0.1%
b. Desagüe							
Red publica dentro de la vivienda exclusivo	0.33	0.47	0.0%	2.2%	28.3%	75.9%	96.5%
Red publica dentro de la vivienda común	0.05	0.21	0.1%	2.0%	10.7%	10.5%	2.5%
Red publica fuera de la vivienda exclusivo	0.005	0.07	0.1%	0.8%	1.5%	0.4%	0.0%
Red publica fuera de la vivienda común	0.01	0.12	0.3%	1.6%	4.1%	0.9%	0.2%
Pozo ciego o negro (letrina) exclusivo	0.24	0.43	19.5%	44.6%	36.6%	10.3%	0.5%
Pozo ciego o negro (letrina) común	0.03	0.18	2.9%	5.8%	4.4%	0.8%	0.0%
Río, acequia o canal o no hay servicio	0.33	0.47	76.6%	40.4%	11.1%	0.7%	0.0%
Otro	0.02	0.12	0.4%	2.2%	3.3%	0.6%	0.1%
c. Piso							
Tierra, arena	0.50	0.50	92.0%	84.4%	44.3%	6.3%	0.1%
Madera (entablados)	0.07	0.26	3.4%	5.5%	7.8%	4.5%	2.0%
Cemento, ladrillo	0.34	0.47	0.3%	8.7%	44.5%	81.8%	52.5%
Parquet o madera pulida	0.03	0.16	0.0%	0.1%	0.5%	0.9%	21.0%
Losetas, terrazos o similares	0.03	0.17	0.0%	0.0%	1.0%	4.4%	17.8%
Laminas asfálticas, vinílicos o similar	0.02	0.12	0.0%	0.0%	0.6%	0.9%	6.0%
Otro	0.02	0.14	4.4%	1.0%	1.1%	1.1%	0.8%

* Se calculó como $\{(\text{número de personas por habitación} - \text{media}) / \text{Desviación Estándar}\} \times \text{puntaje Banco Mundial (2,000)}$.

Anexo II: Características de la Muestra y Regresiones

Gráfico N° A.II.1
Distribución de fallecimientos en niños menores de 23 meses,
según edad de muerte reportada
(En porcentaje)



Cuadro N° A.II.1
Estimación de los Determinantes de la Atención en el
Parto con Profesional de Salud: Efectos Marginales
(t estadístico entre paréntesis)

	Urbano	Rural
Edad al nacimiento del niño	0.001 (1.91)	-0.001 (-1.12)
Educación Primaria	0.061 (2.23)	0.041 (2.14)
Educación Secundaria	0.191 (5.96)	0.207 (6.90)
Educación Superior	0.215 (8.92)	0.330 (7.05)
Lengua Materna: Castellano	0.238 (6.33)	0.060 (3.26)
Índice de Activos del Hogar	0.018 (12.08)	0.025 (10.48)
Ve televisión al menos 1 vez a la semana	0.053 (2.60)	0.117 (6.86)
Tiene seguro privado y/o público	0.065 (4.60)	0.153 (4.69)
Número de Hospitales y/o Clínicas per cápita en el distrito	0.003 (0.93)	0.176 (4.89)
Número de Ginecólogos y/o Obstetrices per cápita en el distrito	0.086 (8.44)	0.438 (2.44)
Número de observaciones	6914	4802
Wald chi2	-3053.33	-1875.25
Log Likelihood	750.12	657.13

*p £ 0.01, Grupo 1: edad, educación, lengua materna, ve televisión, índice de activos, Grupo 2: condición de asegurada, infraestructura en salud en el distrito.

Fuente: Endes 1996. Elaboración propia.