



Documento de Trabajo 37

Acerca de la magnitud de la inequidad en salud en el Perú¹

Martín Valdivia

¹ Este documento se basa en una investigación iniciada en el marco del Proyecto Multicéntrico de la Organización Panamericana de la Salud (OPS) “Inequidades en la situación de salud, acceso y gasto en atención en salud: utilizando datos secundarios para apoyar la toma de decisiones”. El autor agradece al Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE), de México, D. F., donde desarrolló parte de este trabajo, mientras se desempeñaba como profesor-investigador. También agradece la valiosa colaboración de José Pablo Bustamante y Marisol Inurritegui en la implementación del análisis empírico y el apoyo de Verónica Frisancho en la edición del documento. Ciertamente, los errores que se encuentren en esta versión son responsabilidad exclusiva del autor.

Los Documentos de Trabajo que publica el Grupo de Análisis para el Desarrollo - GRADE- buscan difundir oportunamente los resultados de los estudios que realizan sus investigadores. En concordancia con los objetivos de la institución, su propósito es suscitar un intercambio con otros miembros de la comunidad científica que permita enriquecer el producto final de la investigación, de modo que ésta llegue a aprobar sólidos criterios técnicos para el proceso político de toma de decisiones.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en estos documentos son responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente los puntos de vista de GRADE, ni de las instituciones auspiciadoras.

Impreso en el Perú
Hecho el Depósito Legal N°1501162002-1250

© Grupo de Análisis para el Desarrollo, GRADE
Av. del Ejército 1870, San Isidro, Lima
Abril del 2,002

CENDOC - BIBLIOTECA - GRADE: Catalogación en la fuente:

Valdivia, Martín
Acerca de la magnitud de la inequidad en salud en el Perú. – Lima : GRADE, 2002. –
(Documento de Trabajo, 37).

<SALUD PUBLICA><SERVICIOS DE SALUD><DESIGUALDAD><SALUD MATERNO
INFANTIL><MORTALIDAD INFANTIL><INDICADORES DE SALUD><PERU>

ISBN : 9972-615-21-9

Índice

Resumen	7
1. Introducción	11
2. ¿Qué sabemos acerca de la relación entre NSE y salud?	15
2.1 La evidencia empírica reciente	15
2.2 Interpretaciones de la relación entre salud e ingresos	21
3. Desigualdad e inequidad: una breve discusión conceptual y metodológica	23
3.1 Indicadores de inequidad en salud	24
3.2 Análisis multivariado y el efecto ingreso	28
4. Estableciendo el indicador del NSE de los individuos y los hogares	33
4.1 La demografía y el NSE de los hogares en el Perú	35
4.2 El modelo predictivo y el Índice de Activos (IA) del Banco Mundial	41
5. La inequidad en salud y en el acceso a atención médica en el Perú: un análisis descriptivo	49
5.1 Inequidad en salud en el Perú: ENNIV 1997	49
5.2 Inequidad en salud en el Perú: ENDES 1996	57
6. La relación entre ingreso y salud en el Perú: un análisis multivariado (ENDES 1996)	65
6.1 Desnutrición crónica	67
6.2 Mortalidad infantil	85
7. Resumen y reflexiones finales	95
Referencias	101
Anexo A El modelo predictivo obtenido de la ENNIV 97	105
Anexo B Indicadores de Salud	113

RESUMEN

El análisis presentado en este documento muestra que la magnitud de las inequidades en salud y en la utilización de servicios de salud en el Perú es muy grande, aun para un país con el nivel de desarrollo del Perú. En consecuencia, se plantea que dichas inequidades deben ser abordadas de manera urgente por investigadores y diseñadores de política, tomando en cuenta que la literatura internacional establece cada vez con mayor contundencia que el crecimiento económico no es suficiente para lograr tal objetivo.

La contribución del análisis empírico incluido en este documento al abordaje de la inequidad en salud y en los servicios relacionados con ella tiene dos componentes fundamentales. En primer lugar, se analiza la robustez de los resultados presentados en Gwatkin et al. (2000), agregando indicadores de salud y utilizando un indicador alternativo (IA-BM *versus* GPRED) del nivel socioeconómico (NSE) de los hogares. En segundo lugar, la estimación de un modelo multivariado para el nivel nutricional de los niños y la mortalidad infantil permite calcular el efecto directo del ingreso o los recursos, luego de controlar por otras características de los niños, la madre, la vivienda y el distrito.

El análisis de las inequidades en salud y en la utilización de servicios de salud considera una variedad importante de indicadores. El análisis descriptivo establece que la mayor inequidad se da en la desnutrición crónica infantil y en la utilización de los servicios de salud, en general. Treinta por ciento de los niños rurales del decil más pobre sufren de desnutrición crónica, pero esa tasa es de *sólo* 4% entre los del decil más rico. Es decir, el ratio pobre-rico es de 7,8. En áreas rurales, ese ratio es de *sólo* 3,6, pero ello es reflejo de una peor condición generalizada, donde la tasa de desnutrición entre los niños más pobres llega a 64%. Por otro lado, la atención médica durante el parto muestra una relación opuesta, donde el ratio rico-pobre en áreas rurales llega a ser

17,2, y menos de 4% de las mujeres rurales más pobres tienen a un doctor presente en el momento del parto. Este ratio cae a poco más de 2 en zonas urbanas, y casi 50% de las mujeres del decil más pobre acceden a ese tipo de atención. Estos resultados no cambian con el indicador de NSE utilizado, salvo en el caso de la mortalidad infantil, donde un resultado sorprendente es el hecho de que no se encuentra una relación demasiado contundente con el NSE del hogar, especialmente en áreas rurales, y cuando se utiliza el GPRED como indicador de NSE. Se plantea como hipótesis que la relativamente baja tasa de mortalidad infantil prevalente en el Perú (43 por mil según la ENDES 96) dificulta las posibilidades de realizar análisis más profundos con el marco muestral de la ENDES, especialmente si queremos desagregar simultáneamente por NSE y ámbito (urbano/rural).

La estimación del efecto ingreso o recursos sobre la desnutrición crónica infantil se basa en un modelo con efectos aleatorios a nivel del hogar y del distrito, el que, además, controla por otras características de los niños, la madre, la vivienda y el distrito. Se estima que las diferencias en ingresos llegan a explicar aproximadamente 40% de las diferencias en el nivel nutricional de los niños de los quintiles más pobre y más rico. Desagregando por ámbito, la contribución de esta variable supera el 60% en áreas rurales, lo que sugiere que las redes de protección social son sustancialmente menos efectivas en esos ámbitos. Nuevamente, estos resultados son robustos frente a la elección del indicador de NSE.

Un aspecto en el que sí importa el indicador de NSE que se utilice es la significancia de algunos de los controles incluidos en el análisis multivariado; en particular, en la importancia de la infraestructura de saneamiento sobre el nivel nutricional de los niños en el Perú. Con la ENDES, el efecto es significativo sólo cuando se usa el GPRED como indicador del NSE del hogar. Sin embargo, la validez de esta relación puede establecerse en tanto el mismo tipo de efecto se obtiene cuando se reproduce este análisis con la ENNIV 1997 y se considera el gasto per cápita observado como indicador del NSE del hogar.

El análisis multivariado para la mortalidad infantil se realizó a partir de un modelo de duración con efectos aleatorios a nivel distrital. El efecto ingreso estimado confirma la tendencia de los resultados del análisis descriptivo. Es difícil explicar este resultado, pero lo más probable es que se relacione con el tamaño de la muestra, demasiado pequeña para el análisis de un evento de tan baja probabilidad, o con algunos sesgos en el autorreporte de los eventos de mortalidad. El análisis de los efectos de los otros controles, sin embargo, sí

ofrece conclusiones interesantes. Independientemente del indicador de NSE considerado, tienen un mayor riesgo de morir antes del primer año los niños varones, con varios hermanos menores, muy pequeños o muy grandes al nacer, con madres jóvenes, o que residen en la sierra. Cuando se usa el GPRED como indicador de NSE aparecen otras variables con efectos significativos: tienen mayor riesgo de morir los hijos de mujeres con bajo nivel de educación (ninguno o primaria), que residen en viviendas sin conexión interna de agua y desagüe o en distritos con altos niveles de marginalidad.

Finalmente, este estudio no alcanza a cubrir todos los aspectos de la inequidad en salud, debido a las limitaciones de información en las bases de datos disponibles. Es necesario desarrollar una estrategia para mejorar la información a fin de recoger otros indicadores de salud de los niños, pero también de los adultos, considerando la transición epidemiológica que el país ha de afrontar durante las próximas décadas. Se argumenta que la mejor estrategia pasa por mejorar los módulos de salud de encuestas multipropósito que ya se aplican periódicamente en el país. Además de ser más costo-efectiva, ese tipo de estrategia hace más viable incorporar esfuerzos de investigación que involucren el seguimiento de los individuos en el tiempo, un aspecto fundamental para establecer relaciones de causalidad que permitan guiar las intervenciones públicas.

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de la relación entre las desventajas socioeconómicas y el estado de salud de los individuos ha tomado una creciente importancia en la literatura económica y epidemiológica internacional, incluso en países desarrollados. Una de las razones que pueden explicar este creciente interés está relacionada con lo ético y parte del reconocimiento de que las inequidades en salud tienen un efecto más dramático sobre la vulnerabilidad de los individuos que, por ejemplo, las desigualdades de ingresos o educación, ya que las diferencias en salud son, literalmente, un asunto de vida o muerte (Birdsall y Hecht, 1995).

Una segunda razón para explicar este interés puede radicar en la persistencia de este tipo de inequidades en sociedades de alto nivel de ingresos per cápita. Una revisión de la evidencia empírica reciente en países desarrollados como Estados Unidos y Gran Bretaña ha sorprendido a muchos al mostrar grandes diferencias en el estado de salud de los individuos de acuerdo con sus niveles de ingreso (véase, por ejemplo, Kaplan, 2000; Lynch et al., 2000; Miller y Paxson, 2000; Smith, 1999). En el caso de países en desarrollo, la principal limitación para el análisis de la relación entre el nivel socioeconómico (NSE) de los individuos y su estado de salud es la escasez de bases de datos con información confiable y relevante acerca de las variables de interés (véase Ferrer, 2000). Las encuestas de hogares que incluyen información confiable acerca del gasto, ingreso o riqueza de las familias suelen no contener datos relevantes acerca del estado de salud de los individuos y viceversa.

En un reciente y significativo esfuerzo del Banco Mundial (Gwatkin et al., 2000), se ha desarrollado una metodología para obtener un indicador del NSE de los hogares encuestados en las Demographic and Health Surveys (DHS) aplicadas en 44 países en desarrollo. Este indicador, basado en la tenencia de activos (IA) de los hogares, nos ofrece evidencia acerca de la relación entre el NSE de las familias y un conjunto muy rico de indicadores del

estado de salud y del acceso a servicios de salud por parte de los individuos, especialmente del binomio madre-niño. Este esfuerzo pionero ha abierto una discusión sistemática acerca de la situación de la equidad en salud en los países en desarrollo.

Este estudio pretende aportar a esta discusión en dos niveles, uno de política y otro técnico. En primer lugar, se busca profundizar en la descripción de la magnitud de la inequidad en el estado de salud de los peruanos con la finalidad de mostrar la necesidad de introducir este tema en la agenda nacional, involucrando no sólo a la comunidad académica sino también a políticos, funcionarios del sector público y la sociedad civil en general.

En segundo lugar, se busca evaluar la robustez de los índices de concentración obtenidos por Gwatkin et al. (2000) a la luz de la información de la Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDES) aplicada en el Perú en 1996.² Para ello, se construye un indicador alternativo del NSE de los hogares, que combina la información de la ENDES con la de la Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV).³ Este indicador se obtiene a partir de un análisis multivariado de la relación entre las características de los hogares, incluidos los activos considerados por el Banco Mundial, y el gasto per cápita, tomado como indicador del NSE del hogar. Para el análisis de robustez, se construyen los índices de concentración a fin de analizar el nivel de inequidad asociado con los diferentes indicadores de salud disponibles.

El análisis de la robustez de las conclusiones acerca de la relación entre NSE y vulnerabilidad epidemiológica continúa con los resultados de estimaciones de un modelo multivariado, que se concentra en dos variables: mortalidad infantil y desnutrición crónica. Además del análisis de robustez, se pone énfasis en una evaluación de la importancia relativa del NSE del hogar con relación a la del entorno socioeconómico, a partir de la estimación de modelos con efectos aleatorios en diferentes niveles de agregación. Este análisis, sin

² ENDES es el nombre local que el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) asigna a las encuestas que utilizan el cuestionario de la DHS. Además de la de 1996, en el Perú se han aplicado tres ENDES: una en 1988, otra en 1992 y otra en el 2000.

³ ENNIV es el nombre local que el INEI asignó a las encuestas que utilizan el cuestionario de los Living Standards Measurement Studies (LSMS). En el Perú, se han aplicado otras cuatro ENNIV de cobertura nacional: en 1985-86, 1991, 1994 y el 2000.

embargo, no pretende establecer una dirección de causalidad entre estas variables, en tanto no se aborda en profundidad el tema de la bidireccionalidad de la relación. De acuerdo con el espíritu de buena parte de la literatura revisada, es importante estimar la magnitud de la relación entre el NSE y el estado de salud, y su forma, cuando se controla por otras características del individuo, del hogar y de la localidad en que éste reside, a fin de establecer los hechos estilizados de la relación.

Este documento está organizado en 7 secciones, incluida esta introducción. La sección 2 resume los planteamientos de la literatura respecto de la magnitud de la relación entre salud e ingreso, y las interpretaciones planteadas para explicarla. La sección 3 presenta una discusión acerca de la medición de la desigualdad y la inequidad en salud y describe las características de los indicadores que se utilizan en este documento para medir la segunda. La sección 4 presenta la metodología utilizada para construir los dos indicadores del nivel socioeconómico de los hogares. La sección 5 muestra la magnitud de la inequidad en salud en el Perú utilizando la información de la ENNIV 1997 y de la ENDES 1996, y compara el efecto de la elección del indicador de NSE sobre dicha inequidad. La sección 6 presenta el análisis multivariado de la relación entre NSE y salud, medido a partir de la desnutrición crónica y de la mortalidad infantil. Finalmente, la sección 7 resume los resultados e incluye algunas reflexiones adicionales respecto de las implicancias de política derivadas de los mismos y, fundamentalmente, con respecto al trabajo pendiente en la agenda de investigación.

2. ¿QUÉ SABEMOS ACERCA DE LA RELACIÓN ENTRE NSE Y SALUD?

Esta sección revisa la literatura internacional reciente acerca de la relación entre ingreso y salud de los individuos. En primer lugar, se presentan sucintamente los resultados encontrados sobre la magnitud y la forma de esta relación. En segundo lugar, se discuten algunas de las principales interpretaciones que se han ofrecido para explicarla.

2.1 La evidencia empírica reciente

La literatura reciente ha sido bastante prolífica en el análisis de la relación entre el estado de salud de los individuos y su nivel socioeconómico, especialmente en el caso de países desarrollados como Estados Unidos y Gran Bretaña. Kaplan (2000), por ejemplo, reporta en un estudio que los individuos más pobres tienen un riesgo de morir en los siguientes 10 años 4 ó 5 veces más alto que los individuos que pertenecen a los estratos más ricos. Kahn et al. (2000), además, muestran que las mujeres estadounidenses que se encuentran en el quintil más bajo se reportan 7,5 veces más en condiciones de salud regular o mala que las del quintil más alto.⁴ El análisis multivariado que controla por otras características socioeconómicas tales como edad, educación, estado marital, origen étnico y tamaño del hogar confirma que la pobreza de recursos monetarios, ingreso o riqueza se relaciona negativamente con el nivel de salud de los individuos (Smith, 1999). Esta relación, sin em-

⁴ A partir de la Encuesta Nacional de Salud Materno-Infantil, 1991, del National Center for Health Statistics, los autores analizan el estado de salud de las mujeres que dieron a luz en 1988. Muestran que 15% de las mujeres del quintil más pobre reportan un estado de salud regular o malo (*fair/ poor*). El mismo indicador es de sólo 2% entre las mujeres del quintil más rico.

bargo, no es uniforme a lo largo de la distribución del ingreso, y su efecto es sustancialmente más fuerte ante menores niveles de ingreso.⁵

Adicionalmente, éstos y otros estudios plantean que no sólo el ingreso individual afecta el nivel de salud sino también las condiciones del entorno, en los diferentes niveles de agregación, trátase del distrito, provincia, departamento o estado y del país (véase Kaplan, 2000). La evidencia empírica acerca de esta relación es, sin embargo, aún algo confusa (Kahn et al., 2000). Una parte de esa literatura se ha concentrado en la relación entre la salud y el nivel de desigualdad en ingresos en la población (Kahn et al., 2000; Miller y Paxson, 2000; entre otros). Otros, en cambio, se han concentrado en un análisis jerárquico de multinivel que trata de establecer la importancia de la relación entre un conjunto más amplio de variables contextuales sobre la salud de los individuos.

Lo que es claro es que la evidencia de una relación entre el nivel de desigualdad socioeconómica y el nivel promedio de salud en un determinado nivel de agregación no es suficiente para establecer una relación directa entre la desigualdad económica y la salud de los individuos. La evidencia agregada se puede explicar a partir de la misma naturaleza de la relación entre ingreso y salud a nivel individual. Efectivamente, la *concauidad* de la relación entre estas dos variables a nivel individual es suficiente para establecer diferencias en salud entre poblaciones con el mismo nivel de ingresos promedio, pero con diferentes niveles de desigualdad (Deaton, 2001). Pero este mecanismo no exigiría controlar por el nivel de desigualdad socioeconómica en la comunidad, si ya se ha incluido el nivel socioeconómico individual. Precisamente, lo que esta literatura plantea es la existencia de efectos *contextuales* significativos para la salud del individuo, más allá de los condicionantes individuales.

Pero si tomamos en cuenta que también se puede argumentar que el estado de salud afecta el nivel de ingresos de los individuos, no es tan simple tomar la evidencia reseñada como indicador de una relación de causalidad. Por ejemplo, uno de los estudios más influyentes dentro de la literatura médica para el análisis de la relación entre el nivel socioeconómico (NSE) y la salud —el estudio Whitehall I y II— adolece de serias dificultades (Smith, 1999). Dicho estudio se concentra en los

⁵ Kahn et al. (2000) utiliza un análisis multivariado y encuentra que, para el caso del autorreporte en regular o mal estado de salud, el riesgo inducido por el ingreso es 3,6 veces mayor entre las mujeres del quintil más pobre. Asimismo, el riesgo inducido por el ingreso de que las mujeres sufran síntomas depresivos es casi tres veces mayor entre las más pobres.

empleados del sector público y encuentra una fuerte relación entre las dos variables de interés. En primer lugar, hubiera sido útil que la muestra incluyera otros empleadores, pero la principal objeción que se puede hacer a este análisis es que esas muestras no incluyen información acerca de la salud de los individuos antes de que se convirtieran en empleados públicos. Ello determina que no podamos evaluar si esa relación positiva entre el NSE y la salud se mantiene luego de controlar por el estado de salud del individuo antes de convertirse en empleado público.

En el caso de países en desarrollo, una de las principales limitaciones para la realización de estudios sobre la relación entre el NSE de los individuos y su estado de salud es la escasez de bases de datos adecuadas, a pesar del incremento reciente de proyectos multinacionales cuyo objetivo es la mejora de dichas bases (véase Ferrer, 2000). Para fines de un análisis de la relación entre el NSE y el estado de salud, podemos distinguir dos tipos de proyectos: los “multipropósito”, relacionados con encuestas de niveles de vida como los Living Standards Measurement Studies (LSMS)⁶ y los relacionados con encuestas de demografía y salud, como las Demographic Health Surveys (DHS).

Los proyectos multinacionales asociados a encuestas del tipo LSMS incluyen una gran cantidad de información acerca del NSE de los hogares, pero tienden a carecer de buenos indicadores del estado de salud de los individuos. En lo que respecta al estado de salud de los adultos, los indicadores más comúnmente disponibles en las LSMS son los de morbilidad autorreportada; es decir, el reporte de eventos de enfermedad o incapacidad de desarrollar actividades normales durante un período de referencia.⁷ En la región, sin embargo, se tienen excepciones que incluyen otros indicadores del estado de salud de los individuos (Ferrer, 2000). La Pesquisa Nacional por Amostra a Domicilios (PNAD) del Brasil y la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV) de Colombia, por ejemplo, incluyen información sobre la autopercepción de los individuos acerca de su estado de salud general y sobre la pre-

⁶ Dentro de esta categoría, también es muy importante el proyecto del BID para el Mejoramiento de las Encuestas de Condiciones de Vida (MECOVI) en América Latina.

⁷ Un ejemplo de las limitaciones de ese tipo de indicadores en estas encuestas se encuentra en Savedoff y Schultz (2000), donde se recopila una serie de estudios sobre la relación entre salud y productividad en América Latina.

sencia de enfermedades crónicas. La CASEN de Chile, por otro lado, incluye preguntas sobre comportamientos y hábitos de vida.⁸

Por otro lado, los proyectos multinacionales asociados a encuestas del tipo DHS cuentan con gran información acerca del estado de salud de los individuos y de la utilización de servicios de salud, especialmente del binomio madre-niño, pero no incluyen indicadores confiables del NSE de los individuos y sus hogares. No incorporan ni el nivel de ingreso (laboral o no laboral) ni el consumo o gasto ni la riqueza financiera de los individuos que pertenecen a cada hogar. Sin embargo, estas encuestas sí incluyen características de la vivienda, del tamaño y la composición etaria del hogar, así como de la tenencia de bienes durables (activos) como refrigeradora, televisor, radio, automóvil, entre otros.

En ese marco, un esfuerzo reciente del Banco Mundial utiliza la información de las DHS de 44 países para generar un indicador del NSE de los hogares sobre la base de la tenencia de activos (IA) (Gwatkin et al., 2000). A partir de ese indicador de NSE, se han obtenido indicadores de la inequidad en el estado de salud y en el acceso a servicios por NSE, incluido el índice de concentración. Este esfuerzo es sumamente útil y requiere ser analizado cuidadosamente para establecer la importancia de la inequidad en salud en estos países.

La Figura 1 muestra la relación entre el PBI per cápita⁹ y la distribución del estado de salud de los niños y las mujeres en los países respectivos. La distribución del estado de salud se evalúa a partir de las tasas de incidencia y los indicadores de inequidad para la mortalidad infantil, desnutrición crónica y fecundidad. Consistente con diversos estudios previos, el panel superior muestra una relación negativa entre el ingreso per cápita y la tasa de incidencia de la desnutrición crónica, de la mortalidad infantil y de la fecundidad. Es interesante establecer que aun en esta muestra de países pobres se mantiene esta relación con gran claridad. En realidad, ese sesgo de la muestra podría explicar que la relación sea tan lineal, salvo en el caso de la mortalidad infantil, que ya muestra una disminución del efecto del PBI per cápita ante mayores niveles de dicha variable.

Lo grave, sin embargo, es que el panel inferior también establece que la inequidad en estas variables es mayor mientras más altos son los niveles de in-

⁸ Actualmente, la Universidad de Chile trabaja en el desarrollo de un *equity gauge* que busca insertar el tema de la desigualdad en salud en ese país, y uno de sus trabajos plantea el mejoramiento del módulo de salud de la CASEN.

⁹ El PBI per cápita está ajustado por el índice de paridad del poder de compra del Banco Mundial.

greso per cápita. Los coeficientes negativos sugieren que la incidencia de estas variables se concentra fuertemente en las familias más pobres. En tal sentido, la pendiente negativa establece que el nivel de inequidad en salud se relaciona directamente con el PBI per cápita; es decir, a mayor ingreso per cápita, mayor inequidad. Este resultado sorprende en cuanto uno puede pensar que una mayor riqueza debiera permitir un nivel de inversión social que atenúe el efecto de las desigualdades en el ingreso sobre las inequidades en salud.

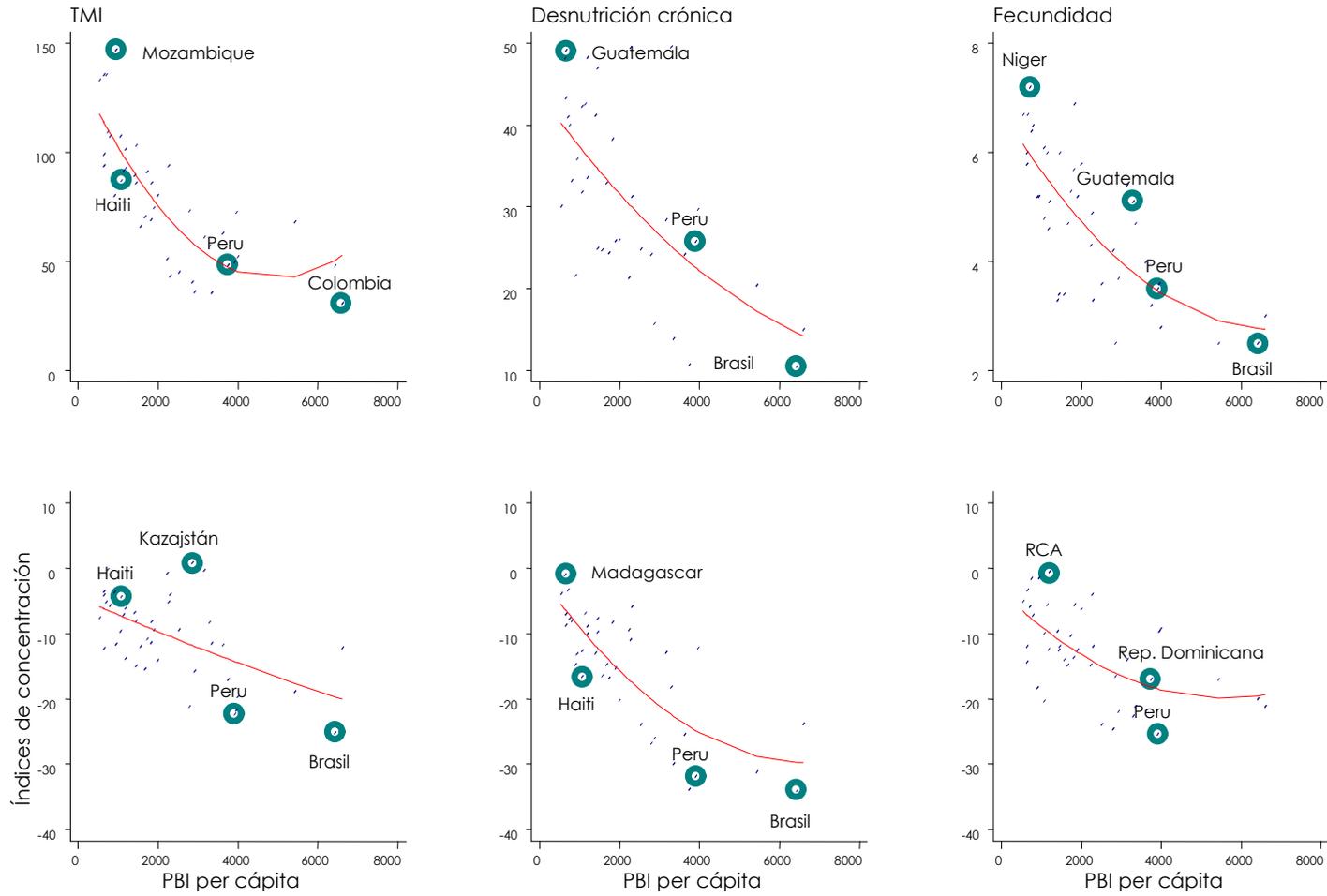
La Figura 1 muestra también que los indicadores de inequidad están lejos de mostrar la historia completa de la situación de la salud en cada país. En el caso de la mortalidad infantil, la inequidad en salud en el Brasil es mucho mayor que en Kazajstán, pero ambos países están muy cerca en cuanto a la tasa de mortalidad infantil (TMI) promedio (48,1 y 40,7 muertes por cada mil niños nacidos vivos, respectivamente). En otras palabras, la incidencia de la mortalidad infantil es similar en ambos países, pero el problema en el Brasil está mucho más concentrado en los de menor NSE. En ese caso, es probable que sean pocos quienes no coincidan en que la situación de la mortalidad infantil en el Brasil es peor que la de Kazajstán.

Sin embargo, en el caso de la desnutrición crónica infantil, se tiene que el Brasil es nuevamente el país con mayor inequidad ($IC = -34,0$) y Madagascar el de menor inequidad ($IC = -0,9$). Esto ocurre a pesar de que la incidencia de desnutrición crónica en el Brasil (10,5% de los niños menores de 5 años) es mucho menor que en Madagascar (48,3%). En otras palabras, la incidencia de la desnutrición es sustancialmente mayor en Madagascar, pero está distribuida de manera más uniforme entre los NSE. Es mucho más difícil ordenar a estos países en función de la incidencia de la desnutrición crónica infantil.¹⁰

Finalmente, la comparación de los índices de concentración estimados también sugiere que el Perú es uno de los países con mayor inequidad en los indicadores de salud. De los 44 países analizados y para las tres variables reportadas en la Figura 1, el Perú muestra los mayores niveles de inequidad en salud en perjuicio de los pobres. Si estimamos una relación cuadrática entre el PBI per cápita y la inequidad en salud, la inequidad en salud en el Perú es mayor que la que le corresponde al tamaño de su economía (PBI per cápita).

¹⁰ Otra consideración derivada de estas comparaciones es que los ordenamientos de los países pueden variar sustancialmente dependiendo del indicador de salud que se analice. Strauss y Thomas (1998) lo muestran para el caso de Indonesia y el Brasil, y utilizan esta demostración para argumentar en favor de la necesidad de analizar la salud de los individuos como un problema intrínsecamente multidimensional.

Figura 1: Inequidad en salud (IA-BM) y la riqueza de las naciones



Fuente: Banco Mundial (2000a); World Development Report (varios años).
Elaboración propia.

Este hecho plantea la importancia y urgencia de averiguar cuáles son los factores que explican esta situación de tan alta inequidad.

2.2 Interpretaciones de la relación entre salud e ingresos

La literatura ha planteado una serie de mecanismos para explicar la relación entre el NSE y la salud de los individuos, pero no se ha llegado a un acuerdo importante acerca de la importancia relativa de los mismos (véase Smith, 1999). El principal mecanismo es el de las limitaciones que plantea la pobreza para que el individuo desarrolle un estilo de vida saludable, sea por la falta de recursos monetarios, sea por la falta de información acerca de los efectos de determinados hábitos de vida sobre la salud. La carencia de dinero para adquirir alimentos es probablemente el mecanismo más obvio, pero un estilo de vida saludable incluye, además, una dieta balanceada, la práctica regular de ejercicios, el no consumo de cigarrillos y alcohol, etcétera.

Otro mecanismo importante es la falta de acceso a servicios de salud de calidad como resultado de la carencia de recursos para pagar las consultas y los medicamentos. Finalmente, deben considerarse factores psicológicos asociados a la precariedad que conlleva la misma condición de pobreza. Esta precariedad general tiende a producir estrés en el individuo y le impide llevar un estilo de vida saludable. Existe cierto consenso en la literatura en torno a la idea de que las diferencias por NSE en el acceso a servicios de salud de calidad no son suficientes para explicar las inequidades en salud en países desarrollados, aunque sí parecen ser muy importantes en el caso de países pobres (Smith, 1999). Lo inverso ocurre con los factores psicológicos, que parecen ser más importantes en países más desarrollados.

Adicionalmente, esta literatura también plantea que no sólo es importante el NSE del individuo sino que también es relevante el nivel de desigualdad socioeconómica existente en la localidad (Kaplan, 2000). Lynch et al. (2000) discuten dos interpretaciones de esta relación: la sicosocial y la neomaterial. La primera plantea que la salud del individuo desfavorecido económicamente se ve afectada por las emociones negativas que le genera la

autopercepción de su ubicación en la pirámide socioeconómica.¹¹ La interpretación neomaterial, por su parte, postula que el efecto se da a través de las condiciones negativas que enfrenta el individuo como resultado de una subinversión sistemática en infraestructura física, social y de salud. El planteamiento es, entonces, que la desigualdad socioeconómica afecta la salud individual en tanto es reflejo de una serie de procesos históricos, políticos y culturales que también afectan a la inversión en infraestructura pública.

En sociedades no desarrolladas, la desigualdad socioeconómica tiende a establecer un entorno en el que la mayoría de los individuos pobres no cuentan con un seguro de salud, sea porque no trabajan, sea porque lo hacen en el llamado sector informal, que muchas veces no inscribe a sus trabajadores en seguros de salud, públicos o privados. Aun cuando tengan a disposición un seguro público, los servicios de salud que se ofrecen en los establecimientos públicos suelen ser de baja calidad por diversas razones: por la falta de medicamentos o instrumental básico, por el tiempo que toma el llegar a ellos, por el tiempo que hay que esperar en el establecimiento para ser atendido, por el maltrato que se recibe tanto de los profesionales como del personal de apoyo, entre otros factores.

Con toda esta evidencia internacional, se hace notoria la relevancia de estimar la magnitud de la relación entre el estado de salud del individuo y su NSE en el caso peruano, además de explorar los motivos que la explican. Este último aspecto nos debería acercar a la formulación de recomendaciones de política orientadas a revertir la situación actual o, al menos, a aminorarla. Antes de ello, sin embargo, debemos discutir varios aspectos metodológicos importantes.

¹¹ La vergüenza y la desconfianza que el reconocimiento de su ubicación relativa en la pirámide socioeconómica le genera al individuo afectan su salud a través de mecanismos neuroendocrinológicos y comportamientos inducidos por el estrés, como el fumar y el beber en exceso.

3. DESIGUALDAD E INEQUIDAD: UNA BREVE DISCUSIÓN CONCEPTUAL Y METODOLÓGICA

La medición de la inequidad en salud en una determinada sociedad plantea una serie de aspectos conceptuales fundamentalmente asociados a los criterios que se utilizan para describir las distribuciones relacionadas con las diferentes dimensiones del estado de salud y del acceso a atención médica. En tal sentido, es necesario aclarar qué es lo que queremos medir en esta investigación y precisar las propiedades de los indicadores que se han de utilizar para tal fin.

Un primer punto se refiere a la diferencia entre desigualdad en la distribución de una variable y la inequidad que ésta conlleva. La desigualdad en una variable se asocia con las diferencias en el nivel de la misma entre todos los individuos de una determinada sociedad, independientemente de su origen.¹² Por otro lado, el concepto de inequidad más utilizado se restringe a las desigualdades relacionadas con las características socioeconómicas de los individuos; por ejemplo, su nivel de ingresos, su nivel de educación o su género (véase Braveman et al., 2000). La conexión con el nivel socioeconómico se justifica conceptualmente en tanto se entiende que diferencias de este tipo en la salud son evitables, innecesarias e injustas.¹³ En este documento, el interés principal es la desigualdad asociada al nivel socioeconómico del individuo o del hogar al que pertenece, y no aquéllas de origen aleatorio o asociadas con decisiones informadas de los individuos, si las hubiere. El nivel socioeconómico puede asociarse a la disponibilidad de recursos económicos, al nivel educativo, entre otros, variables que normalmente están fuertemente relacionadas

¹² Indicadores de desigualdad en ingresos pueden ser el rango, la varianza, el coeficiente de Gini, el índice de Theil, entre otros. Sen y Foster (1997) analizan las propiedades de los indicadores de desigualdad más utilizados en la literatura económica.

¹³ Véase Dachs (2001) para una descripción del contenido ético del concepto de inequidad que caracteriza a esta literatura.

entre sí. En esta sección describimos las propiedades de algunos de los principales indicadores desarrollados en la literatura, estableciendo sus bondades y limitaciones, para presentar una visión global de la distribución del estado de salud de la población en el Perú.

3.1 Indicadores de inequidad en salud

La literatura reciente muestra una fuerte preferencia por tres tipos de indicadores del nivel de equidad en salud. El primero compara el nivel de salud de los individuos con niveles extremos de NSE. El segundo contrasta las diferencias en salud entre los diferentes niveles socioeconómicos. Finalmente, el tercer tipo de indicadores utiliza un análisis multivariado para identificar el efecto del NSE de los individuos sobre su estado de salud. En esta subsección, describimos las bondades y limitaciones de los indicadores más usados dentro de cada tipo, en busca de recomendaciones para planificar el tan necesario esfuerzo de monitoreo de las inequidades en salud en las diferentes sociedades.

Comencemos por los indicadores que comparan la salud de los grupos extremos en términos socioeconómicos. Este tipo de indicadores, por ejemplo, compara el ratio de la tasa de desnutrición crónica del quintil más pobre (I) con el más rico (V). Una ventaja que tienen es que pueden transmitir la sensación de urgencia que corresponde a estas diferencias, al establecer que la tasa de desnutrición entre los más pobres es $x > 1$ veces la de los grupos más ricos. La limitación de estos indicadores es que sólo se fijan en la salud de los grupos extremos, lo que puede resultar indeseable para un indicador de inequidad. Por ejemplo, una reducción de la tasa de desnutrición en el tercer quintil más pobre, acompañada de un aumento de ella en el segundo quintil más pobre, mantiene constante este indicador, aun cuando muchos coincidirían en que la inequidad ha aumentado.

Uno de los indicadores que sí considera las diferencias en salud de todos los niveles socioeconómicos es el índice de concentración, el cual no es sino una generalización del coeficiente de Gini, ampliamente conocido en la literatura sobre desigualdad económica (véase Sen y Foster, 1997). Utilicemos algo de notación para aclarar las propiedades de este indicador. Denotemos como $g_j \in G$ a los grupos socioeconómicos ordenados de manera creciente. Es decir,

$g_j < g_{j+1}$, $j = 1, 2, \dots, m-1$. A continuación, definamos el espacio de los estados de salud posibles según un determinado indicador, s , y una partición del mismo en estados buenos y malos, $S = S^B \cup S^M$, $S^B \cap S^M = \emptyset$. Finalmente, denotemos como $L(g; S^M)$ a la curva de concentración que relaciona a la proporción acumulada de la población con un determinado nivel de salud k , $k = B, M$, con la proporción acumulada de la población ordenada por su nivel socioeconómico; es decir, $L(g_j, S^k) = n(g_j, S^k) / n(S^k)$, donde $n(g_j, S^E) = \#\{i \in I : g_i \leq g_j \wedge s_i \in S^k\}$ y $n(S^k) = \#\{i \in I : s_i \in S^k\}$

La curva de concentración es una generalización de la curva de Lorenz, en tanto la variable acumulada, s , puede diferir de la variable ordenadora, g . En este estudio, la variable sobre la que se acumula en la curva $L(g; S^k)$ es un indicador de salud, s , por ejemplo, las ocurrencias de eventos de enfermedad, $k = M$. La variable ordenadora, g , puede ser el ingreso, gasto o riqueza del individuo o del hogar al que pertenece. La distinción entre la variable acumulada y la variable ordenadora determina que la curva $L(g; S^k)$ puede estar a ambos lados de la diagonal, algo que no puede ocurrir con la curva de Lorenz, que se ubica necesariamente debajo de la diagonal. La interpretación de la naturaleza de la inequidad asociada a la variable bajo análisis, s , depende de las características de la misma. Si s es un mal, como la ocurrencia de eventos de enfermedad o inhabilitación, el hecho de que la curva $L(g; S^M)$ esté por encima (debajo) de la diagonal significa que las inequidades en morbilidad favorecen a los más ricos (pobres) de la sociedad. Ello en tanto que una $L(g; S^M)$ por encima de la diagonal indica que los casos de enfermedad se concentran más que proporcionalmente entre los más pobres; es decir, que los más pobres se enferman más. La interpretación es exactamente la opuesta si la variable es un bien, como sería el evento de que un individuo autoperciba su estado de salud como excelente o bueno.

Un problema con esta interpretación surge cuando la curva de concentración cruza la diagonal en un valor $g = z \in]0, 1[$. Digamos que para $g < z$, la curva está por debajo de la diagonal, pero pasa a estar por encima para $g > z$. Si nuestro interés es la población más pobre que z , podemos decir que la distribución de la morbilidad está sesgada en contra de nuestro grupo de interés. Pero la respuesta sería diferente si nuestro grupo de interés incluyera a $g > z$.

Algo similar ocurre si comparamos la inequidad de un indicador entre dos sociedades o en una misma sociedad en el tiempo. Si una curva está siempre por encima o por debajo de la otra, la definición de cuál es la distribución menos equitativa no admite confusión. Sin embargo, si las curvas se cruzan, la respuesta dependerá de nuestro grupo de interés. En otras palabras, la curva de concentración genera un ordenamiento incompleto de las distribuciones, en tanto no puede definir cuál de ellas es menos equitativa si las curvas respectivas se cruzan.

La generación de un ordenamiento completo puede surgir de la definición de un escalar que resuma las diferencias entre la curva de concentración y la diagonal, y entre curvas. En ese marco, el índice de concentración, IC , se define por la siguiente expresión:

$$IC = 1 - 2 \int_0^1 L(y, S^k) dy \quad (1)$$

El índice de concentración, IC , toma valores en el intervalo $[-1,1]$. Toma el valor cero cuando la curva de concentración coincide con la diagonal. Si el IC adquiere un valor positivo (negativo), entonces la curva de concentración se ubica por debajo (encima) de la diagonal y se dice que la distribución del indicador de salud se concentra en los más ricos (pobres) de la sociedad. El valor 1 (-1) establece que las ocurrencias de enfermedad se concentran exclusivamente en el individuo o grupo más rico (pobre).

La fórmula muestra la ventaja de este indicador sobre el del ratio pobre-rico. El IC se basa en el área entre la curva de concentración y la diagonal; es decir, toma en cuenta la distancia entre las dos curvas para cada grupo socioeconómico. Sin embargo, una primera limitación del IC es que su valor absoluto no transmite mucha información acerca de la magnitud de la inequidad en salud en una determinada sociedad. Un valor de 0,4 no dice tanto como establecer, por ejemplo, que la tasa de mortalidad infantil es x veces mayor en el quintil más pobre que en el quintil más rico.

La comparación de las diferencias en el tiempo o entre sociedades en el índice de concentración sí puede mostrar la magnitud relativa de las inequidades. Por ejemplo, si en una sociedad se pasa de tener un IC de 0,4 a uno de 0,6, el aumento de 50% en el mencionado índice aparece como significativo y preocupante, si el indicador es positivo (individuos con salud buena o excelente, número de consultas médicas, etcétera). Sin embargo, el IC esta-

blece el sesgo de la distribución aun cuando la curva de concentración asociada cruce la diagonal. En otras palabras, puede establecer un sesgo pro rico a pesar de que, por ejemplo, el quintil más pobre concentre menos de 20% de casos de morbilidad. Igualmente, puede establecer mayor inequidad en una sociedad respecto de otra a pesar de que la primera concentre una menor proporción de casos de morbilidad en el quintil más pobre.

Otra característica del índice de concentración es que su interpretación suele tomar a la diagonal como referencia de perfecta equidad en salud. La coincidencia con la diagonal significa que la distribución de la variable de salud es uniforme a lo largo de la distribución del nivel socioeconómico. Esta comparación puede ser cuestionada si los individuos que pertenecen a los diferentes grupos socioeconómicos difieren también en algunas características que afectan su estado de salud. Éste sería el caso, por ejemplo, de las diferencias por edad. En primer lugar, no es plausible asumir que todos los individuos podemos gozar del mismo nivel de salud, independientemente de nuestra edad. En realidad, es esperable que la salud de los individuos adultos se vaya deteriorando paulatinamente con la edad. En segundo lugar, el patrón de ingresos laborales de los individuos no es plano a lo largo del ciclo de vida; es más probable que un individuo mayor se ubique en un NSE más alto.¹⁴

Esta limitación también genera complicaciones cuando se analiza no el estado de salud de los individuos sino la utilización de los servicios de salud. Si entendemos que los individuos con menor nivel socioeconómico tienden a tener un peor estado de salud, la utilización uniforme de los servicios de salud a lo largo de la distribución del NSE distará mucho de la perfecta equidad. Sin embargo, tomar la diagonal como referencia de perfecta equidad no afecta la posibilidad de utilizar este indicador para comparar el nivel de inequidad en salud prevaleciente en diferentes sociedades o grupos poblacionales, o a través del tiempo.¹⁵

¹⁴ Véase Saavedra y Valdivia (2000) para una descripción de los patrones de ingresos y consumo de las familias peruanas a lo largo del ciclo de vida. Una forma de resolver este problema es aplicar al índice de concentración el ajuste de Kakwani, que supone restarle al IC del indicador bajo análisis el IC de las diferencias naturales en el indicador de salud; por ejemplo, las asociadas a la edad del individuo.

¹⁵ Esto es cierto, a menos que estas sociedades difieran fuertemente en el nivel de avance en la transición demográfica. Las diferencias demográficas tienen un efecto de signo dudoso en tanto afectan no sólo la naturaleza de los riesgos epidemiológicos sino también la relación entre la edad de los individuos y su ubicación en la escala del indicador de NSE. En ese caso, correspondería utilizar el índice de Kakwani.

Como corolario de esta discusión, resulta que lo más adecuado es observar toda la distribución del indicador de salud a lo largo de la distribución del ingreso para establecer un diagnóstico de la inequidad en salud en una determinada sociedad en relación con otra o a lo largo del tiempo. Siguiendo con el ejemplo de la desnutrición crónica, lo más recomendable sería comparar primero las curvas de concentración. Si la curva de una sociedad está por encima de la otra, puede argumentarse con mayor contundencia que la inequidad en la primera es mayor que en la segunda. Dado eso, podría ser conveniente resumir ese análisis con el reporte del índice de concentración, aunque en realidad mucho más llamativo y movilizador sería la utilización del ratio pobre-rico. El problema surge cuando las curvas de concentración que son objeto de comparación se cruzan. En ese caso, sería útil que junto con el índice de concentración o el ratio pobre-rico, se reporten los puntos de la curva de concentración que relativizan la comparación.¹⁶

3.2 Análisis multivariado y el efecto ingreso

La comparación de los niveles de salud y del acceso a servicios de salud según NSE no llega a conectar la medida de inequidad con intervenciones de política específicas. Hay que tener en cuenta que esas diferencias en salud no responden únicamente a desigualdades en la disponibilidad de recursos económicos sino también a diferencias en el nivel de educación, en la salubridad del entorno en que vive el individuo, etcétera. Una forma de aislar el efecto de cada uno de estos factores es utilizar un análisis multivariado a partir de una expresión como la siguiente:

$$h_i = Y_i\beta + X_i\gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

donde h_i es el indicador de salud del individuo i , Y_i denota al indicador del NSE del mismo, X_i representa al vector de otras características que afectan la salud del individuo y al componente no observado.¹⁷ En ese marco, la literatura toma al coeficiente como indicador resumen de la relación entre el NSE

¹⁶ En realidad, también sería conveniente verificar cómo se compara la tasa de desnutrición en las dos sociedades para cada nivel socioeconómico. Si la sociedad más equitativa también tiene una menor tasa de desnutrición para cada grupo socioeconómico, no hay problema. Sin embargo, si la sociedad más equitativa muestra una mayor tasa de desnutrición, es recomendable reportar tal hecho en la medida en que muy probablemente afecte la elección de las intervenciones de política necesarias para reducir la inequidad.

¹⁷ En realidad, h_i también puede denotar un indicador de acceso a servicios de salud por parte del individuo.

del individuo y su estado de salud, luego de separar los efectos de otras variables relacionadas como el nivel de educación y la edad (véase Wagstaff et al., 2000; Alderman, 2000, entre otros).

En la medida en que (2) ya controla por esas otras características, puede decirse que el coeficiente estimado β se relaciona con la magnitud del efecto ingreso; es decir, con la disponibilidad de recursos económicos a fin de adquirir los insumos necesarios para una buena alimentación y evitar problemas de salud. Así definido, el efecto ingreso es una dimensión de vulnerabilidad fuertemente relacionada con la inequidad en salud. En el caso de los niños, supone la transmisión intergeneracional de la pobreza; es decir, el mecanismo a través del cual la pobreza de los padres afecta el estado de salud de los niños, lo que a su vez ha de afectar su capacidad futura de desenvolverse en la escuela y en el mercado laboral. En el nivel de todos los individuos, se relaciona con la capacidad de éstos de afrontar los gastos necesarios para recuperar o sostener un buen estado de salud. La importancia de estos mecanismos se relaciona inversamente con la eficiencia de las redes de protección social, en tanto el objetivo de éstas es precisamente aislar el efecto de la disponibilidad de recursos sobre el capital humano de los individuos.

La utilización de β como indicador de inequidad en salud tiene al menos dos limitaciones. En primer lugar, su interpretación cambia con el tipo de indicador en la medida en que define el modelo econométrico por utilizar. En segundo lugar, su valor depende de la magnitud de la dispersión del indicador de NSE. El segundo problema puede resolverse de manera interesante si es continua y el modelo econométrico es lineal, como sería el caso si lo que queremos explicar es la inequidad en el *score* estandarizado de talla para la edad de los niños. Lo que se puede hacer en ese caso es identificar la contribución de cada una de las variables consideradas en (2) a las diferencias en el *score* estandarizado de talla para la edad de los niños entre el quintil más pobre y el más rico. Manipulando la ecuación (2), podemos descomponer las diferencias en el nivel nutricional entre el quintil más rico (V) y el más pobre (I),

$$1 = \beta \frac{(\bar{Y}_V - \bar{Y}_I)}{(\bar{h}_V - \bar{h}_I)} + \sum_m \gamma_m \frac{(\bar{X}_{Vm} - \bar{X}_{Im})}{(\bar{h}_V - \bar{h}_I)} + \frac{(\varepsilon_V - \varepsilon_I)}{(\bar{h}_V - \bar{h}_I)} \quad (3)$$

donde las variables se identifican con las mismas letras que en la ecuación (2) y las barras indican el promedio por quintil (I y V). El primer término representa el efecto ingreso, definido como la contribución del NSE a las diferencias nutricionales entre los niños del quintil más rico y el más pobre. Cada

sumando del segundo término en (3) representa la contribución de la variable m a las diferencias en el nivel nutricional de los niños en los quintiles extremos. Nótese que el efecto ingreso depende no sólo del coeficiente sino también de la magnitud relativa de las diferencias por quintil en dicha variable.

También se puede utilizar la regresión en (2) para analizar los determinantes de las brechas urbano-rural o de género. En estos casos, sin embargo, se puede considerar conveniente estimar una regresión como la que está en (2) para cada grupo y comparar las diferencias en el nivel promedio por grupo, de acuerdo con la siguiente expresión:

$$1 = \frac{\beta_b(\bar{Y}_b - \bar{Y}_a)}{(\bar{h}_b - \bar{h}_a)} + \frac{\bar{Y}_a(\beta_b - \beta_a)}{(\bar{h}_b - \bar{h}_a)} + \sum_m \left[\frac{\gamma_{bm}(\bar{X}_{bm} - \bar{X}_{am})}{(\bar{h}_b - \bar{h}_a)} + \frac{\bar{X}_{am}(\gamma_{bm} - \gamma_{am})}{(\bar{h}_b - \bar{h}_a)} \right] + \frac{(\bar{\varepsilon}_b - \bar{\varepsilon}_a)}{(\bar{h}_b - \bar{h}_a)} \quad (4)$$

En (4), la suma de los dos primeros términos representa el efecto ingreso. La diferencia respecto a la expresión del efecto ingreso en (3) es que aquí éste se descompone en el efecto de las diferencias en las variables y el efecto de las diferencias en los coeficientes. En este caso, el efecto de las diferencias en los coeficientes del NSE es el componente que se relaciona con las diferencias en la eficiencia de las redes sociales de protección en zonas urbanas y rurales, o para varones y mujeres. El otro componente nos remite a las diferencias en el nivel socioeconómico de los individuos de los dos grupos analizados. Lo interesante es que resulta posible que estos efectos se compensen y reduzcan la importancia total del ingreso en la explicación de las diferencias entre grupos. Ello ocurriría, por ejemplo, si entre el grupo con mayor desigualdad económica, el coeficiente de la variable ingreso o gasto fuera menor.

Un problema con esta aproximación econométrica a la medición de la equidad en salud en el Perú es que exige que el coeficiente β esté adecuadamente estimado. Entre las consideraciones más usuales se identifican la endogeneidad del ingreso o gasto y el error de medida asociado a su recolección a través de una encuesta de hogares. La primera de ellas se refiere a que no sólo el nivel de ingresos afecta la salud de los individuos, sino que también el estado de salud influye en sus capacidades de generación de ingresos. En el marco de una base de datos de corte transversal, la utilización del método de variables instrumentales permite corregir por la endogeneidad del ingreso en

(2).¹⁸ Las variables más utilizadas como instrumentos en este tipo de casos son las de tenencia de bienes durables, el tipo de vivienda y el carácter agrícola o no agrícola de la empresa familiar (véase Alderman, 2000). Variables de este tipo son, por lo general, muy significativas en la primera etapa. Sin embargo, si tienen problemas para cumplir la segunda condición de una variable instrumental, en tanto es difícil argumentar que no aportan a la explicación de la variable de salud de manera directa. Una estimación más precisa de la relación de causalidad entre el ingreso y el indicador de salud requiere una base de datos longitudinal que nos permita ver cómo cambia la salud de un mismo individuo cuando se modifica su nivel de ingresos o su gasto.

A pesar de esta última limitación, el planteamiento de esta sección es que el monitoreo de la contribución del efecto ingreso sobre los indicadores de salud, tal como lo hemos definido, es muy importante para evaluar la evolución en la inequidad en salud en una determinada sociedad. Permite establecer el nivel de equidad asociado al tipo de financiamiento de un determinado sistema de salud o, en general, la eficiencia de las redes de protección social. La sección 5 estima y analiza estas contribuciones para el caso del *score* estandarizado de talla para la edad de los niños en el Perú.

¹⁸ El mismo método permite corregir por errores de medida en la variable ingreso.

4. ESTABLECIENDO EL INDICADOR DEL NSE DE LOS INDIVIDUOS Y LOS HOGARES

El bienestar individual es un fenómeno multidimensional que depende de una serie de condiciones del individuo, pero también de la sociedad en la que éste se desenvuelve. Sen (1997) desarrolla este planteamiento claramente a partir del concepto de capacidades, idea que está siendo crecientemente adoptada en la literatura económica (Banco Mundial, 2000). La fuerza de este planteamiento se establece cuando se muestra que hay una serie de capacidades que se desarrollan de manera diferente en individuos del mismo o similar nivel socioeconómico.

Un estudio sobre la inequidad en salud se enmarca en esta literatura en cuanto busca establecer en qué medida las capacidades económicas se correlacionan con la capacidad de vivir saludablemente en una determinada sociedad. Dado ese objetivo, es importante contar con un indicador de NSE lo más relacionado posible con las capacidades económicas de los individuos y los hogares encuestados en la ENNIV 1997 y en la ENDES 1996. Al respecto, sin embargo, se manejan varias opciones en la literatura.

Primero, está el tema de decidir entre el ingreso, el gasto y la riqueza como indicador del NSE de los hogares. Una primera consideración se relaciona con la volatilidad en el tiempo de cada una de estas variables. Las fluctuaciones en el ingreso del hogar pueden deberse a factores tales como la estacionalidad de los ingresos —especialmente en la actividad agrícola— y eventos fortuitos temporales o permanentes, tales como la pérdida del empleo del jefe del hogar y su enfermedad o muerte. De este modo, utilizar el ingreso mensual como indicador del NSE podría tener efectos no deseados en el ordenamiento de los hogares, si los ingresos de éstos difieren en su estacionalidad. Tal sería el caso, por ejemplo, si comparásemos hogares urbanos y rurales. Aun el ingreso anual puede generar distorsiones debido a fluctuaciones temporales en el ingreso de algunos hogares.

El consumo es una variable menos sensible a fluctuaciones temporales en el ingreso y la riqueza y, en tal sentido, es un mejor indicador del ingreso permanente del hogar. Si el jefe de un hogar se queda sin empleo por varios meses, él y su familia tenderán a sostener su nivel de consumo, al menos por un tiempo. Los hogares cuentan con varios mecanismos para ello. Pueden utilizar los ahorros acumulados o prestarse de terceros como bancos, financieras, familiares y amigos. Tanto los ahorros como los préstamos pueden ser en dinero o en algún otro bien o activo. Asimismo, los ahorros o préstamos pueden o no pasar por el sistema financiero formal; los mecanismos informales son mucho más relevantes para el caso de hogares pobres en zonas aisladas. La evidencia empírica reciente apoya la hipótesis de que estos mecanismos son sumamente importantes aun en países en desarrollo y para hogares pobres (véase Alderman y Paxson, 1992).

En cuanto a la riqueza de los hogares, la utilización de los ahorros como mecanismo para suavizar el consumo presente hace que la misma sea también más volátil que el consumo, especialmente para aquellos hogares que no pueden acceder a préstamos. Luego de estas consideraciones, se percibe que es útil trabajar primero con el gasto como una variable que nos permite establecer el nivel socioeconómico de los hogares, por encima de las fluctuaciones temporales que afectan el ingreso. La elección, sin embargo, sería distinta si lo que estuviéramos buscando fuera establecer la forma como los hogares suavizan el impacto de las fluctuaciones en el ingreso sobre las inversiones en salud de los individuos, un tema de sumo interés para una futura agenda de investigación.

Otra línea de argumentación se basa en el error de medida y en el sesgo de reporte asociado a la recolección de este tipo de información. En realidad, la recolección de las tres variables es un tema muy delicado si se quiere minimizar el error de reporte (véase Deaton y Zaidi, 1999). La actividad productiva del hogar es uno de los retos más importantes para la recolección de los ingresos del hogar, debido a la ausencia de registros adecuados acerca de las ventas o de los costos en que se ha incurrido durante la operación. La dificultad es aún mayor cuando la producción asociada a la empresa familiar involucra un nivel de autoconsumo, ya que se puede dificultar no sólo su registro sino también su valorización. Este último aspecto, sin embargo, afecta por igual a la recolección del ingreso como a la del gasto y es particularmente importante en zonas rurales donde los hogares producen alimentos.

4.1 La demografía y el NSE de los hogares en el Perú

Otro tema importante se refiere al efecto de la composición demográfica del hogar sobre el indicador de NSE. Un mismo nivel de gasto genera un mayor bienestar individual en el hogar con menor número de miembros. La consideración de este efecto llevaría a postular al gasto per cápita observado (GPCO) como el indicador más adecuado del NSE del hogar. Sin embargo, el GPCO es cuestionado a partir de dos efectos importantes: i) las diferencias entre las necesidades de miembros de diferentes edades y ii) la existencia de economías de escala en el consumo del hogar. Por un lado, se puede argumentar que el nivel de consumo que necesita un niño pequeño para alcanzar un determinado nivel de bienestar es menor que el requerido por un adulto para el mismo fin. Por otro, dada la existencia de indivisibilidades en el consumo, algunos de los gastos en que incurren las familias para que un individuo alcance determinado nivel de bienestar no tienen que duplicarse al llegar una persona más. Ejemplos de ello son el televisor y la refrigeradora, que pueden ser disfrutados por varias personas a la vez.

¿Cuál puede ser la incidencia de estos efectos sobre el ordenamiento de los hogares peruanos por nivel socioeconómico? Deaton y Zaidi (1999) argumentan que, en países pobres, el aspecto más relevante es el de las diferencias por grupos de edades y no tanto el de economías de escala. El primer punto es que en estos países hay un gran número de hogares para los cuales el gasto en alimentos y vestido representa un alto porcentaje del presupuesto. En efecto, ese tipo de gastos difiere sustancialmente entre individuos de diferentes edades. Por otro lado, las economías de escala en ese tipo de gastos son muy pequeñas. En todo caso, lo que se hace a continuación es evaluar empíricamente el efecto de estos ajustes.

¿Cómo se corrige por estos efectos? Formalmente, se define un indicador de consumo \hat{c} que corrige consumo total del hogar, c , por la composición demográfica del hogar. Digamos que un hogar tiene A niños y K adultos; entonces, el indicador ajustado se define con la siguiente expresión:

$$\hat{c} = \frac{c}{(\alpha A + K)^p} \quad (5)$$

El indicador $(1 - \theta) \in [0, 1]$ representa el efecto de economías de escala, mientras que $\alpha > 0$ es el indicador de adulto-equivalencia. Si $\alpha = \theta = 1$ estamos ante

el GPCO como indicador del NSE del hogar. Si la idea es que los niños requieran menos gasto para alcanzar un determinado nivel de bienestar, $\alpha < 1$.

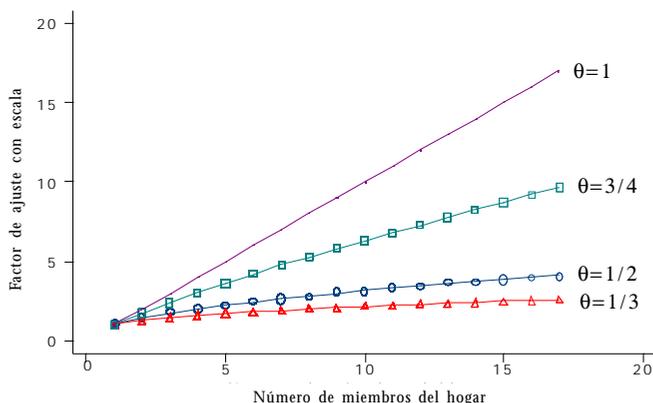
Veamos primero la sensibilidad del indicador de NSE a los supuestos de economías de escala y adulto-equivalencia en el consumo. En esta sección analizamos cada uno de ellos por separado, tanto en su efecto sobre el ordenamiento de los hogares como sobre la inequidad estimada, utilizando la información de la ENNIV 1997.

Efecto economías de escala

La relación entre el tamaño del hogar y la pobreza ha sido ampliamente establecida en la literatura internacional y local. La evidencia empírica en el Perú es clara con respecto a que los hogares pobres son más numerosos. Incluso algunos estudios plantean que hay una relación de causalidad que va del tamaño del hogar hacia la condición de pobreza (Escobal et al., 1999). Los datos de la ENNIV 1997 establecen que más de la mitad de los hogares peruanos tiene más de 5 miembros y el valor máximo en la muestra es de 17. La Figura 2 muestra precisamente el efecto del ajuste en el denominador de la expresión (5) según el tamaño de las economías de escala que se supongan.

Se observa que el factor de ajuste (θ) genera efectos importantes sobre el nivel absoluto del indicador, inclusive cuando el tamaño del hogar es 5 (la moda). Para la

Figura 2
Tamaño del hogar y el efecto de los supuestos de economías de escala



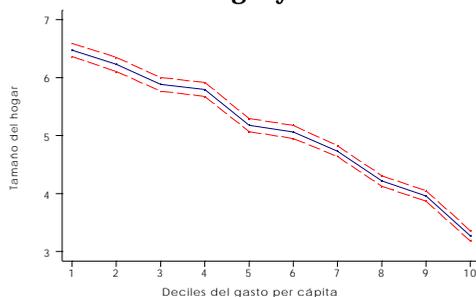
Fuente: ENNIV, 1997.
Elaboración propia.

familia modal, considerar $\theta = 0,5$ implica más que duplicar su indicador de NSE. Claramente, un ajuste de esa magnitud generaría una reducción impresionante en las tasas estimadas de pobreza, a menos que efectuemos un ajuste correspondiente en la definición de la línea de pobreza. Una forma simple y usual de evitar esa distorsión es ajustar la línea de pobreza para que reproduzca la tasa de pobreza anterior al ajuste. Sin embargo, ése no es un problema importante para los fines de este estudio, en la medida en que lo que afecta la inequidad medida con el índice de concentración es el ordenamiento que genera y no el nivel absoluto del indicador.

Estas diferencias en el tamaño de los hogares, sin embargo, no parecen ser aleatorias. La Figura 3 muestra que la media del tamaño de los hogares en el Perú difiere sustancialmente según el nivel de gasto per cápita de los mismos.¹⁹ Los hogares del decil más pobre tienen, en promedio, 6,5 miembros, más del doble del número de miembros que integran los hogares del decil más rico.

Esta relación negativa entre el NSE de los hogares y su tamaño tiene al menos dos efectos. En primer lugar, hace menos viable que un ajuste por economías de escala en el indicador del NSE de los hogares peruanos afecte el ordenamiento de los hogares.²⁰ En segundo lugar, plantea que el mismo ajuste genere una reducción de la desigualdad.

Figura 3
Tamaño del hogar y NSE en el Perú



Fuente: ENNIV 1997.
Elaboración propia.

¹⁹ Los deciles con los que se construye la Figura 2 se basan en el gasto per cápita (GPCO) como indicador del NSE de los hogares. La banda establecida por las líneas punteadas se construye a partir de sumar y restar una desviación estándar al tamaño medio por decil.

²⁰ Habría que notar que si tenemos dos hogares 1 y 2, donde el segundo tiene un mayor GPCO que el primero ($g_2/g_1 = \beta > 1$), entonces, la condición para que un ajuste por economías de escala ($1 - \theta$) revierta el ordenamiento de los hogares es la siguiente: $(n_1/n_2)^{1-\theta} > \beta$; es decir, el hogar 1 debe ser suficientemente más grande que el hogar 2. ¿Cuánto más grande? Ello depende adicionalmente de $(1 - \theta)$.

Una forma de mostrar esto es analizar primero la correlación existente entre los indicadores de NSE que resultan de diferentes supuestos acerca de la magnitud de las economías de escala. La Tabla 1 muestra esas correlaciones. La correlación entre el GPCO y el indicador que asume $\theta = 0,5$ es relativamente alta (0,92). Nótese que seguir la recomendación de Deaton y Zaidi (1999) con $\theta = 0,9$ generaría un ordenamiento de los hogares prácticamente igual al que resulta de utilizar el GPCO como indicador de NSE.

Por otro lado, se observa que el efecto de los supuestos de economías de escala es algo más fuerte en zonas rurales, a pesar de que el número de miembros por hogar en dichas áreas es similar al de las zonas urbanas.

En conclusión, la similitud encontrada parece plantear que las diferencias en el tamaño de los hogares no son lo suficientemente grandes como para compensar las diferencias en el gasto per cápita, de tal manera que los cambios en el ordenamiento son pequeños a pesar de que el ajuste en el nivel del indicador sea grande. Veamos ahora el efecto de los ajustes por adulto-equivalencia.

Tabla 1
Economías de escala y NSE de los hogares en el Perú

	$\theta=1^a$	$\theta=3/4$	$\theta=1/2^b$	$\theta=1/3$
Global				
$\theta=1^a$	1,000			
$\theta=3/4$	0,981	1,000		
$\theta=1/2^b$	0,920	0,979	1,000	
$\theta=1/3$	0,861	0,943	0,991	1,000
Urbano				
$\theta=1^a$	1,000			
$\theta=3/4$	0,980	1,000		
$\theta=1/2^b$	0,914	0,977	1,000	
$\theta=1/3$	0,848	0,936	0,990	1,000
Rural				
$\theta=1^a$	1,000			
$\theta=3/4$	0,974	1,000		
$\theta=1/2^b$	0,887	0,967	1,000	
$\theta=1/3$	0,793	0,907	0,984	1,000

^aGasto per cápita (GPCO).

^bGasto per cápita ajustado (GPCO sugerido en protocolo).

Fuente: ENNIV 1997.

Elaboración propia.

Efecto adulto-equivalencia

La relación entre la estructura etaria de los miembros del hogar y la pobreza es también un aspecto ampliamente analizado en la literatura. Al igual que en el caso de las economías de escala, es conocida la relación negativa entre el NSE de los hogares y el porcentaje de niños entre los miembros del hogar. La Tabla 2 muestra las correlaciones entre los indicadores de NSE bajo diferentes supuestos acerca del valor de α . Comparando estas correlaciones con las de la Tabla 1, es claro que el efecto adulto-equivalencia sobre el ordenamiento de los hogares es aún menor que el de las economías de escala, aunque también ligeramente más importante en el medio rural. En tal sentido, es esperable que el efecto de estos ajustes sobre el ordenamiento de los hogares peruanos no sea significativo.

Hay que tener presente, sin embargo, que su efecto sobre la desigualdad económica sería sustancialmente mayor, considerando que los pobres viven en hogares con más miembros. La Tabla 3 muestra los coeficientes de Gini asociados a los indicadores de NSE que surgen de la combinación de supuestos acerca de las economías de escala y de adulto-equivalencia.

Tabla 2
Adulto-equivalencia y NSE de los hogares en el Perú

	$\alpha=1^a$	$\alpha=3/4$	$\alpha=1/2$	$\alpha=1/3$
Global				
$\alpha=1^a$	1,000			
$\alpha=3/4$	0,998	1,000		
$\alpha=1/2$	0,989	0,996	1,000	
$\alpha=1/3$	0,976	0,988	0,997	1,000
Urbano				
$\alpha=1^a$	1,000			
$\alpha=3/4$	0,998	1,000		
$\alpha=1/2$	0,988	0,996	1,000	
$\alpha=1/3$	0,974	0,987	0,997	1,000
Rural				
$\alpha=1^a$	1,000			
$\alpha=3/4$	0,996	1,000		
$\alpha=1/2$	0,976	0,992	1,000	

^aGasto per cápita (GPCO).

Fuente: ENNIV 1997.

Elaboración propia.

Los estimados de la Tabla 3 muestran que el coeficiente de Gini cae en 7 puntos cuando se pasa del GPCO ($\theta = 1, \alpha = 1$) a ($\theta = 1/3, \alpha = 1/3$), los niveles más altos simulados para ambos efectos. Si utilizamos la recomendación de Deaton y Zaidi ($\theta \approx 1, \alpha \approx 1/3$), el Gini global cae casi 4 puntos. Al igual que en el caso de los ordenamientos, la desagregación por ámbito sugiere que estos ajustes demográficos tienen un mayor impacto sobre la desigualdad en zonas rurales.

En conclusión, puede decirse que estos ajustes demográficos, aunque más importantes en zonas rurales, en general no alteran significativamente el ordenamiento de los hogares por NSE, aunque sí reducen la desigualdad estimada. Sobre la base de esta discusión, podemos establecer la conveniencia de la utilización del gasto per cápita ($\theta \approx 1, \alpha \approx 1/3$) como indicador del NSE de los hogares. En primer lugar, porque los ordenamientos no varían sustan-

Tabla 3
Desigualdad en el NSE (Gini) según economías de
escala y adulto-equivalencia

	$\alpha=1^a$	$\alpha=3/4$	$\alpha=1/2$	$\alpha=1/3$
Global				
$\theta=1^a$	45,1	43,6	42,2	41,3
$\theta=3/4$	42,0	41,1	40,0	39,3
$\theta=1/2^b$	40,0	39,4	38,8	38,3
$\theta=1/3$	39,3	38,9	38,5	38,2
Urbano				
$\theta=1^a$	40,9	39,6	38,4	37,6
$\theta=3/4$	37,4	36,5	35,7	35,2
$\theta=1/2^b$	35,1	34,5	34,0	33,7
$\theta=1/3$	34,2	33,9	33,6	33,3
Rural				
$\theta=1^a$	37,2	35,5	33,8	32,8
$\theta=3/4$	33,1	32,0	31,0	30,4
$\theta=1/2^b$	30,3	29,8	29,3	29,0
$\theta=1/3$	29,3	29,1	28,8	28,6

^a Gasto per cápita (GPCO).

^b Gasto per cápita ajustado (GPCO sugerido en protocolo).

Fuente: ENNIV 1997.
Elaboración propia.

cialmente, en especial cuando se limitan los supuestos de ajustes demográficos a niveles razonables. Hay que indicar que el ordenamiento de los individuos u hogares es la característica relevante a la hora de construir los índices de concentración (IC) de las variables de estado de salud y de atención de la salud. En segundo lugar, porque con el GPCO facilitamos la comparabilidad de los resultados que se obtienen en este estudio con esfuerzos previos y futuros.

4.2 El modelo predictivo y el Índice de Activos (IA) del Banco Mundial

Uno de los problemas derivados de establecer el gasto per cápita como el indicador más apropiado para analizar la inequidad en salud en el Perú es el hecho de que esta variable no es recogida en la mayoría de encuestas especializadas en el campo de la salud. Esta situación hace particularmente importante el esfuerzo de Gwatkin et al. (2000) de construir un indicador del nivel socioeconómico (NSE) de los individuos considerados en las muestras de las ENDES aplicadas en 44 países en desarrollo. El mencionado índice de activos (IA-BM) se construye a partir del método de componentes principales tomando en cuenta características de la vivienda tales como la fuente y la conexión de agua, el sistema de desagüe y el tipo de piso, además de la tenencia de activos como electricidad, radio, televisor, refrigerador, bicicleta, moto, auto, teléfono y computadora.²¹

Gwatkin et al. (2000) utilizan dicho indicador para establecer la magnitud de la inequidad en salud en cada uno de los países considerados. En esta subsección, se construye un indicador alternativo para establecer el NSE de los individuos, el cual nos permite evaluar la robustez de los resultados presentados en dicho estudio. Dos consideraciones justifican la construcción de este indicador alternativo. En primer lugar, el IA-BM no utiliza información acerca de la conexión entre las características de los hogares y su nivel de gasto per cápita. Como se indica al inicio de esta sección, el GPCO es un mejor indicador del bienestar general de los individuos, tomando en cuenta que éstos y los hogares toman medidas para reducir el efecto de las fluctuaciones

²¹ Adicionalmente, se incluyen otras características como la disponibilidad de ayuda doméstica, el nivel de hacinamiento y el hecho de que el jefe del hogar trabaje en su tierra agrícola.

temporales en el ingreso. Puede ser muy informativo analizar la relación entre el estado de salud de los individuos y el NSE de los hogares medido a partir de estas dos aproximaciones. En segundo lugar, el análisis de componentes principales que genera el IA-BM no se realiza por separado en zonas urbanas y rurales. Este aspecto es potencialmente importante, tomando en cuenta que los activos relevantes para establecer el NSE de los hogares pueden diferir entre áreas urbanas y rurales. Por otro lado, los mismos activos pueden jugar un papel diferente en la determinación del NSE de los hogares.

El indicador de NSE construido aquí se basa en la relación entre el gasto per cápita y las características de los hogares observadas en la ENNIV 1997, la cual es luego transferida a la ENDES. Formalmente, se utiliza la base de ENNIV para estimar la siguiente regresión:

$$y_{ENNIV} = X_{ENNIV}\beta + \varepsilon \quad (6)$$

Dado que el objetivo no es obtener un modelo explicativo sino maximizar su capacidad predictiva, se utilizó el procedimiento *stepwise* para definir los componentes del vector X , con la restricción de que éstas sean variables que también se encuentran en el cuestionario de ENDES.²² Denotemos al vector de coeficientes estimado en (6) como $\hat{\beta}_{ENNIV}$. A partir de ese vector, predecimos el gasto para cada observación de la ENDES 1996 utilizando la siguiente expresión:

$$\hat{y}_{ENDES} = X_{ENDES}\hat{\beta}_{ENNIV} \quad (7)$$

Denotemos a este vector como GPRED. Lo que hacemos a continuación es comparar este indicador del NSE de los hogares con el IA-BM, primero en el marco de la misma ENNIV 1997 y luego en el de la ENDES 1996.

Comparando los indicadores de NSE en ENNIV 1997

La ventaja del análisis con la ENNIV es que no sólo podemos comparar el GPRED con el IA-BM, sino que también podemos contrastar la relación de cada uno de ellos con el gasto per cápita observado (GPCO), identificado

²² Las variables consideradas y las finalmente incluidas, así como los coeficientes estimados, se encuentran en el anexo A.

en la subsección anterior como particularmente apropiado para analizar la inequidad en salud en el Perú. La Tabla 4 muestra las correlaciones entre el GPCO y los dos indicadores propuestos para aproximar el NSE de los individuos u hogares. Dicha tabla muestra que el indicador estimado que tiene una correlación más alta con el gasto per cápita observado (GPCO) es el GPRED ($\rho = 0,8$ respecto a un $\rho = 0,5$ para el IA-BM); especialmente en el medio rural, donde el IA-BM se comporta particularmente distinto ($\rho = 0,27$). La Tabla 4 también muestra que el indicador desarrollado por el Banco Mundial (IA-BM) es muy distinto del GPRED. La comparación es similar cuando se desagrega por ámbito urbano o rural.

Se podría argumentar que la comparación de las correlaciones es demasiado exigente para los fines de este estudio, al comparar observación por observación. Puede bastar que los indicadores coincidan en el decil en el que clasifican a cada uno de los hogares. La Figura 4 compara el nivel de aciertos que tienen ambos modelos en la identificación del decil al que corresponden los hogares, en relación con el GPCO. En dicha figura, sin embargo, se entiende como acierto no sólo si el indicador *proxy* coincide con el del GPCO en la clasificación del decil al que pertenece el hogar sino también si la diferencia es de sólo un decil. Se observa que el GPRED es el que tiene mayor porcentaje de aciertos a nivel nacional, para todos los deci-

Tabla 4
Indicadores *proxy* del NSE. Matriz de correlaciones

	GPCO	GPRED	IA-BM
Global			
GPCO	1,000		
GPRED	0,790	1,000	
IA-BM	0,457	0,577	1,000
Urbano			
GPCO	1,000		
GPRED	0,764	1,000	
IA-BM	0,406	0,514	1,000
Rural			
GPCO	1,000		
GPRED	0,759	1,000	
IA-BM	0,267	0,371	1,000

Fuente: ENNIV 1997.
Elaboración propia.

les. En realidad, sin embargo, ambos modelos son bastante menos capaces de reproducir el ordenamiento de los hogares que resulta con el GPCO en el medio rural. Para el decil 5, por ejemplo, el GPRED (IA-BM) acierta en 52% (34%) de los casos en el medio urbano, pero sólo en 46% (29%) de los casos en el medio rural.

En conclusión, la comparación entre los indicadores *proxy* del NSE de los hogares presentados en esta sección sugiere que el ordenamiento que genera el GPRED se asemeja sustancialmente al del gasto per cápita observado. Asimismo, muestra que el IA-BM contiene información sustancialmente distinta, especialmente en áreas rurales. En tal sentido, es relevante revisar en qué medida la relación entre el NSE de los hogares y la salud de los individuos obtenida con el IA-BM es robusta ante la utilización de un indicador como el GPRED. Antes de ello, sin embargo, veremos la relación entre los dos principales indicadores en la ENDES 1996.

Comparando los indicadores de NSE en ENDES 1996

Al inicio de esta sección, mencionamos que una de las limitaciones de la ENDES para permitir el análisis de la inequidad en salud era precisamente que no contaba con un indicador del NSE de los hogares encuestados, sea el gasto, el ingreso o la riqueza. Ante esto, podemos establecer si las diferencias entre el IA-BM y el GPRED se mantienen en la ENDES 1996, tanto a nivel nacional como por ámbito urbano o rural.

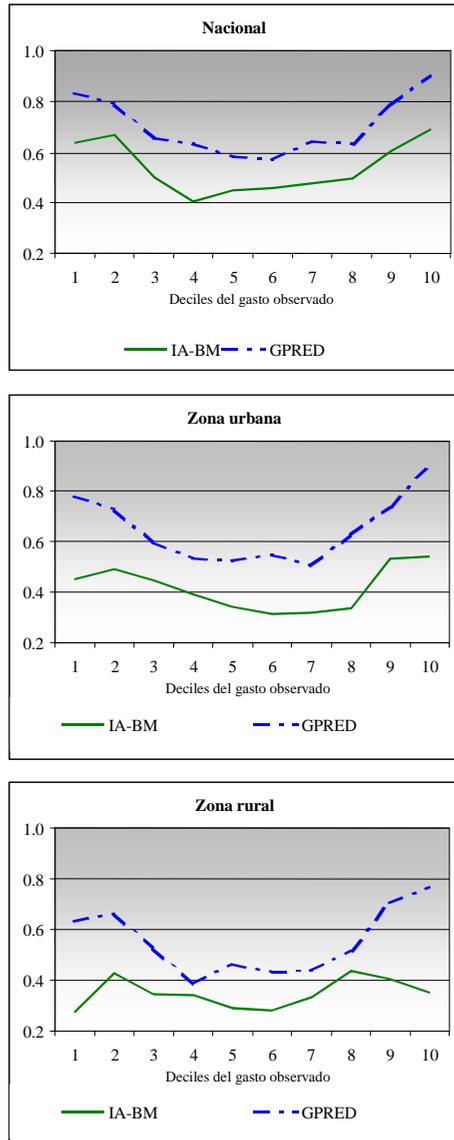
En primer lugar, al igual que con la base de la ENNIV 1997, es claro que la correlación entre el GPRED y el IA-BM es relativamente baja, tanto globalmente como por ámbito; y la diferencia es siempre mayor en el ámbito rural (Tabla 5).

Tabla 5
Correlación IA-BM *versus* GPRED

	<i>ρ</i>
Global	0,617
Urbano	0,504
Rural	0,493

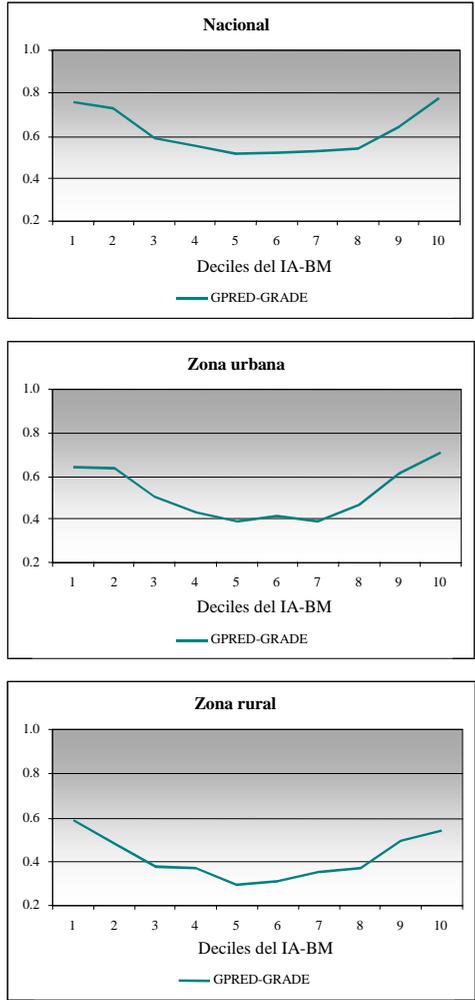
Fuente: ENDES 1996.
Elaboración propia.

Figura 4
Coincidencias entre los indicadores de NSE
Diagonal + bandas



Fuente: ENNIV 1997.
 Elaboración propia.

Figura 5
Coincidencias entre los indicadores de NSE
Diagonal + bandas



Fuente: ENDES 1996.
Elaboración propia.

La Figura 5 muestra las coincidencias entre el ordenamiento por deciles que resulta de utilizar el GPRED y el IA-BM. Nuevamente, se confirma que el GPRED recoge información de los hogares sustancialmente distinta de la que tiene el IA-BM, especialmente en el medio rural.

Al respecto, es importante establecer la diferencia entre el índice de activos (IA-BM) desarrollado por Gwatkin et al. (2000) y la riqueza de los hogares, como se entiende en este documento. Aunque el IA-BM es un índice que se construye a partir de la tenencia de activos, no constituye propiamente un indicador de la riqueza del hogar. Muchos de los activos que se utilizan para su construcción son poco monetarizables, por lo que difícilmente pueden utilizarse para suavizar las fluctuaciones temporales en el ingreso familiar.

En realidad, a falta de mayor especificación, la tenencia de muchos de estos activos no puede variar aun cuando el ingreso familiar se haya reducido de manera sustancial y permanente, con respecto al momento en que se los obtuvo. Las características de la vivienda, por ejemplo, pueden corresponder al nivel de bienestar de la generación anterior, la que es heredada y mantenida por la generación bajo análisis, aun cuando su nivel de ingreso permanente sea sustancialmente menor. El cambio en esa variable sólo podría darse a través de la mudanza de la familia hacia zonas más marginales, lo que es bastante más complicado. Este aspecto es particularmente importante en países pobres, especialmente en América Latina, tomando en cuenta la gravedad de la crisis de los años ochenta y la intensidad de las reformas estructurales implementadas durante los noventa.

Estas diferencias conceptuales, junto con las diferencias estimadas en esta sección entre el IA-BM y el GPRED, hacen particularmente relevante comparar las estimaciones de la inequidad en salud reportadas en Gwatkin et al. (2000) con las que resultan al utilizar el GPRED como indicador del NSE de los individuos. Los resultados de esa comparación se reportan en la siguiente sección.

5. LA INEQUIDAD EN SALUD Y EN EL ACCESO A ATENCIÓN MÉDICA EN EL PERÚ: UN ANÁLISIS DESCRIPTIVO

En esta sección se presentan los estimados del nivel de la inequidad en salud y en el acceso a los servicios de salud en el Perú, medida fundamentalmente a partir del índice de concentración (IC) descrito en la sección 3 de este documento. Tal como se plantea en dicha sección, este índice puede resumir adecuadamente la magnitud y la naturaleza de la inequidad, pero adolece de la incapacidad de transmitir información acerca del nivel de injusticia asociada con ella y la urgencia de intervenir políticamente para reducirla. En tal sentido, en esta sección también se utilizan otros indicadores como las curvas de concentración y el ratio pobre-rico para describir la distribución del indicador de salud a lo largo de la distribución del ingreso.

Este análisis se realiza en dos partes. La primera muestra el análisis basado en el módulo de salud de la ENNIV 1997 y utiliza el gasto per cápita como indicador del NSE. La segunda parte muestra el análisis a partir de la ENDES 1996 y compara los resultados que utilizan el índice de activos (IA-BM) con los del gasto predicho (GPRED) como indicadores del NSE de los hogares.

5.1 Inequidad en salud en el Perú: ENNIV 1997

El análisis de la inequidad en salud a partir de la ENNIV 1997 se concentra en cuatro variables que se encuentran en el módulo de salud de dicha encuesta: enfermedad, inhabilitación (impedido o en cama), desnutrición crónica infantil y consultas ambulatorias. Las tres primeras se usan como indicadores del estado de salud del individuo y la cuarta como indicador de la utilización de servicios de salud. El indicador de desnutrición crónica infantil se basa en el *score* estandarizado de la talla para la edad de los niños menores

de 5 años en la encuesta.²⁴ Los otros tres indicadores se basan en el autorreporte de los individuos, niños y adultos, y toman como período de referencia las 4 semanas previas a la fecha de aplicación de la encuesta.

La Tabla 6 nos muestra los IC para las variables, globalmente y desagregadas por tipo de lugar de residencia (urbano o rural), género y edad. El punto más saltante es que la mayor inequidad se encuentra en la incidencia de la desnutrición crónica infantil (-36,4) y en la utilización de los servicios ambulatorios (18,2). Aunque los signos son distintos, ambos indican una desventaja para los más pobres. Ello se puede establecer claramente con la referencia a un punto específico de la curva de concentración; digamos, la concentración de la ocurrencia de un evento en el 40% más pobre. Según la ENNIV 1997, 16,4% de la población fue a una consulta ambulatoria durante el mes anterior a la encuesta (40% de los que se reportaron enfermos) pero sólo 18% de estas consultas se concentraron en el 40% más pobre de la población. Por otro lado, 25% de los niños menores de 5 años se encontraron en situación de desnutrición crónica, pero 69% de ellos pertenecen al 40% más pobre de la población.

La inequidad estimada para la morbilidad autorreportada (enfermedad o inhabilitación) es sustancialmente menor. Este resultado es bastante consistente con estimados previos (MINSA/SEPS/OPS, 1999). Ello, sin embargo, no se atribuye a una distribución equitativa del estado de salud de los individuos sino a que los individuos de menores recursos tienden a subreportar los eventos de morbilidad, sea por una menor capacidad de identificar síntomas o por una mayor tolerancia a los malestares o dolencias (véase Murrugarra y Valdivia, 2000).

Estos indicadores muestran algunas diferencias significativas entre el entorno urbano y rural, por género y grupos de edad.²⁵ En cuanto a las diferencias por grupos de edad, se observa una mayor inequidad en los tres indicadores (enfermedad, inhabilitación y consultas) en el grupo de niños entre 5 y 14 años. Con respecto al género, los días en que el individuo estuvo inhabilitado muestran una mayor inequidad para las mujeres, tanto en áreas urba-

²⁴ Un niño es clasificado como desnutrido crónico si su *score* de talla para la edad se encuentra por lo menos dos desviaciones estándar debajo de la media establecida para su edad de acuerdo con la distribución que genera el NIH.

²⁵ Los valores que se presentan en la Tabla 6 y en el resto del documento corresponden a la expresión en (1), pero multiplicados por 100.

nas como rurales. El IC es 9,4 veces el correspondiente a los hombres para el ámbito urbano y casi 8 en zonas rurales. Asimismo, para el caso de las consultas, dicho ratio alcanza un valor de 1,6 en zonas rurales, mas no muestra mayores diferencias en el ámbito urbano. La más notoria, sin embargo, es la diferencia entre la inequidad asociada a la desnutrición crónica infantil entre las áreas urbanas y las rurales. El IC estimado en zonas urbanas (-28,0) es aproximadamente 1,6 veces el de las áreas rurales (-17,1). ¿Qué tan importante es esa diferencia? Una forma de verlo es comparar las curvas de concentración (anexo B.2) en algún punto específico. Para el caso, el 40% más pobre de la población infantil urbana concentra el 59% de los niños desnutridos crónicamente, mientras que el grupo equivalente en áreas rurales concentra el 53% de los niños desnutridos crónicamente.

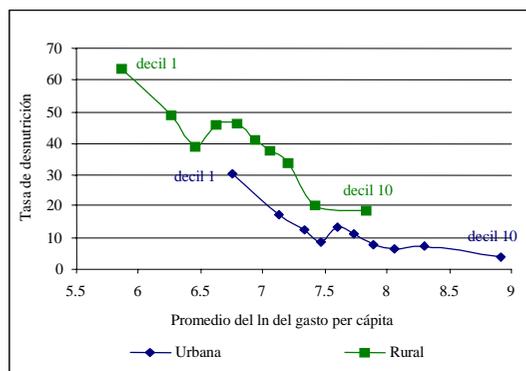
Tabla 6
Índices de concentración desagregados con gasto per cápita observado

	Enfermedad			Inhabilitación			Consulta			Desnutrición		
	Global	Urbano	Rural	Global	Urbano	Rural	Global	Urbano	Rural	Global	Urbano	Rural
Global	3,6	4,5	4,6	1,5	4,1	4,9	18,2	14,1	17,4	-36,4	-28,0	-17,1
Edad												
0-5	1,1	1,2	0,5	1,1	2,1	0,4	17,5	11,9	10,4	-36,4	-28,0	-17,1
5-14	7,3	9,8	4,3	7,9	19,4	0,6	27,5	22,1	21,8			
15-44	2,7	4,8	5,5	0,0	1,3	8,3	13,5	11,9	19,1			
45-64	1,2	0,4	5,7	-4,0	-1,3	0,8	16,0	13,5	18,7			
65+	-0,1	0,4	3,2	-5,3	-2,6	6,7	17,6	12,2	15,8			
Género												
Hombre	3,5	4,6	3,0	-1,9	0,7	1,1	16,4	13,1	12,9	-36,7	-26,0	-17,9
Mujer	3,7	4,2	5,8	4,2	6,6	8,0	19,1	14,6	20,7	-35,8	-30,9	-16,6

Fuente: ENNIV 1997.
 Elaboración propia.

Estas diferencias en cuanto a la inequidad no establecen que la situación de la desnutrición crónica infantil en áreas rurales sea mejor que en las urbanas. Mirando la incidencia del problema en cada uno de estos entornos, se encuentra que en zonas urbanas, sólo 14% de los niños son desnutridos. En zonas rurales, sin embargo, esta cifra alcanza a 37% de los niños. En otras palabras, la incidencia de la desnutrición es sustancialmente más fuerte en el área rural, pero ésta se encuentra más uniformemente distribuida a lo largo de la distribución del ingreso que en las áreas urbanas. Esto lo podemos ver en la Figura 6, que muestra la tasa de desnutrición por decil del GPCO y por ámbito urbano o rural. La tasa de desnutrición en el decil rural más pobre es de 64% y baja hasta 18% en el decil más rico; es decir, el ratio entre el decil más pobre y el más rico es de 3,6. Ese mismo ratio llega a 7,8 en zonas urbanas.

Figura 6
Tasa de desnutrición por decil y ámbito urbano o rural



Fuente: ENNIV 1997.

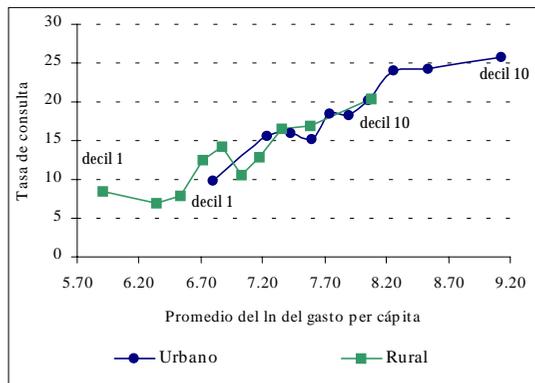
Elaboración propia.

Otro aspecto interesante de la Figura 6 es que muestra, al mismo tiempo, la inequidad en la tasa de desnutrición y la desigualdad en el gasto per cápita. Se muestra que el nivel promedio de GPCO del decil rural más rico es equivalente al del cuarto decil urbano más rico. Aunque con el mismo nivel promedio de GPCO, la tasa de desnutrición crónica en dicho decil es menor que la del decil rural más rico (8% y 18%, respectivamente). Igualmente, el decil urbano más pobre tiene un nivel de gasto similar al del quinto decil

rural más pobre, pero la incidencia de la desnutrición crónica es más alta en zonas rurales (46% y 31%, respectivamente). En otras palabras, las diferencias en las tasas promedio por ámbito no se explican únicamente por las diferencias en el nivel de ingreso sino, probablemente, por factores contextuales que distinguen a las zonas urbanas de las rurales.

En el caso de las consultas ambulatorias, las diferencias por ámbito son mucho más pequeñas. El porcentaje de gente que consultó a un profesional médico en zonas urbanas es de 18%. En zonas rurales, dicha tasa baja a 13%. El IC correspondiente es positivo en ambos casos, lo que indica un sesgo pro rico; toma un valor de 14,1 en el medio urbano y llega a 17,4 en el medio rural (Tabla 6). La Figura 7 muestra las tasas de consulta por decil y ámbito, y confirma que la tasa de consulta para niveles equivalentes de GPCO, es similar en zonas urbanas y rurales. Ello quiere decir que, a diferencia de la desnutrición crónica, las diferencias por ámbito en la tasa de consulta se explican fundamentalmente por las diferencias en el ingreso. Otro aspecto interesante es que aumentos en el ingreso no parecen implicar incrementos en la utilización de los servicios de consulta ambulatoria para los tres deciles rurales más pobres. Luego de ese nivel, sin embargo, sí se observa un efecto positivo, aunque con baches.

Figura 7
Tasa de consulta por decil y ámbito urbano o rural



Fuente: ENNIV 1997.

Elaboración propia.

La Figura 6 y la Figura 7 dejan una pregunta abierta que sería interesante abordar con un modelo econométrico. ¿Por qué el mismo NSE sí posibilita a los individuos rurales el mismo acceso a los servicios médicos ambulatorios que tienen sus pares urbanos, pero no les permite igualar las tasas de desnutrición crónica? Primero, es necesario tener presente que en esta sección se analiza la desnutrición crónica de los niños entre 6 meses y 5 años, mientras que en el caso de las consultas ambulatorias, se analiza a individuos de todas las edades. Es posible imaginar que la tendencia encontrada para la desnutrición crónica infantil no sea la misma si utilizáramos un indicador de salud que también sea válido para adultos. Lo que sí sabemos es que la tasa de consulta para los menores de 5 años presenta el mismo patrón que el reportado en la Figura 7 para todos los individuos.

Es posible establecer una hipótesis que hace consistente un efecto del NSE sobre el estado de salud de los niños distinto del efecto en la utilización de servicios de salud: la desnutrición crónica no tiene al NSE como único o principal determinante sino también a un conjunto de características diferentes, las cuales no se correlacionan tan perfectamente con el NSE en el medio rural como sí lo hacen en el urbano. Dichas variables podrían ser las características de la vivienda (acceso a sistemas sanitarios adecuados o el tipo de piso) o de la madre (educación, edad, etcétera). Por el contrario, la principal barrera para la utilización de servicios médicos en el medio rural sería la distancia del establecimiento de salud respecto al lugar de residencia del individuo. Tal restricción, sin embargo, sí puede ser superada a través de sistemas del transporte público o privado. El problema sería el costo de transporte, que puede ser más fácilmente asimilado por los individuos con mayor NSE.

A continuación se compara la inequidad estimada en estos indicadores, considerando los dos indicadores del NSE de los individuos, el IA-BM y el GPRED.

Inequidad en salud y el indicador proxy del NSE de los hogares

El siguiente análisis compara la inequidad en salud estimada con el IA-BM y el GPRED como indicadores de NSE de los hogares. La Tabla 7 compara los IC para las cuatro variables de interés (enfermedad, inhabilitación, consulta y desnutrición crónica infantil) y muestra que las diferencias son

sustanciales. El IC para los indicadores de morbilidad llega a cambiar de signo cuando se usa el IA-BM. Con el gasto per cápita observado, el IC de los eventos de enfermedad es de 3,6; es decir, que hay un ligero sesgo pro pobre en la incidencia de eventos de enfermedad, malestar o accidente. El IC estimado con el IA-BM, sin embargo, es -1,2; es decir, que reporta un sesgo pro rico en la incidencia de enfermedades. La inequidad estimada con el GPRED sí es positiva, aunque menor (1,6). La desagregación por ámbito establece que el cambio de signo en el IC estimado con el IA-BM se explica fundamentalmente por las diferencias en el ámbito rural, donde el IA-BM se diferencia más del GPCO. Sin embargo, dichas diferencias no son preocupantes dado que el efecto absoluto de los IC es bastante bajo.

Tabla 7
Inequidad en salud e indicadores *proxy* de NSE

	GPCO	GPRED	IA-BM
Enfermedad			
Global	3,6	1,6	-1,2
Urbano	4,5	3,3	-0,4
Rural	4,6	2,7	-2,8
Inhabilitación			
Global	1,5	-3,5	-5,2
Urbano	4,1	-1,1	-2,6
Rural	4,9	2,2	-1,7
Consulta			
Global	18,2	14,9	12,7
Urbano	14,1	11,2	7,8
Rural	17,4	12,4	8,1
Desnutrición			
Global	-36,4	-39,2	-36,2
Urbano	-28,0	-31,7	-34,1
Rural	-17,1	-16,9	-8,5

Fuente: ENNIV 1997.

Elaboración propia.

En el caso del otro indicador de morbilidad autorreportada, el de la incidencia de eventos de inhabilitación en las 4 semanas previas a la fecha de la encuesta, ambos IC cambian de signo, aunque nuevamente las diferencias entre el IC estimado con el GPCO y el GPRED son menores.

En el caso de las consultas ambulatorias y la desnutrición crónica infantil, no se dan cambios de signo con respecto al IC estimado con el GPCO, pero se mantienen diferencias significativas dentro de cada ámbito, aunque no tanto a nivel global. En el caso de las consultas ambulatorias en zonas urbanas, el IC estimado con el IA-BM es 7,8, mientras que el estimado con el GPRED es 11,2. Esta diferencia, sin embargo, no aparece como significativa si vemos que el GPRED implica que el 25% más pobre concentra 12% de las atenciones, mientras que con el IA-BM ese ratio es de 14%. Las diferencias son sustancialmente mayores para la desnutrición crónica en zonas urbanas, donde estos ratios son 46% y 50%, respectivamente. En zonas urbanas, el IA-BM establece una mayor inequidad en la desnutrición; sin embargo, lo inverso ocurre en zonas rurales. Lo importante es que las diferencias con respecto a la inequidad estimada con el GPCO son siempre menores con el GPRED.

Estos resultados plantean que la elección del indicador de NSE afecta a las estimaciones de inequidad en salud, especialmente en el interior de los ámbitos urbanos o rurales, pero no sustancialmente. Por ejemplo, la elección del indicador del NSE de los individuos no afecta el ordenamiento de los indicadores en cuanto a la inequidad que presentan. Se mantiene que la desnutrición crónica infantil es el indicador que mayor inequidad muestra, seguido de las consultas ambulatorias, ambos con sesgos en contra de los grupos más pobres. En lo que sigue de esta sección, analizamos las diferencias entre estos dos indicadores en la ENDES 1996 y sus implicancias sobre los estimados en la inequidad en los indicadores de salud correspondientes.

5.2 Inequidad en salud en el Perú: ENDES 1996

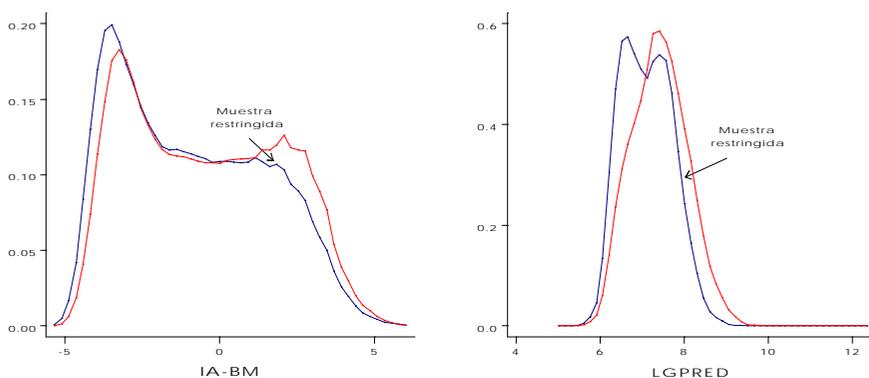
El análisis de la inequidad en salud con la ENNIV 1997 permitió no sólo evaluar la inequidad en las variables de morbilidad autorreportada, desnutrición crónica de niños menores de 5 años y atención ambulatoria sino también explorar las diferencias que resultan de la utilización de los diferentes indicadores de NSE generados. Dado que el binomio madre-niño es el que recibe mayor énfasis en las ENDES, en esta sección analizamos la inequidad estimada en tres indicadores objetivos de salud de niños (mortalidad, infantil y en la niñez, y desnutrición crónica) y tres de utilización de servicios médicos, dos que corresponden a las madres (controles prenatales y atención durante el parto) y uno referido a los niños (te-

ner vacunación completa).²⁶ La única variable que se repite en ambas encuestas es la de desnutrición crónica infantil, variable que hemos de analizar para determinar la comparabilidad de ambas encuestas.

Antes de mostrar los estimados correspondientes, es necesario evaluar posibles sesgos de muestra. El análisis del NSE de los hogares en la ENDES se basa en la información de las características de los hogares encuestados. El número de hogares que responde a este componente de la encuesta, sin embargo, es sustancialmente más grande que la muestra de hogares sobre la cual se recoge información acerca de la salud de las mujeres en edad reproductiva, sus embarazos, partos y la salud de sus hijos. La muestra total es de 28.123 hogares, mientras que la muestra restringida es de sólo 11.170 hogares. En tal sentido, es importante analizar las diferencias en el NSE de ambas muestras, según cada indicador.

La Figura 8 representa las funciones *kernel* de la densidad de ambos indicadores de NSE en las dos muestras.²⁷ Ambos paneles sugieren que la muestra res-

Figura 8
Densidades *kernel*. Muestra completa versus muestra restringida



Fuente: ENDES 1996.

Elaboración propia.

²⁶ Para el caso de los indicadores de salud de niños, los IC reportados se refieren al número de eventos ocurridos. En el caso de la variable de controles prenatales, se analiza la concentración de nacimientos en donde la madre realizó 4 consultas o más. Para la atención en el parto se utiliza el número de partos que fueron atendidos por un profesional médico. Finalmente, para las vacunaciones se analiza el número de niños menores de 5 años con vacunación completa.

²⁷ En realidad, el panel derecho no se basa en la distribución del GPRED sino en el logaritmo natural de esa variable. Usar el logaritmo centra más la distribución y reduce el efecto de los valores extremos, lo que facilita la comparación de las densidades en las dos muestras.

tringida está ligeramente más sesgada a la izquierda con relación a la muestra total; es decir, hay proporcionalmente más hogares pobres en la muestra restringida que en la total, aunque la magnitud del sesgo no pareciera demasiado grande.

La Tabla 8 muestra los IC para las 6 variables analizadas utilizando los dos indicadores de NSE discutidos anteriormente: el IA-BM y el GPRED. Los resultados son interesantes en varios aspectos. En primer lugar, debemos notar que la inequidad en cada uno de los indicadores analizados muestra un claro sesgo pro rico, independientemente del indicador de NSE que se utilice. Asimismo, ambos indicadores de NSE establecen el mismo ordenamiento de los indicadores de salud según el nivel de inequidad; la mayor se encuentra en la desnutrición crónica infantil y la menor en la vacunación de los niños.²⁸

Por otro lado, la desagregación por ámbito del análisis de la inequidad en salud y en la atención médica también muestra varios resultados interesantes, algunos de ellos equivalentes a las tendencias mostradas con la inequidad estimada para la muestra ENNIV 1997. Por ejemplo, al igual que con la muestra ENNIV (Tabla 6), la inequidad en la desnutrición crónica infantil es sustancialmente menor en zonas rurales, mientras que las de atención médica (controles prenatales y atención durante el parto) muestran una mayor inequidad en el medio rural. Esta relación es robusta ante la elección del indicador del NSE de los individuos (niños en el caso de la desnutrición y mujeres para la atención médica). Por ejemplo, con el IA-BM, el índice de concentración de los controles prenatales en el área rural (26,8) es dos veces el estimado para zonas urbanas (13,2). El mismo ratio toma un valor de 3,6 en el caso de la atención médica durante el parto. En cuanto a la vacunación de los niños, el IA-BM parece indicar una mayor inequidad en las zonas rurales, aunque con el GPRED las diferencias por ámbito no aparecen como importantes.

Indudablemente, lo más saltante de los resultados que se presentan en la Tabla 8 son las diferencias en los IC asociados a la mortalidad infantil y de niños según el indicador de NSE que se utilice, especialmente en áreas rurales. En el caso de la mortalidad infantil a nivel global, por ejemplo, ambos indicadores sugieren un sesgo pro rico, pero la utilización del IA-BM genera que el estimado de la inequidad sea sustancialmente mayor (-22,3 comparado con -10,2 cuando se utiliza el GPRED). En cuanto a las curvas de concentra-

²⁸ Es interesante notar que los IC estimados para la desnutrición crónica infantil con la muestra ENDES 1996 son extremadamente semejantes a los estimados con la muestra ENNIV 1997 (véase la tabla 6).

Tabla 8
Inequidad en salud según el IA y el GPRED

	MI	MU5	Desnutrición	Control Prenatal	Atención durante el parto	Vacunación
IA						
Global	-23,1	-24,3	-33,1	29,2	32,3	8,2
Urbano	-11,4	-14,0	-33,3	13,2	9,2	8,2
Rural	-5,0	-5,4	-10,4	26,8	36,6	8,2
GPRED						
Global	-11,3	-12,2	-35,5	29,3	32,9	9,7
Urbano	-3,1	-5,3	-37,4	14,3	10,2	5,3
Rural	21,7	21,0	-14,6	22,1	36,5	8,0

Fuente: ENDES 1996.

Elaboración propia.

ción (anexo B.2) al percentil 25, 28% de los casos de mortalidad infantil se concentran en el 25% más pobre según el GPRED. Dicho porcentaje es sustancialmente mayor (39%) cuando se ordena a los hogares según el IA-BM.

Lo más llamativo, sin embargo, es que la desagregación por ámbito plantea que el IC estimado con el IA-BM mantiene un sesgo pro rico, aunque pequeño, pero ello se revierte cuando se utiliza el GPRED como indicador del NSE de los niños. El IC que utiliza el GPRED llega a ser positivo en el medio rural e indica un sesgo pro pobre (22,2). El indicador del IA-BM da lugar a un IC que es igual a -10,4 en el entorno urbano y de -4,5 en el ámbito rural. Estas diferencias son importantes en lo que se refiere a la comparación de curvas de concentración al percentil 40 rural, por ejemplo. Con el GPRED, dicho grupo concentra sólo 23% de los casos de mortalidad infantil, mientras que la proporción correspondiente en el caso del IA-BM es de 42%. Este resultado resulta particularmente perturbador y exige un análisis más profundo para explicarlo.

Un primer punto que se debe considerar es la divergencia entre el IC reportado para la mortalidad infantil en las zonas rurales en la Tabla 8 y la desagregación por ámbito de dicha variable reportada en Gwatkin et al. (2000). Al respecto, un punto importante de mencionar es la diferencia en la forma como se construyen los quintiles en cada caso. En dicho estudio, la distribución de los hogares en quintiles se hace para toda la muestra, lo que incluye hogares urbanos y rurales, mientras que los IC que se reportan en la Tabla 8 surgen de una clasifica-

ción separada para las muestras urbanas y rurales. Por eso, Gwatkin et al. (2000) advierten sobre la poca confiabilidad de la tasa de mortalidad reportada para el segundo quintil más rico y no reportan datos para el quintil rural más rico, por contar con muy pocas observaciones de hogares rurales en esos grupos.

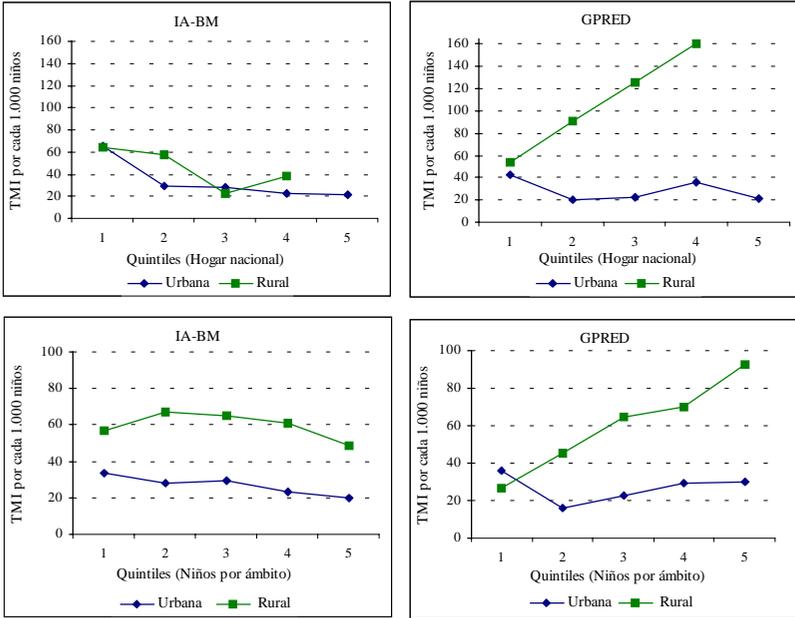
La tasa de mortalidad infantil (TMI) es de 30 por mil en áreas urbanas, pero llega a 60 por mil en áreas rurales. La Figura 9 muestra las TMI con los dos indicadores de NSE de los individuos (IA-BM y GPRED) y con las dos formas de construir los quintiles.²⁹ El panel superior reporta la TMI por quintil y ámbito cuando los quintiles se construyen para los hogares y a nivel nacional. El panel inferior muestra lo mismo, pero cuando los quintiles se construyen para niños y desagregando por ámbito (urbano-rural).

En el panel superior, la TMI rural con el IA-BM cae de 65 por mil en el quintil más pobre a 38 por mil en el segundo quintil más rico. Sin embargo, con el GPRED como indicador del NSE, la TMI rural sube de 53 por mil a 160 por mil. La diferencia en la tendencia es similar cuando se clasifica a los niños y se distingue por ámbito (panel inferior). En ese caso, utilizando el IA-BM, la TMI cae de 59 por mil en el quintil rural más pobre hasta 43 por mil en el quintil rural más rico. Con el GPRED como indicador del NSE, la TMI en áreas rurales es de 26 por mil en el quintil rural más pobre y llega a 92 en el más rico. Es claro, entonces, que la divergencia que se reporta en la Tabla 8 no es resultado de la forma como se construyen los quintiles.

De todas maneras, resulta sorprendente encontrar mayores tasas de mortalidad entre los quintiles más ricos cuando se utiliza el GPRED como indicador de NSE de los hogares rurales. Una posibilidad para entender este resultado se basa en el análisis de las bondades del registro de mortalidad infantil en las ENDES. Suponiendo que la incidencia real de la mortalidad infantil es efectivamente mayor entre las mujeres de menor NSE, habría que establecer la lógica del mal reporte por parte de las mujeres en edad fértil. Una hipótesis sería que el desconocimiento de los procedimientos adecuados de cuidado infantil genera mayor sentimiento de culpa entre las mujeres de menor NSE, el que, además de la mayor frecuencia de los eventos, lleva a estas mujeres a subreportar los casos de mortalidad infantil. Sería importante analizar más adelante la importancia de este efecto. Una de las razones para ello es que, como veremos a continuación, estas diferencias tan drásticas sólo se dan en la mortalidad, mientras

²⁹ Al igual que Gwatkin et al. (2000), las figuras en dicho panel no reportan la TMI para el quintil más rico, porque se reconoce que son muy pocas las observaciones disponibles en esa categoría.

Figura 9
Mortalidad Infantil por Quintil y ámbito rural o urbano

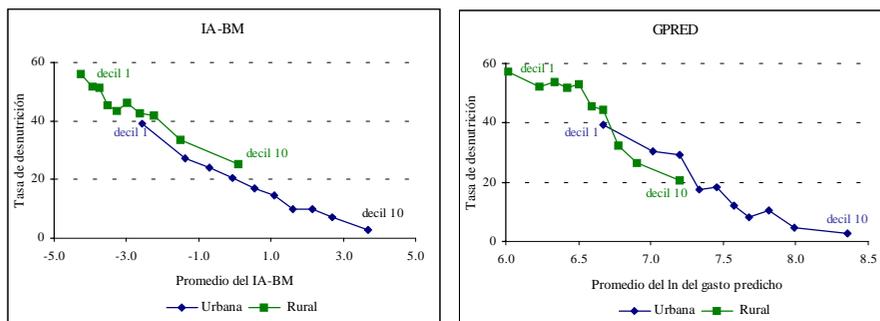


Fuente: ENDES 1996.
Elaboración propia.

que las implicancias para el resto de indicadores de salud y de utilización de servicios de salud son bastante más similares. Otra hipótesis es que la relativamente baja TMI prevalente en el Perú (43 por mil según la ENDES 96) dificulta las posibilidades de realizar análisis más profundos con el marco muestral de la ENDES, especialmente si queremos desagregar simultáneamente por NSE y ámbito.

Continuando con el análisis de la desnutrición crónica, los IC estimados con la muestra ENDES 1996 son -35,5 con el GPRED como indicador de NSE y -33,1, con el IA-BM. Estos valores son muy semejantes a los reportados en la Tabla 7, para la muestra de la ENNIV 1997 (-39,2 y -36,2, respectivamente). La desagregación por ámbito en la Tabla 8 también indica que el IC de la desnutrición crónica es sustancialmente menor en el medio rural, independientemente del indicador de NSE utilizado. Sin embargo, donde sí se dan diferencias significativas entre la muestra ENNIV y la muestra ENDES es en la distribución de la tasa de desnutrición por quintil y por ámbito urbano o rural (Figura 10).

Figura 10
Desnutrición crónica por decil y ámbito urbano o rural



Fuente: ENDES 1996.
 Elaboración propia.

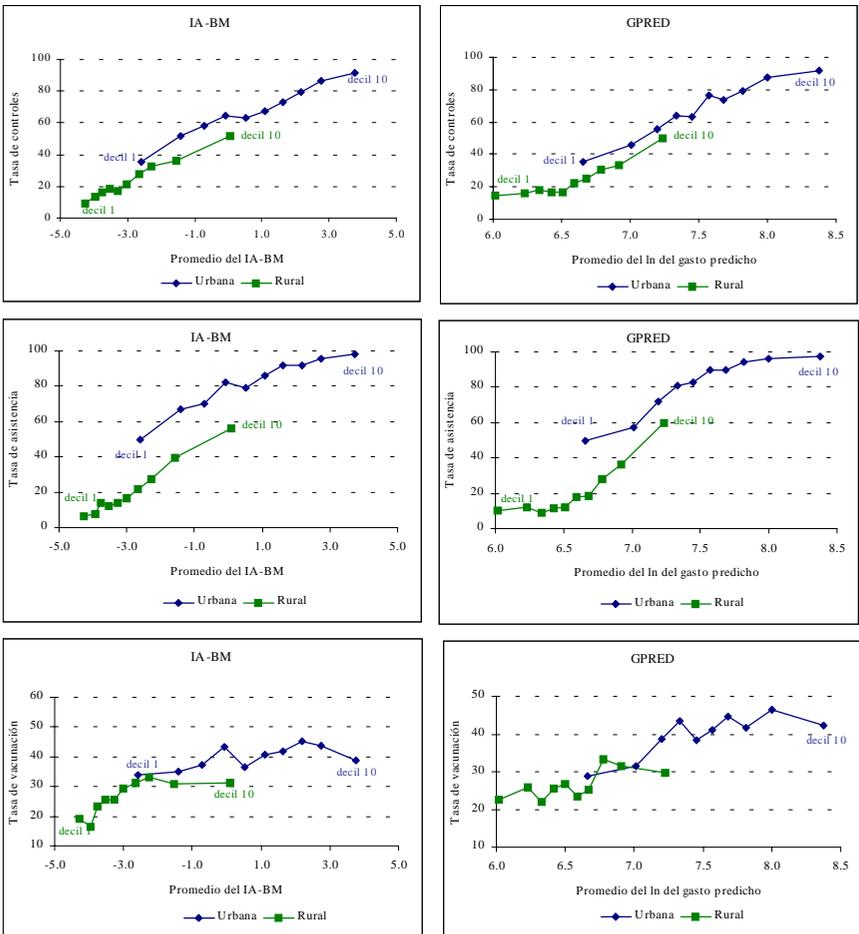
La Figura 6 mostraba que las diferencias en la incidencia de la desnutrición crónica infantil no se debían únicamente a las diferencias en la distribución del ingreso entre los dos ámbitos. La diferencia en la tasa de desnutrición urbano-rural para niveles de GPCO equivalentes sugería la existencia de un factor contextual importante que afectaba negativamente a las familias rurales. Por el contrario, la Figura 10 muestra que la tasa de desnutrición crónica para niveles de NSE equivalentes es muy similar en zonas urbanas y rurales, lo cual cuestiona la existencia de factores contextuales en beneficio o en contra de las familias rurales.

En lo que respecta al acceso a la atención médica de las mujeres en edad fértil y los niños, los IC obtenidos con ambos indicadores de NSE son muy semejantes entre sí. Desagregando por ámbito, el IC es sustancialmente más alto en zonas rurales para los indicadores de atención médica de la mujer (controles prenatales y atención médica durante el parto) según ambos indicadores de NSE; mas en el caso de los niños (vacunación completa), esto sólo ocurre con el IA-BM. Cuando analizamos toda la distribución de la atención durante el parto sobre la distribución del ingreso (Figura 11), se observa una diferencia importante respecto de la Figura 7. Para el mismo nivel de NSE, la tasa de atención es sustancialmente menor en el medio rural, lo que sugiere la presencia de un factor contextual significativo en perjuicio de las familias rurales. Ello, sin embargo, no ocurre con los controles prenatales ni con la vacunación de los niños.

Finalmente, es importante resaltar que todas las observaciones establecidas para la desnutrición crónica infantil y el acceso a servicios de salud reproductiva

para las mujeres y de vacunación para los niños se mantienen independientemente del indicador de NSE de los individuos que se utilice. La única diferencia importante al respecto se da con la mortalidad infantil y la de niños menores de 5 años. Ello es sorprendente, si tomamos en cuenta que las diferencias entre ambos indicadores aparecerían como importantes en el análisis desarrollado en la sección 4.

Figura 11
Controles prenatales, atención durante el parto y vacunación por decil, y ámbito urbano o rural



Fuente: ENDES 1996.
Elaboración propia.

6. LA RELACIÓN ENTRE INGRESO Y SALUD EN EL PERÚ: UN ANÁLISIS MULTIVARIADO (ENDES 1996)

La discusión de la sección 3 aclara las diferencias entre los indicadores de inequidad en salud y el efecto ingreso o recursos. Dichas diferencias se basan en el hecho de que el ingreso está fuertemente correlacionado con otras características de los niños, de las madres y de los hogares, las que también afectan su estado de salud. En esta sección se cuantifica el efecto del NSE de los hogares sobre la desnutrición crónica de los niños y la mortalidad infantil, luego de controlar por otras características del niño, de la madre, del hogar y del entorno. Para el análisis de la desnutrición crónica se estima un modelo lineal basado en la variable estandarizada de talla para la edad del niño(a). El análisis de la mortalidad infantil se realiza a partir de la estimación de un modelo de supervivencia, basado en el número de meses que sobrevivió el niño, siendo el periodo de observación los primeros 11 meses de vida.

Para ambos modelos, se considera como controles el género y el tamaño del niño al nacer, la educación, la edad y las medidas antropométricas de la madre, el NSE del hogar establecido tanto por el IA-BM como por el GPRED y la disponibilidad de servicios adecuados de agua y saneamiento en el hogar. Usualmente, la literatura identifica estas variables como correlacionadas con el nivel nutricional de los niños, con la excepción del tamaño del niño al nacer y las medidas antropométricas de la madre, las que no suelen estar disponibles en las bases de datos utilizadas en estudios previos para países no desarrollados. Éstas nos permiten controlar por dos antecedentes de los niños que pueden afectar fuertemente sus niveles nutricionales en el momento de la entrevista.

En el caso de la talla de la madre, por ejemplo, estamos hablando de una característica probablemente asociada a condiciones pasadas, económicas y de salud. Su inclusión nos permite distinguir entre el efecto de la disponibilidad de recursos económicos hoy *versus* los asociados a las condiciones

económicas del pasado. Asimismo, el cuestionario de la ENDES incluye el reporte de la madre acerca del tamaño del niño al nacer, tanto en peso exacto (kilogramos) como por categorías relativas.³⁰ La variable con el peso exacto, sin embargo, pierde muchas observaciones debido a que las madres reportan que el niño no fue pesado al nacer, razón por la cual utilizamos la variable categórica. A pesar de que sabemos que este reporte se ve afectado por las diferencias de apreciación entre las madres, se espera que recoja toda la información que pueden tener ellas acerca de los tamaños que generan complicaciones posteriores.

En lo que se refiere a las medidas antropométricas de la madre, la ENDES incluye tanto el peso como la talla. Tomando en cuenta que algunas madres son menores de 18 años y no han terminado su período de crecimiento, no se utiliza la talla sino el *score* estandarizado de la misma. Para las mujeres de 18 años o más, sin embargo, se considera la distribución de la talla de una mujer de 18 años. En otras palabras, para las madres mayores de 18 años, esto es lo mismo que incluir la talla, en tanto se les resta y divide por una constante. Para el peso, se toma el índice de masa corporal de la madre.³¹

Finalmente, se incluyen variables ficticias para establecer las características del entorno. Más allá de las típicas variables ficticias para establecer la región y la condición urbana o rural, se incorpora como variable de contexto el porcentaje de hogares en el distrito con al menos una necesidad básica insatisfecha (NBI).

La comparación del efecto NSE que se obtiene con el IA-BM y el GPRED permite establecer la robustez del efecto encontrado. Un antecedente de este tipo de esfuerzo lo desarrollan Montgomery et al. (1999), quienes analizan las bondades relativas de un indicador similar al IA-BM, basado en la tenencia de activos y obtenido a través del método de componentes principales, con respecto al efecto NSE que resulta de utilizar el gasto por adulto equivalente. Ellos encuentran que, aunque ambos indicadores de NSE difieren sustancialmente, sus implicancias en cuanto al efecto NSE sobre la fecundidad, la mortalidad infantil y la escolaridad son bastante similares si se con-

³⁰ Las cinco categorías son *muy grande, más grande que el promedio, promedio, más pequeño que el promedio y muy pequeño*.

³¹ El índice de masa corporal (IMC) se define como el ratio entre el peso en kilogramos dividido por el cuadrado de la talla en metros.

trola por otros factores en el marco de un análisis multivariado. El mencionado estudio se fundamenta en bases de datos, como la ENNIV, que sí cuentan con información acerca del gasto e ingreso de los hogares entrevistados. Como se ha mencionado, en este estudio se utiliza la información de la ENDES 1996 para el Perú. Lo que se hace es utilizar la ENNIV 1997 para generar un indicador de NSE a partir de la correlación entre el gasto per cápita y una serie de características de la vivienda, demográficas y de tenencia de activos (GPRED). Lo que se compara, entonces, es la implicancia de utilizar el GPRED como indicador del NSE de los individuos en la estimación del llamado efecto ingreso o recursos, con el que se obtiene con el IA-BM.

Además de la cuantificación de la magnitud del efecto del NSE del hogar sobre la salud de los niños, en el caso de la desnutrición crónica infantil se evalúa la no linealidad de esta relación, de acuerdo con los planteamientos de la literatura revisada en la sección 2. Asimismo, se evalúa el efecto de incluir variables de contexto a nivel distrital sobre esta relación, para lo cual se estima un modelo con efectos aleatorios en los niveles del hogar y distrital. Finalmente, se analiza el efecto de la infraestructura de saneamiento y se enfatiza la complementariedad de los efectos de los servicios de agua potable y desagüe con conexión domiciliar a una red pública. También se analiza el efecto de estas variables sobre la mortalidad infantil.

6.1 Desnutrición crónica

El análisis de la sección 5 establece que las diferencias en los niveles nutricionales de los niños en el Perú por NSE del hogar son las más amplias entre todos los indicadores de salud y de utilización de servicios de salud del binomio madre-niño analizados. Estas diferencias, sin embargo, no se corresponden estrictamente con las diferencias en la disponibilidad de recursos económicos y pueden incidir otros factores como la educación de la madre y la precariedad del entorno, en tanto restringen el acceso a infraestructura social y económica.

En esta sección estimamos un modelo multivariado para distinguir la importancia relativa de este tipo de factores. La revisión de la literatura en la sección 2.2 se concentra en la necesidad de distinguir el efecto del NSE del hogar del efecto del entorno, en general, o de la desigualdad económica en la

localidad, provincia o departamento donde se ubica el hogar. En este documento aproximamos el efecto del entorno con el nivel de pobreza o de marginalidad asociado a un distrito, estimado a partir del porcentaje de hogares con al menos una necesidad básica insatisfecha (NBI). La idea es distinguir el efecto generado por los recursos del hogar del efecto derivado del hecho de que el hogar resida en un distrito con más o menos hogares ricos o pobres, lo que estaría normalmente asociado a una mejor dotación de infraestructura social y económica. Adicionalmente, el modelo base que se presenta en este documento incluye variables ficticias regionales (costa/sierra/selva, urbano/rural).³²

El asunto es que considerar el efecto de variables de contexto plantea una dificultad. En general, si entendemos que el entorno del individuo (hogar o distrito) es importante, la estimación de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se ve afectada por la existencia de características no observables a nivel del hogar o distrito.³³ Si consideramos que el entorno del hogar es importante, la estimación de un modelo de efectos aleatorios permite obtener estimados consistentes de los parámetros buscados. Es posible, sin embargo, imaginar que hay más de un entorno relevante. Por ejemplo, además del hogar, otro entorno relevante podría ser el distrito, por sus implicancias en la dotación de determinados bienes públicos. Si éste es el caso, habría que estimar un modelo multinivel de efectos aleatorios.³⁴

En este análisis, exploramos la importancia de los efectos aleatorios en los niveles del hogar y del distrito sobre el estado nutricional de los niños menores de 5 años.³⁵ Formalmente, el modelo que consideramos puede representarse de la siguiente manera:

$$h_{ijk} = X^1_{ijk} \beta_1 + X^2_{jk} \beta_2 + X^3_k \beta_3 + \mu_{jk} + \delta_k + \varepsilon_{ijk} \quad (8)$$

donde h_{ijk} es la variable continua asociada al *score* estandarizado de talla para la

³² En realidad, se cuenta con mucho más información distrital, como la tasa de mortalidad infantil, la tasa de analfabetismo, la tasa de pobreza, el índice de marginalidad del Fondo Nacional de Compensación y Desarrollo Social (Foncodes), pero la correlación entre esas variables impide incluir todas en el modelo.

³³ Véase Greene (1997), capítulo 16.4.

³⁴ Véase Goldstein (1999).

³⁵ El modelo con efectos aleatorios con 3 niveles se estima utilizando el programa MLWin desarrollado por el Centre for Multilevel Modelling en el Institute of Education de la University of London, con el apoyo del Economic and Social Research Council (ESRC).

edad de un niño i que pertenece a un hogar j y reside en el distrito k . X^1_{ijk} denota al vector de características del niño, X^2_{jk} al vector de las características observables del hogar y X^3_k a las características observables del distrito que afectan la salud del individuo. Por otro lado, el término μ_{jk} denota a las características no observables específicas del hogar j y el término δ_k las características no observables del distrito k .³⁶ En este contexto, si las características no observables del distrito son importantes, la estimación de (2) con un modelo MCO nos daría estimados ineficientes y probablemente sesgados.

La Tabla 9 muestra los coeficientes de las regresiones estimadas con el MCO y el método de efectos aleatorios con tres niveles (EA-3) y utilizando alternativamente los dos indicadores de NSE. Veamos primero la relevancia de la estimación del modelo con efectos aleatorios en los niveles de hogar y del distrito. En primer lugar, notemos que las pruebas del ratio de verosimilitud indican que ambos niveles son altamente significativos.³⁷ En segundo lugar, la comparación de los coeficientes estimados con el modelo MCO y los estimados con el modelo EA-3 muestra cambios importantes en los coeficientes de educación y edad de la madre, en la variable ficticia "urbano" y en el porcentaje de hogares con al menos una NBI.

En lo que respecta a la educación y a la edad de la madre, la mayoría de estos coeficientes son significativos independientemente del indicador de NSE que se utilice, pero las diferencias según el modelo son mayores cuando se utiliza el GPRED como indicador del NSE del hogar. Por ejemplo, el coeficiente de la variable ficticia de educación superior pasa de 0,285 con el MCO a 0,458 con el EA-3. Por otro lado, el coeficiente de la variable ficticia de edad entre 18 y 25 años pasa de 0,154 con el MCO a 0,033 y es no significativo con el EA-3. En otras palabras, las variables no observables en el nivel del hogar hacen que el MCO subestime el efecto de la educación de la madre, pero que sobreestime el efecto edad.

³⁶ Los supuestos necesarios para el término de error, \mathcal{E}_{ijk} y para los términos aleatorios μ_j y δ_k son equivalentes a los que se establecen en un modelo regular de efectos aleatorios a dos niveles.

$$E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_{ijk} = E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_{jk} = E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_k = 0 \quad E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_{ijk}^2 = E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_{jk}^2 = E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_k^2 \quad i, j, k; \quad E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_{ijk \ mn} = 0; \\ E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_{ijk \ n} = 0; \quad E\left[\begin{matrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{matrix}\right]_{jk \ n} = 0 \quad i, j, k, l, m, n$$

³⁷ Véase Goldstein (1999) para una explicación de las pruebas de hipótesis asociadas a la relevancia de los modelos con efectos aleatorios.

Tabla 9
Determinantes de la desnutrición infantil. Modelo lineal
(IA versus GPRED) (t-estadísticos entre paréntesis)

Variables independientes	IA		GPRED	
	MCO	EA-3	MCO	EA-3
Intercepto	-0,239 (-1,23)	-0,468 (-1,34)	-2,988 (-10,85)	-3,126 (-7,15)
Género	-0,093 (-3,71)	-0,091 (-4,55)	-0,097 (-4,44)	-0,094 (-4,70)
Número de orden	-0,079 (-8,83)	-0,069 (-9,86)	-0,062 (-8,82)	-0,054 (-7,71)
Tamaño del niño (grande)	0,147 (4,32)	0,179 (6,17)	0,149 (4,93)	0,182 (6,28)
Tamaño del niño (chico)	-0,253 (-7,47)	-0,254 (-9,77)	-0,256 (-9,34)	-0,257 (-9,88)
Educación de la madre (primaria)	-0,009 (-0,14)	0,037 (0,90)	-0,010 (-0,26)	0,168 (3,57)
Educación de la madre (secundaria)	0,137 (1,91)	0,178 (3,63)	0,133 (2,93)	0,285 (5,58)
Educación de la madre (superior)	0,313 (4,10)	0,360 (6,10)	0,285 (5,03)	0,458 (6,84)
Edad de la madre (18-25)	0,171 (3,50)	0,183 (3,89)	0,154 (3,11)	0,033 (0,80)
Edad de la madre (26-35)	0,320 (5,62)	0,306 (5,88)	0,296 (5,50)	0,175 (3,65)
Edad de la madre (más de 35)	0,528 (7,42)	0,506 (7,67)	0,472 (6,88)	0,339 (5,75)
Talla para la edad de la madre	0,349 (16,74)	0,311 (25,92)	0,347 (28,76)	0,309 (25,75)
Índice de masa corporal para la madre	0,015 (3,11)	0,015 (5,00)	0,016 (4,99)	0,016 (5,33)
Urbano	-0,106 (-1,66)	-0,020 (-0,41)	-0,159 (-4,29)	-0,072 (-1,44)
Indicador NSE	0,095 (6,13)	0,097 (8,08)	0,356 (9,97)	0,344 (9,05)
Sólo conexión adecuada de agua potable	-0,158 (-3,66)	-0,127 (-3,34)	-0,033 (-1,07)	0,002 (0,06)
Sólo conexión adecuada al sistema de alcantarillado	-0,060 (-1,07)	-0,014 (-0,21)	0,031 (0,48)	0,084 (1,27)
Conexión adecuada de agua potable y alcantarillado	-0,038 (-0,57)	-0,048 (-0,96)	0,166 (4,88)	0,166 (4,61)
Costa ^{ai}	-0,118 (-2,27)	-0,139 (-0,42)	-0,055 (-1,31)	-0,081 (-0,25)
Sierra ^{ai}	-0,295 (-4,03)	-0,299 (-0,90)	-0,232 (-4,85)	-0,244 (-0,74)
Selva ^{ai}	-0,126 (-1,35)	-0,157 (-0,47)	-0,064 (-1,28)	-0,106 (-0,32)
% de la población distrital con una o más NBI	-0,496 (-3,97)	-0,419 (-2,78)	-0,523 (-6,78)	-0,451 (-3,01)
# de observaciones	12 456	12 456	12 449	12 456
Log. de la función de verosimilitud	-20 046,6	39 048,4	-20 021,7	39 029,3
Ratio de verosimilitud del nivel 2 (hogar)		421,74 *		392,8 *
Ratio de verosimilitud del nivel 3 (distrito)		647,85 *		642,2 *

^{ai} Lima Metropolitana es la categoría base.

* Significativo al 99% de confianza.

Fuente: ENDES 1996.

Elaboración propia.

En cuanto a las variables de contexto, se encuentra que, independientemente del indicador de NSE que se utilice, éstas determinan fuertemente el nivel nutricional de los niños. Los niños que residen en distritos con un porcentaje mayor de hogares precarios tienden a tener un menor nivel nutricional, aun luego de controlar por la educación de la madre y el NSE del hogar. En cuanto al efecto del modelo EA-3, las *dummies* para identificar ámbito y región son significativas con el MCO, pero dejan de serlo en el modelo con efectos aleatorios. En el caso del porcentaje de hogares con al menos una NBI, el valor absoluto del coeficiente cae ligeramente (de -0,52 a -0,45, en el caso del GPRED), así como el estadístico t, aunque esta variable no deja de ser significativa. Estas diferencias son consistentes con la idea de que las variables no observables en el nivel distrital hacen que el MCO sobreestime los coeficientes de estas variables.³⁸

Al analizar los coeficientes obtenidos para los otros controles, vemos, en primer lugar, que las características del niño aparecen como altamente significativas, con efectos similares independientemente del método y del indicador de NSE que se utilice. El género del niño aparece como significativo, indicando que los hombres tienen menor talla para la edad. Lo mismo ocurre con los niños que tienen más hermanos menores y que nacieron con un tamaño relativamente pequeño; en cambio, el nacer con un tamaño más grande que lo normal tiene un efecto positivo sobre el nivel de nutrición del niño. También es significativo y positivo el efecto del peso y la talla de la madre.

Los modelos estimados en la Tabla 9 también incluyen controles para el tipo de conexión de agua potable y desagüe. Con el fin de establecer la importancia de la complementariedad de estos dos tipos de infraestructura, se incluyen tres variables ficticias. La variable "sólo conexión adecuada de agua potable" ("sólo conexión adecuada al sistema de alcantarillado") toma el valor de 1 si el hogar dispone de una conexión de agua (alcantarillado) a una red pública dentro de la vivienda pero no de alcantarillado (agua potable). Adicionalmente, se incluye una variable ficticia que recoge el efecto de

³⁸ Como se indicó anteriormente, ésta no fue la única variable de contexto considerada en el análisis. Lo que sucede es que las variables consideradas tienen una alta correlación entre sí. Por eso, la inclusión de todas confunde la determinación de los efectos contextuales asociados a la salud de los niños en el Perú. De allí que la inclusión del porcentaje de los hogares en el distrito con al menos una NBI debe entenderse como un indicador general de la precariedad existente en el distrito en el que residen los hogares incluidos en la muestra analizada.

si el hogar cuenta con ambas conexiones. Para esta variable, sin embargo, los resultados sí difieren sustancialmente según el tipo de indicador de NSE que se utilice, aunque no tanto según el método empleado.

El modelo que utiliza el GPRED como indicador de NSE da lugar a un resultado particularmente interesante en cuanto al efecto de la infraestructura de saneamiento sobre la salud de los individuos. Los coeficientes sugieren que sólo el acceso adecuado a ambos tipos de servicios de saneamiento tiene un efecto significativo, al aumentar la talla para la edad del niño en 0,17 respecto de una desviación estándar. El problema es que el efecto estimado para la infraestructura de saneamiento es muy diferente cuando se utiliza el IA-BM como indicador del NSE. En este caso, la infraestructura de saneamiento tiene un efecto negativo sobre la nutrición de los niños, el que llega a ser significativo en el caso de la conexión adecuada de agua potable. Más adelante se analiza con mayor profundidad el efecto de la infraestructura de saneamiento.

El coeficiente del indicador del NSE es positivo y altamente significativo, tanto con el IA-BM como con el logaritmo natural del GPRED. El valor del coeficiente difiere, pero ello se debe también a que el rango de estas variables es sustancialmente distinto. El rango de valores del IA-BM está estandarizado y va de -5,0 a 5,7, mientras que el del log del GPRED va de 5,1 a 9,3. A continuación vemos con más detalle las implicancias de estos coeficientes sobre el efecto ingreso, de acuerdo con lo establecido en la subsección 3.2.

El NSE de los hogares y la desnutrición crónica

La Tabla 10 muestra la contribución de cada una de las variables consideradas en el modelo a las diferencias nutricionales entre el quintil más rico y el más pobre de la muestra ENDES, de acuerdo con (3), y con los dos indicadores de NSE.³⁹ Los estimados no cambian sustancialmente con el indicador de NSE e indican de manera contundente la importancia de esta varia-

³⁹ Wagstaff et al. (2000) descomponen la contribución de las variables de una regresión como (2) sobre el índice de concentración. Los resultados de dicha estimación no se incluyen en esta versión, pero se pueden obtener a solicitud. Ellos son absolutamente equivalentes a los presentados en la Tabla 10.

ble en la explicación de las diferencias entre los quintiles extremos. Con el GPRED, el NSE del hogar explica 38% de las diferencias en el nivel nutricional entre los dos quintiles y es, de lejos, el de mayor importancia. Le siguen en orden de importancia el nivel de pobreza distrital (13,7%), la talla de la madre (13,7%), el nivel de educación de la madre (12,3%), el número de orden del niño (11,4%) y el tipo de infraestructura de sanea-

Tabla 10
Contribución de las variables explicativas a las diferencias nutricionales

COMPONENTES	GPRED	IA-BM
Variables explicativas	104,5	109,3
<i>Características del niño</i>	<i>14,1</i>	<i>14,9</i>
Género	0,1	0,2
Tamaño	2,6	3,5
Número de orden	11,4	11,2
<i>Características de la madre</i>	<i>26,0</i>	<i>30,1</i>
Edad	-1,5	0,2
Educación	12,3	13,9
Talla para la edad	13,7	13,9
Índice de masa corporal	1,5	2,2
<i>Características del hogar/ vivienda</i>	<i>45,9</i>	<i>40,7</i>
Infraestructura de saneamiento	7,9	-3,3
Indicador NSE	38,0	44,1
<i>Características contextuales</i>	<i>18,5</i>	<i>23,5</i>
<i>Dummies regionales</i>	<i>4,8</i>	<i>9,5</i>
% de la población distrital con una o más NBI	13,7	14,0
Componente no observado	-4,5	-9,3

Fuente: ENDES 1996.

Elaboración propia.

miento dentro de la vivienda (7,9%), entre los principales. El efecto negativo de los componentes no observados sugiere que las diferencias en las características observables tienden a sobreestimar la desigualdad en los niveles nutricionales entre quintiles.

El efecto NSE estimado confirma que las diferencias en la disponibilidad de recursos económicos es el factor más importante detrás de las diferencias en el nivel nutricional entre los niños de los quintiles extremos. Tal como

se argumenta en 3.2, la importancia de esta contribución estimada se basa en su relación con la eficiencia de las redes de protección social, sean éstas públicas o privadas. El problema es que 38%-44% no nos dice mucho acerca de la gravedad de la situación de inequidad y resulta necesario efectuar una comparación con los estimados para otras sociedades o para la misma sociedad en otro momento.

Otra forma de evaluar los resultados de la Tabla 10 es tomar en cuenta que el efecto ingreso estimado deja 60% de la diferencia pendiente de explicación mediante variables algo más estructurales como el nivel educativo de la madre, la precariedad del distrito donde se encuentra el hogar, etcétera. La importancia del nivel de educación de la madre sugiere la necesidad de profundizar el componente de capacitación en aspectos nutricionales con la finalidad de desligar la educación formal de la madre del nivel nutricional de su hijo. El peso del nivel de pobreza distrital nos habla de la importancia de las características del entorno y sugiere la necesidad de focalizar la provisión de bienes públicos, en particular de infraestructura social y económica básica.

Los dos siguientes componentes son particularmente importantes tomando en cuenta que no suelen ser incluidos en este tipo de análisis. La importancia del número de orden del niño se relaciona con el *trade-off* entre cantidad y calidad de vida de los niños y sugiere que los programas de planificación familiar pueden tener consecuencias significativas en el nivel nutricional de los niños ya nacidos. Finalmente, la talla de la madre se asocia al nivel nutricional del niño y su importancia habla de los mecanismos a través de los cuales se perpetúan las condiciones de salud de los pobres. De allí se deduce el carácter clave de los programas de atención a las mujeres gestantes más pobres a través de controles prenatales, en tanto ese tipo de intervención permitiría reducir la transmisión intergeneracional de deficiencias nutricionales y, por consiguiente, de la pobreza y la desigualdad.

Aunque los párrafos anteriores conectan los resultados con intervenciones de política específicas, es necesario recordar que los estimados en la Tabla 9 y la Tabla 10 no controlan la endogeneidad de las variables y por ello los efectos encontrados no indican necesariamente una relación de causalidad. Sin embargo, la estimación del modelo en (8) instrumentalizando el GPRED indica que los resultados presentados en las tablas mencionadas son robustos

ante ese ajuste de especificación.⁴⁰ De todas maneras, estos resultados deben tomarse como indicaciones preliminares, ya que lo más adecuado para establecer una relación de causalidad es trabajar con bases de datos longitudinales que permitan identificar adecuadamente grupos homogéneos de control y tratamiento (véase Smith, 1999).

La discusión de las secciones 2 y 3 establece otros dos aspectos relevantes acerca de la relación entre el NSE de los individuos y su estado de salud: en primer lugar, la existencia de una relación no lineal entre estas variables; en segundo lugar, la robustez de la relación estimada ante la inclusión u omisión de otros controles, en particular, las variables contextuales y las características de la madre.

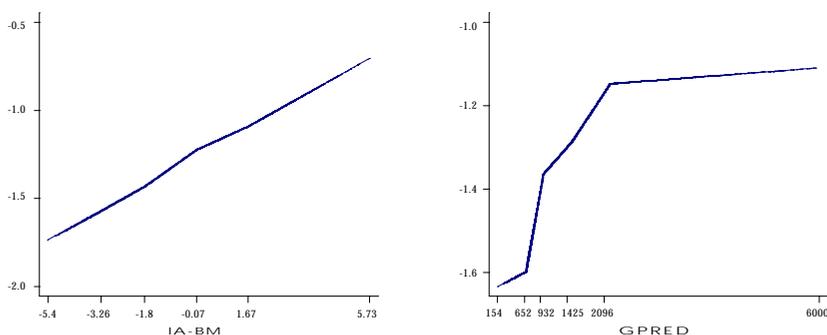
Analicemos primero la hipótesis de no linealidad de la relación entre el NSE de los hogares y el nivel nutricional de los niños. Una forma de hacerlo es insertar en la regresión una variable ficticia que identifique el NSE de los hogares por quintiles, utilizando tanto el IA-BM como el GPRED. En este caso, basta mirar los coeficientes para tener una idea de las diferencias entre los quintiles. Alternativamente, podemos estimar el modelo base con una formulación del tipo *spline* para el NSE del hogar, que obtiene un efecto diferente según el quintil al que pertenece. Lo que se hace en ese caso es incluir primero el indicador de NSE de manera lineal. Luego, se van introduciendo variables ficticias que indican la pertenencia a los diferentes quintiles (2-5) multiplicadas por el excedente del indicador del NSE respecto al nivel máximo asociado al quintil anterior. En ese caso, el efecto ingreso o NSE asociado al primer quintil es el coeficiente de la variable lineal. El efecto NSE para los siguientes quintiles se obtiene sumando al primer efecto todos los coeficientes de los quintiles anteriores al de interés.

La Figura 12 muestra el valor predicho del *score* estandarizado de talla para la edad de los niños para diferentes valores de NSE utilizando una regresión que incluye el NSE con una formulación *spline*. En el caso del IA-BM, las pendientes son muy similares para cada quintil de NSE. En realidad, ello no es sorprendente tomando en cuenta que este indicador está ya estandarizado, procedimiento que afecta la naturaleza de la relación entre el NSE y la

⁴⁰ Este análisis se realizó a pesar de que el GPRED es ya una variable estimada a partir de las características del hogar, aunque a partir de una relación establecida en otra base de datos, la ENNIV 1997. Los resultados de la regresión correspondiente no se incluyen en este documento, pero pueden obtenerse a solicitud. La instrumentalización no se realizó para el IA-BM, tomando en cuenta que todas las variables usualmente consideradas como instrumentos ya son utilizadas para construir dicho indicador.

desnutrición crónica infantil. Con el GPRED como indicador de NSE, se observa que, a partir del segundo quintil, el efecto ingreso va decreciendo conforme vamos pasando hacia quintiles más ricos. Este resultado es, pues, consistente con una formulación log-lineal como la utilizada en el modelo base de la Tabla 9.

Figura 12
La no linealidad del efecto NSE sobre el nivel nutricional.
Formulación *spline*, modelo base



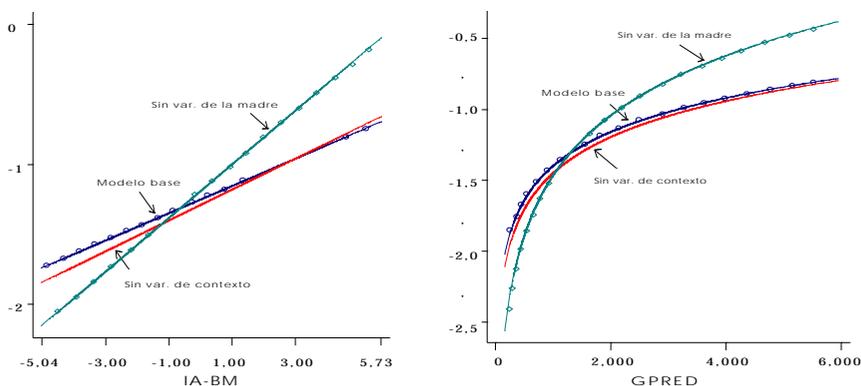
Fuente: ENDES 1996.
 Elaboración propia.

Asimismo, y de acuerdo con la discusión de la sección 2, la concavidad en la relación entre el gasto per cápita predicho del hogar y el nivel nutricional de los niños genera que en un análisis agregado se encuentre una relación entre el nivel nutricional promedio de los niños no sólo con el ingreso o gasto per cápita sino también con el nivel de desigualdad económica prevaiente en la unidad geográfica correspondiente. Sin embargo, el resultado, en un nivel agregado, no es suficiente para establecer la existencia de un efecto directo de la desigualdad económica sobre el nivel nutricional de los niños. Aunque las limitaciones de las bases de datos que se utilizan en este estudio no nos permiten avanzar en esta discusión, es importante indicar que Miller (2000) propone un modelo que posibilita contrastar esta hipótesis a partir de la misma información agregada.

Siguiendo con el análisis de la robustez del efecto ingreso estimado ante la inclusión u omisión de otros controles, la Figura 13 grafica la magnitud del efecto NSE sobre el nivel nutricional de los niños en el Perú para el modelo base y algunos modelos alternativos. El modelo base es el que se pre-

senta en la Tabla 9. Luego se estima un modelo que excluye a las variables contextuales como controles y finalmente uno donde se excluye a las características de la madre (educación, edad, IMC y talla). Lo que se grafica es el valor predicho del *score* estandarizado de la talla para la edad correspondiente a un determinado NSE, tomando los otros controles en su valor promedio. En términos relativos, el efecto NSE es muy fuerte, independientemente del indicador de NSE que se utilice.

Figura 13
Efecto NSE sobre el nivel nutricional y las variables de control



Fuente: ENDES 1996.
Elaboración propia.

Ciertamente, la magnitud del efecto ingreso se ve afectada por la inclusión de los diferentes controles. Sin embargo, las curvas incluidas en la Figura 13 sugieren que el efecto de excluir a las variables contextuales es muy pequeño, especialmente cuando se utiliza el GPRED como indicador del NSE de los hogares. Con el GPRED, el modelo que excluye a las variables contextuales plantea que el efecto NSE explique 40% de las diferencias entre ricos y pobres; es decir, prácticamente el mismo porcentaje obtenido con el modelo base (38%). Con el IA-BM, el cambio es de 44% a 49%.

Por otro lado, la exclusión de las características de la madre sí tiene un impacto sustancial sobre el efecto NSE. Con el GPRED (IA-BM), la exclusión de la edad, la educación, el peso y la talla de la madre en la regresión plantea que las diferencias

en el NSE de los hogares expliquen hasta 67% (86%) de las diferencias entre ricos y pobres. Esta sensibilidad del efecto NSE es importante para fines de comparabilidad en tanto muchos estudios que analizan la relación entre NSE y desnutrición crónica no incluyen el peso y la talla de la madre, datos que afortunadamente sí se encuentran disponibles en la ENDES 1996. Si sólo excluimos estas variables, el efecto NSE explica 55% (69%) de las diferencias entre los quintiles extremos, cuando se utiliza el GPRED (IA-BM) como indicador del NSE del hogar.

Saneamiento y desnutrición crónica

Al inicio de esta sección, se mostró que la selección del indicador de NSE afectaba sustancialmente el efecto de la infraestructura de saneamiento sobre el nivel nutricional de los niños. En este acápite tratamos de dilucidar si estas diferencias corresponden a las imperfecciones del indicador *proxy* del gasto per cápita (GPCO) o a las diferencias en el tipo de indicador; es decir, a que la relación de la infraestructura de saneamiento con el GPCO difiere de la que se establece con un indicador como el IA-BM.

Afortunadamente, el peso y talla de los menores de 6 años también está disponible en la ENNIV 1997, así como la mayor parte de las variables de control consideradas en la regresión analizada. Las excepciones corresponden al tamaño del niño al nacer y a las variables asociadas a las medidas antropométricas de la madre. En tal sentido, podemos obtener información adicional si, tomando en cuenta esas limitaciones, reproducimos el análisis con la base de la ENNIV 1997 y lo comparamos con una regresión que utiliza el GPCO como indicador del NSE de los hogares.

La Tabla 11 muestra los coeficientes estimados de algunas variables seleccionadas que resultan de este análisis. Las dos primeras columnas muestran los coeficientes que resultan de retirar del modelo base (Tabla 9) las variables que no se encuentran en la base de la ENNIV 1997.⁴¹ Lo más importante es que el modelo restringido reproduce la divergencia en el efecto de la infraestructura de saneamiento sobre el nivel nutricional de los niños. Con el

⁴¹ No sorprende encontrar que todos los coeficientes reportados son más grandes que los que se obtienen en el modelo base, en tanto ello es reflejo de la importancia de las variables excluidas. En particular, el efecto NSE sube de 0,097 (0,344) a 0,148 (0,528) con el IA-BM (GPRED), lo cual es consistente con lo mostrado en la Figura 13. La mayor parte de las variables mantienen su significancia.

GPRED, el único efecto positivo significativo es el que considera la existencia simultánea de infraestructura de agua y alcantarillado dentro de la vivienda. Con el IA-BM, aparece como altamente significativa la disponibilidad de la conexión de agua potable dentro de la vivienda, pero su efecto es negativo.

Tabla 11
La relación saneamiento-desnutrición crónica en ENDES 1996
y ENNIV 1997. Modelo EA3

<i>(t-estadísticos entre paréntesis)</i>	ENDES 1996		GPRED ENNIV 1997		
	GPRED	IA-BM	GPRED	IA-BM	GPCO
Edad de la madre (18-25)	0,126 (2,68)	0,119 (2,53)	-0,144 (-0,91)	-0,157 (-0,99)	-0,146 (-0,93)
Edad de la madre (26-35)	0,154 (3,21)	0,107 (2,18)	-0,148 (-0,93)	-0,188 (-1,18)	-0,168 (-1,06)
Edad de la madre (más de 36)	0,191 (3,47)	0,127 (2,31)	-0,032 (-0,18)	-0,090 (-0,52)	-0,053 (-0,31)
Educación de la madre (primaria)	0,106 (2,52)	0,131 (3,12)	0,186 (1,56)	0,238 (2,02)	0,217 (1,84)
Educación de la madre (secundaria)	0,347 (7,08)	0,393 (8,02)	0,392 (2,90)	0,469 (3,53)	0,459 (3,50)
Educación de la madre (superior)	0,600 (10,17)	0,694 (11,97)	0,557 (3,28)	0,733 (4,61)	0,685 (4,34)
Sólo conexión adecuada de agua potable	0,025 (0,71)	-0,169 (-4,23)	0,113 (1,18)	-0,079 (-0,75)	0,131 (1,36)
Sólo conexión adecuada de alcantarillado	0,114 (1,68)	-0,035 (-0,49)	0,314 (1,61)	-0,003 (-0,01)	0,293 (1,53)
Conexión adecuada de agua potable y alcantarillado	0,232 (6,27)	-0,090 (-1,73)	0,179 (1,75)	-0,225 (-1,54)	0,221 (2,19)
Indicador de NSE del hogar	0,528 (14,27)	0,148 (11,38)	0,486 (5,23)	0,167 (4,51)	0,353 (5,43)
% de la población distrital con una o más NBI	-0,525 (-3,26)	-0,484 (-2,97)	-0,478 (-2,03)	-0,422 (-1,75)	-0,451 (-1,91)
# de observaciones	12.671	12.670	2.064	2.064	2.095
Log likelihood	40.558,5	40.622,1	7.368,7	7.375,5	7.462,1

* Lima Metropolitana es la categoría base.

Fuente: ENDES 1996.

Elaboración propia.

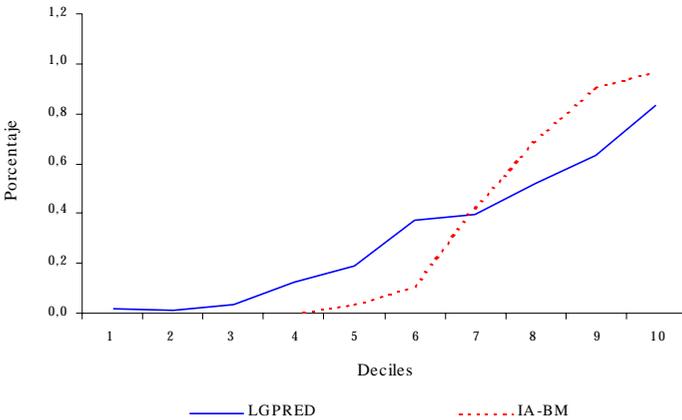
Las siguientes tres columnas muestran los estimados obtenidos a partir de la base de datos de la ENNIV 1997, utilizando como indicador de NSE al GPRED, al IA-BM y al gasto per cápita observado (GPCO), respectivamente. Los estimados con el GPCO muestran el mismo tipo de efecto encontrado con la ENDES 1996 cuando se usa el GPRED como indicador del NSE

de los hogares, similar en magnitud, aunque con menor significancia. Dichos estimados parecen confirmar que las tendencias encontradas con el GPRED en la ENDES 1996 corresponden a las que se establecen con el GPCO.

Lo que queda por explicar es por qué no se da esta relación cuando se utiliza el IA-BM como indicador del NSE de los hogares. Una razón puede estar relacionada con el hecho de que la generación del IA-BM utiliza la información de las características de la infraestructura de saneamiento en la vivienda. Sin embargo, debe tenerse presente que el GPRED también utiliza esta información como insumo, aunque ella se filtra a través de su relación con el gasto per cápita.

La Figura 14 grafica el porcentaje de hogares con conexiones a redes públicas de agua y desagüe dentro de la vivienda y muestra que, efectivamente, la correlación es más fuerte cuando se utiliza el IA-BM como indicador del NSE de los hogares. Es posible que esta menor conexión se relacione con el hecho de que el efecto de la infraestructura de saneamiento sobre el GPRED esté filtrado por su relación con el GPCO. Ella se podría explicar, entre otros factores, por la diferencia entre el ingreso permanente y la evolución del IA-BM; es decir, por la importancia de casos de hogares que cuentan con este tipo de conexiones pero que han visto caer sus niveles de gasto (ingreso permanente).

Figura 14
Infraestructura de saneamiento por decil de NSE
(IA-BM *versus* GPRED)



Fuente: ENDES 1996.
Elaboración propia.

Si éste es el caso, la relación encontrada con el GPRED o el GPCO es importante porque puede estar planteando la relevancia de este tipo de infraestructura para reducir la desnutrición crónica en el Perú. El efecto encontrado establece que es importante que la conexión de agua y alcantarillado se encuentre dentro de la vivienda, lo que plantea la necesidad de considerar planes de intervención pública que vayan más allá de la construcción de troncales que pasen por las principales arterias de las localidades correspondientes. Más aún, el resultado encontrado establece la importancia de la complementariedad entre estos dos tipos de servicios para mejorar los niveles nutricionales de los niños.

El efecto estimado, sin embargo, es relativamente pequeño. Contar con este tipo de infraestructura eleva el *score* estandarizado en 0,17-0,22 desviaciones estándar. Si suponemos que estos coeficientes reflejan una relación de causalidad, podemos imaginar que dotar de ese tipo de infraestructura a todos los niños que hoy carecen de ella reducirá la tasa de desnutrición en 3 ó 4 puntos porcentuales. En todo caso, hay que tener presente que es necesario analizar con más detalle esta relación antes de avanzar en el diseño de políticas consecuentes con este planteamiento. Para ello se requiere trabajar en el marco de un modelo que controle por la endogeneidad de la relación y que permita establecer una relación de causalidad entre ambas variables. Una base de datos longitudinal sería la ideal para dicho objetivo, pero también es importante tomar en cuenta que la asignación geográfica de la inversión pública en este tipo de infraestructura no suele ser aleatoria sino que tiene sesgos en favor de los distritos menos marginales.

Antes de pasar a analizar los determinantes de la mortalidad infantil, veamos si los resultados hasta aquí presentados cambian sustancialmente al estimar regresiones separadas por ámbito urbano o rural.

Determinantes de la desnutrición crónica infantil por ámbito urbano o rural

Se podría esperar que los resultados de la Tabla 9 y la Tabla 10 cambien sustancialmente si se aplicaran regresiones separadas por ámbito. Las diferencias se podrían deber tanto a los coeficientes estimados como a las diferencias en la distribución de la variable dependiente y las explicativas por ámbito urbano o rural. La Tabla 12 muestra los estimados de la contribución de cada

una de las variables a las diferencias en los niveles nutricionales promedio por ámbito urbano o rural cuando se estiman regresiones separadas, de acuerdo con la expresión (4) en la sección 3.2.

El análisis de esas contribuciones muestra que la importancia relativa de las variables depende del indicador de NSE que se utilice. Con el IA-BM, el NSE del hogar es la principal variable explicativa (46%) de la diferencia en el nivel nutricional de los niños urbanos y rurales, seguido de la precariedad del entorno distrital (40%) y el IMC (23%). Con el GPRED, en cambio, la principal variable explicativa es la precariedad del entorno distrital (49%), seguida de la constante (32%). Con el GPRED, se da incluso el caso de que la contribución del NSE es negativa (-11%).

La desagregación de la contribución de cada variable en el efecto variable y el efecto coeficiente es particularmente ilustrativa. Con el IA-BM, la diferencia en el nivel educativo de las madres urbanas y rurales es muy importante (21%). Sin embargo, lo que ocurre es que el efecto coeficiente sobrecompensa (-33%), lo que hace que el efecto total de la variable sea negativo. La interpretación de este resultado es que la contribución de la educación de la madre al mejoramiento del nivel nutricional de los niños rurales es menor que en el caso de los niños urbanos. Lo mismo ocurre con la edad de la madre. Estas dos variables pierden importancia en relación con los coeficientes, en beneficio de las variables contextuales, que ven aumentar su importancia en las zonas rurales.

Con el GPRED también se ve que los coeficientes de las variables contextuales son más importantes en áreas rurales. Sin embargo, el perdedor en este caso no es la educación de la madre sino el NSE del hogar. La contribución negativa de esta variable se explica fundamentalmente por la menor importancia del coeficiente correspondiente en áreas rurales. Como se ve en la Tabla 12, la contribución de la diferencia en el NSE de los hogares urbanos y rurales es muy grande (44%) y parecida a la estimada con el IA-BM, pero esta última se ve sobrecompensada por el aporte de la diferencia en los coeficientes (-55%); el de zonas rurales es sustancialmente mayor.

El último análisis de esta sección busca analizar la manera como contribuyen las variables explicativas a la desigualdad nutricional de manera desagregada por ámbito urbano y rural. La Tabla 13 muestra los resultados de las contribuciones por ámbito, estimadas de acuerdo con la expresión (3) de

Tabla 12
Descomposición de la variación de la media del z-score entre las zonas urbanas y rurales

	IA-BM			GPRED		
	Variables explicativas (a)	Betas (b)	(a + b)	Variables explicativas (a)	Betas (b)	(a + b)
Variables explicativas	112,00	-12,22	99,78	128,76	-28,79	99,97
Constante	-	-8,10	-8,10	-	31,67	31,67
<i>Características del niño</i>	<i>11,93</i>	<i>-14,32</i>	<i>-2,39</i>	<i>9,28</i>	<i>-15,37</i>	<i>-6,08</i>
Género	0,03	-4,25	-4,22	0,03	-4,31	-4,28
Tamaño	9,71	-8,02	1,68	7,04	-9,04	-2,00
Número de orden	2,19	-2,04	0,15	2,21	-2,02	0,19
<i>Características de la madre</i>	<i>32,19</i>	<i>-26,97</i>	<i>5,22</i>	<i>31,22</i>	<i>-23,35</i>	<i>7,87</i>
Edad	-0,12	-11,04	-11,16	-0,02	-10,92	-10,94
Educación	21,23	-32,67	-11,44	20,06	-29,17	-9,12
Talla para la edad	9,27	-4,94	4,33	9,22	-4,94	4,28
Índice de masa corporal	1,80	21,69	23,49	1,96	21,68	23,65
<i>Características del hogar/vivienda</i>	<i>32,73</i>	<i>15,79</i>	<i>48,52</i>	<i>47,95</i>	<i>-47,77</i>	<i>0,18</i>
Infraestructura de saneamiento	-15,11	17,83	2,72	3,99	7,60	11,59
Indicador NSE	47,84	-2,04	45,80	43,96	-55,37	-11,41
<i>Características contextuales</i>	<i>35,16</i>	<i>21,38</i>	<i>56,54</i>	<i>40,31</i>	<i>26,03</i>	<i>66,34</i>
<i>Dummies regionales (costa y sierra)</i>	<i>4,43</i>	<i>12,41</i>	<i>16,84</i>	<i>5,47</i>	<i>11,85</i>	<i>17,32</i>
% de la población distrital con una o más NBI	30,73	8,97	39,69	34,84	14,18	49,02
Componente no observado			0,22			0,03

Fuente: ENDES 1996.

Elaboración propia.

la sección 3.2. Lo más importante es que la contribución del NSE a la desigualdad nutricional es sustancialmente más fuerte en áreas rurales, independientemente del indicador de NSE que se utilice. Con el IA-BM (GPRED), la contribución del NSE en áreas rurales es de 63% (69%), mientras que en áreas urbanas representa sólo 38% (45%). Este resultado sugiere que la eficiencia relativa de las redes de protección social disponibles para los hogares rurales es sustancialmente menor a la que acceden los hogares urbanos. Ésta es una hipótesis que debiera analizarse más rigurosamente, distinguiendo el papel de las redes públicas y privadas.

A manera de conclusión preliminar, puede decirse que el análisis de los determinantes de la desnutrición crónica infantil establece que el NSE de los hogares es la variable que más contribuye a la desigualdad nutricional en el Perú, independientemente del indicador de NSE que se utilice. Sin embargo, la elección del indicador de NSE tiene implicancias sustantivas sobre la im-

Tabla 13
Contribución de las variables explicativas a las diferencias
nutricionales por ámbito

	IA-BM		GPRED	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Variables explicativas	97,06	103,28	108,34	167,53
<i>Características del niño</i>	<i>19,61</i>	<i>13,71</i>	<i>14,19</i>	<i>28,00</i>
Género	0,42	0,77	0,07	-0,46
Tamaño	15,95	9,55	13,12	23,62
Número de orden	3,23	3,39	1,00	4,84
<i>Características de la madre</i>	<i>25,46</i>	<i>44,49</i>	<i>25,75</i>	<i>60,24</i>
Edad	-0,08	1,39	2,08	-5,23
Educación	7,51	24,29	7,27	35,16
Talla para la edad	16,00	14,69	14,75	27,92
Índice de masa corporal	2,03	4,12	1,66	2,38
<i>Características del hogar/vivienda</i>	<i>37,21</i>	<i>38,20</i>	<i>54,00</i>	<i>69,09</i>
Infraestructura de saneamiento	-0,89	-24,70	8,64	0,35
Indicador NSE	38,10	62,90	45,36	68,74
<i>Características contextuales</i>	<i>14,78</i>	<i>6,88</i>	<i>14,39</i>	<i>10,21</i>
Dummies regionales (costa y sierra)	3,38	-0,16	4,63	4,44
% de la población distrital con una o más NBI	11,40	7,04	9,77	5,76
Componente no observado	2,94	-3,28	-8,34	-67,53

Fuente: ENDES 1996.
Elaboración propia.

portancia de este efecto para explicar las diferencias nutricionales por ámbito urbano o rural y sobre la contribución de otros controles; en particular, el de la variable infraestructura de saneamiento. En tal sentido, la utilización de las encuestas especializadas en salud que no incluyen un indicador de gasto o ingreso del hogar conlleva una limitación importante para establecer relaciones de causalidad entre la salud de los individuos (niños, en particular) y las características de los hogares.

6.2 Mortalidad infantil

Los resultados de inequidad en la mortalidad infantil presentados en la Tabla 8 son sorprendentes, al mostrar un nivel de inequidad relativamente bajo, especialmente en áreas rurales. Incluso cuando se utiliza el GPRED como indicador de NSE, se observa una mayor incidencia de mortalidad entre los menos pobres. En esta sección buscamos observar si estas tendencias se mantienen en el marco de un análisis multivariado que controla por otras características del niño, la madre, el hogar y el distrito. Por otro lado, analizamos el efecto del mismo tipo de controles considerados en el análisis del nivel nutricional.

La mortalidad infantil se define a partir de la muerte de un niño nacido vivo, ocurrida durante el primer año de vida. La literatura, sin embargo, incluye estudios que analizan los eventos de mortalidad sobre diferentes períodos: los primeros 2 años o incluso los primeros 5. En esta sección trabajamos con los niños nacidos vivos entre 1991 y 1996, pero sólo nos interesa conocer si la muerte del niño se produjo antes de los 12 meses. Se estima un modelo de duración (supervivencia) que toma en cuenta el número de meses que vivió el niño durante el período de observación. Una de las ventajas de este modelo es que no descarta a aquellos niños que no terminan el período de observación, lo que es común cuando se estiman modelos dicotómicos (Kiefer, 1988).

Formalizando, denotemos como h_j al número de muertes luego de un período t_j , y como m_j al número de observaciones censuradas entre t_j y t_{j+1} . Llamémosle n_j al número de eventos incompletos o no censurados antes de t_j ,

$$n_j = \sum_{i \geq j}^K (m_i + h_i) \quad (9)$$

La tasa de riesgo es la probabilidad de que un niño muera luego de , t_j dado que había sobrevivido hasta t_j . Esta tasa puede estimarse a partir de la siguiente expresión:

$$\hat{\lambda}(t_j) = h_j / n_j \quad (10)$$

El estimador Kaplan-Meier de la función de supervivencia es el siguiente:

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j \frac{(n_i - h_i)}{n_i} = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

La Figura 15 muestra este estimador de la función de supervivencia desagregado por ámbito urbano o rural e indica que el mes de mayor incidencia de los eventos de mortalidad, tanto en zonas urbanas como rurales, es el primer mes de vida. Luego, se van dando casos durante el primer año de vida, pero son muy pocos los fallecimientos posteriores, especialmente en zonas urbanas y luego de los 25 meses.

En zonas urbanas, 97% de los niños nacidos vivos sobreviven el primer año, mientras que ese porcentaje es de sólo 94% en áreas rurales. Estas cifras tan altas de supervivencia (baja mortalidad) plantean como pregunta si la desagregación simultánea por quintiles de NSE y ámbito son muy exigentes para el tamaño de la muestra de la ENDES. En tal sentido, habría que tener mucho más cuidado con la interpretación del análisis multivariado desagregado por ámbito urbano o rural.

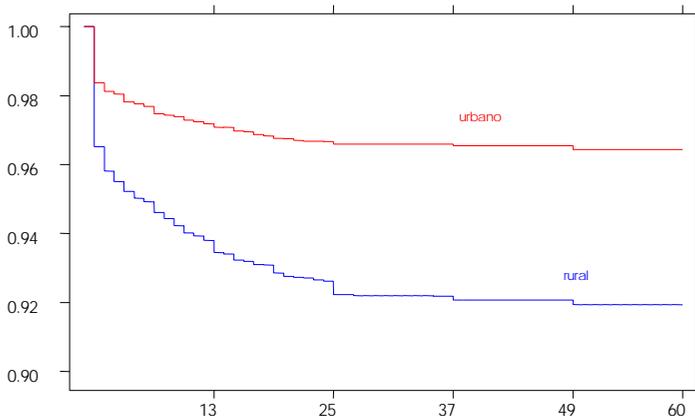
En cuanto al modelo econométrico, se utiliza la especificación de riesgo proporcional, en la cual el efecto de los regresores es multiplicar la función de riesgo por un escalar. Bajo esta especificación, la función de riesgo tiene la siguiente forma:

$$\lambda(t, x, \beta, \theta) = \phi(x, \beta) \lambda_0(t, \theta) \quad (12)$$

donde $\lambda_0(t, \theta)$ denota el riesgo base que depende del parámetro θ y $\phi(x, \beta)$ es una forma funcional específica que determina la forma como los regresores afectan la tasa de riesgo. En ese marco, con observaciones truncadas, la función de log-verosimilitud por maximizar es la siguiente:

$$L(\beta, \theta) = \sum_{i=1}^n d_i \ln \lambda(t_i, x_i, \beta, \theta) + \sum_{i=1}^n \Lambda(t_i, x_i, \beta, \theta) \quad (13)$$

Figura 15
Estimador Kaplan-Meier de la función de supervivencia



Fuente: ENDES 1996.
 Elaboración propia.

donde $d_i = 0$ si la observación es censurada; es decir, si el niño no ha terminado el período de observación en tanto sigue vivo, pero no llegó a cumplir el año. Si la observación no es censurada, $d_i = 1$. Λ es la función de riesgo integrado que corresponde a λ .

En cuanto a la función de distribución de la duración de la vida del niño, se utiliza la función de Weibull, que se define a partir de las siguientes expresiones:

$$\lambda_0(t; \theta) = \theta \cdot t^{\theta-1} \quad (14)$$

$$\phi(x, \beta) = e^{-x^\beta} \quad (15)$$

Una propiedad interesante de la distribución de Weibull es que el riesgo de morir cambia monótonamente conforme aumenta la duración de la observación. En el caso de la mortalidad infantil, se tiende a esperar que el riesgo se reduzca conforme avanza el período de observación ($\theta < 1$) y el estimador de Kaplan-Meier en la Figura 15 apoya tal presunción.

La Tabla 14 muestra las tasas de riesgo estimadas a partir de un modelo de duración con una distribución Weibull, tomando como variables explicativas las mismas que se encontraron significativas en el modelo de desnutrición crónica analizado en la subsección anterior. Indudablemente, lo más saltante es el resultado de la relación entre los indicadores *proxy* del NSE del

hogar y la mortalidad infantil. El IA-BM no parece afectar significativamente la supervivencia de los niños en el Perú. La situación es peor para el GPRED, que —a juzgar por el coeficiente estimado— parece tener un efecto negativo sobre la supervivencia de los niños; es decir, a mayor NSE, mayor probabilidad de morir antes de cumplir un año de nacido. Estos resultados son consistentes con el análisis descriptivo de la sección 5.2 y pueden sugerir la existencia de un problema derivado de usar el GPRED como indicador del NSE de los niños en el Perú. Tal hipótesis, sin embargo, implicaría que la relación entre el GPRED y el resto de indicadores de salud reproduzca distorsiones equivalentes, lo que no parece ocurrir de acuerdo con el análisis de las secciones 5.2 y 6.1.

Otra posibilidad es que el tamaño de la muestra de la ENDES no sea lo suficientemente grande como para captar adecuadamente las diferencias por NSE en eventos de tan baja incidencia como la mortalidad infantil en el Perú.⁴² Finalmente, es posible que la información utilizada adolezca de distorsiones asociadas a sesgos en el reporte de estos eventos, los que podrían ser omitidos relativamente más en el caso de los hogares de menor NSE, especialmente en el medio rural. En estos casos, sin embargo, habría que explicar las diferencias que resultan de utilizar los dos indicadores de NSE considerados para este estudio en el modelo de supervivencia. También habría que explicar por qué ocurren estas distorsiones respecto al NSE y no respecto a los otros controles considerados, tales como el género, el tamaño del niño al nacer y la educación de la madre, variables para las cuales los efectos son significativos y en el sentido esperado. Probablemente, el resultado se explique por una combinación de todos estos efectos. Dilucidar la importancia de cada uno de ellos escapa a las posibilidades de este estudio, aunque sería muy importante profundizar en esto más adelante.

A pesar de este grave problema, el análisis del papel del resto de controles incluidos en la regresión ofrece información muy relevante. Los determinantes que resultan significativos varían dependiendo del indicador de NSE del hogar que se utilice de una manera aún más clara que en el análisis multi-

⁴² Esta referencia es válida únicamente en términos estadísticos y no pretende establecer juicios valorativos acerca de cuán tolerable o intolerable, desde el punto de vista ético y político, es una tasa de mortalidad de 42 por mil, como la prevalente en el Perú en el año de la encuesta.

Tabla 14
Efecto del NSE sobre la mortalidad infantil.
Diferencias entre el IA-BM y el GPRED

(tasas de riesgo ; t-estadísticos entre paréntesis)

Variables independientes	Sin NSE	Con IA	Con GPRED
Género	1,216 (2,46)	1,195 (2,26)	1,198 (2,32)
Número de orden	1,089 (3,50)	1,086 (3,39)	1,197 (6,91)
Tamaño del niño (grande)	1,299 (2,47)	1,324 (2,65)	1,298 (2,47)
Tamaño del niño (chico)	1,720 (5,41)	1,729 (5,33)	1,779 (5,55)
Educación de la madre (primaria)	1,086 (0,61)	1,055 (0,39)	0,935 (-0,48)
Educación de la madre (secundaria)	0,974 (-0,17)	0,956 (-0,27)	0,661 (-2,42)
Educación de la madre (superior)	1,270 (1,08)	1,259 (0,99)	0,557 (-2,29)
Edad de la madre (18-25)	0,771 (-1,63)	0,777 (-1,55)	0,764 (-1,61)
Edad de la madre (26-35)	0,549 (-3,14)	0,552 (-3,10)	0,522 (-3,31)
Edad de la madre (más de 36)	0,597 (-2,00)	0,619 (-1,88)	0,453 (-2,98)
Talla para la edad de la madre	0,902 (-2,27)	0,902 (-2,29)	0,875 (-2,99)
Índice de masa corporal para la madre	1,021 (1,89)	1,019 (1,70)	1,013 (1,12)
Indicador NSE		0,998 (-0,03)	5,262 (10,45)
Sólo conexión adecuada de agua potable	0,900 (-0,87)	0,879 (-0,87)	0,815 (-1,63)
Sólo conexión adecuada de sistema de alcantarillado	0,633 (-1,11)	0,637 (-1,08)	0,445 (-1,78)
Conexión adecuada de agua potable y alcantarillado	0,795 (-1,50)	0,766 (-1,30)	0,531 (-3,90)
Urbano	0,782 (-1,69)	0,781 (-1,61)	0,386 (-5,84)
Costa*	1,157 (1,07)	1,119 (0,81)	1,527 (2,77)
Sierra*	1,484 (2,34)	1,442 (2,14)	2,205 (4,30)
Selva*	1,014 (0,08)	0,978 (-0,13)	1,417 (1,87)
% de la población distrital con una o más NBI	1,692 (1,58)	1,690 (1,47)	2,467 (2,50)
# de observaciones	15 604	15 446	15 441
Log fcn de verosimilitud	-4.637,7	-4.552,7	-4.465,9
Wald chi2	418,49	411,89	406,83
p	0,10589	0,10617	0,10637
Desviación estándar de p	0,00343	0,00345	0,00347

* Lima Metropolitana es la categoría base.

Fuente: ENDES 1996.
 Elaboración propia.

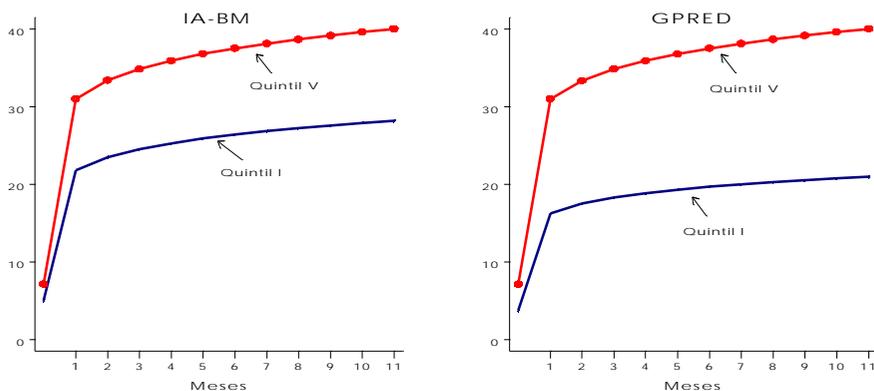
variado de la desnutrición crónica infantil. En el caso del IA-BM son significativos el género, el número de orden y el tamaño del niño al nacer. También lo son la talla y edad de madre y la residencia en la sierra. La dirección de los efectos de estas variables es la esperada. Tienen mayor probabilidad de morir durante el primer año de vida los niños varones, con varios hermanos menores, con un tamaño muy pequeño o muy grande al nacer, con madres jóvenes (menores de 18 años) y de menor talla o que residen en la sierra. La significación de estas variables se mantiene al utilizar el GPRED como indicador del NSE del hogar y las tasas de riesgo relativo estimadas son prácticamente iguales a las del caso anterior (IA-BM) y a las que se obtienen al excluir al indicador de NSE de la regresión.

Sin embargo, con el GPRED aparecen otras variables con efectos significativos sobre la mortalidad infantil. En este caso, tienen también mayor probabilidad de morir los hijos de mujeres con bajo nivel de educación (ninguno o primaria), que residen en viviendas sin conexión interna de agua y desagüe o en distritos rurales con altos niveles de marginalidad. Estos efectos son especialmente importantes porque se relacionan de manera más directa con la posibilidad de que intervenciones de política ayuden a reducir la incidencia de mortalidad infantil en el Perú. Por ello vale la pena tener una idea de la magnitud de sus efectos.

La Figura 16 simula el efecto del nivel de marginalidad del distrito en que nacen los niños, a partir de la función de supervivencia estimada con el modelo de la Tabla 14. Lo que se hace es comparar esa función para dos niveles del porcentaje de hogares con al menos una NBI, los que corresponden a los quintiles de distritos más pobres (V) y más ricos (I), utilizando ambos indicadores del NSE del hogar. El resto de controles se fija a su valor medio. Con el GPRED, se ve que el riesgo de morir predicho es 20 puntos menor al final del período de observación en los distritos relativamente más ricos que en los más pobres. Este efecto resulta importante tomando en cuenta que la tasa de mortalidad infantil en el Perú es de 40 por mil. El efecto estimado es, sin embargo, sustancialmente menor cuando se utiliza el IA-BM como indicador del NSE de los niños (13 puntos).

La magnitud de los efectos de la educación de la madre y de la infraestructura de saneamiento, cuando se utiliza el GPRED como indicador del NSE del hogar, es similar en el sentido de que también plantea una reduc-

Figura 16
Efecto contextual en la mortalidad infantil (IA-BM *versus* GPRED)



Fuente: ENDES 1996.

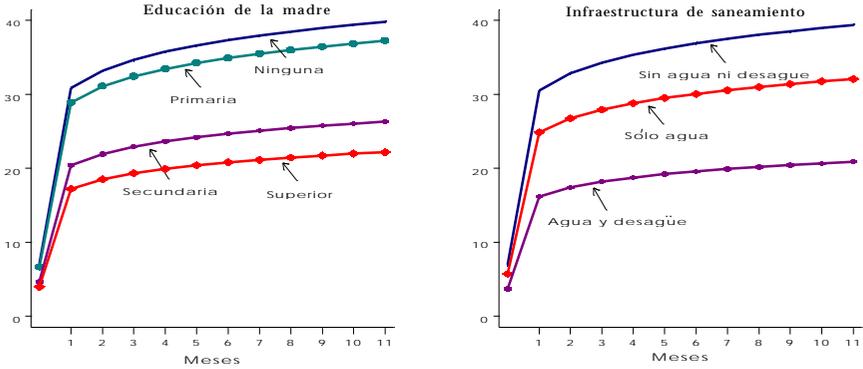
Elaboración propia.

ción del riesgo de morir de aproximadamente 20 puntos (Figura 17).⁴³ En el caso de la educación de la madre, es claro que el mayor efecto se da al pasar de educación primaria a secundaria. Este resultado plantea la necesidad de que los programas públicos mejoren su estrategia de focalización y de capacitación de las mujeres menos educadas. En el caso de la infraestructura de saneamiento, el efecto de contar con conexión de agua potable dentro de la vivienda es importante, pero es aún mayor cuando el hogar también cuenta con conexión al sistema de alcantarillado. Las implicancias de política son similares a las discutidas en la subsección anterior (subsección 6.1).

La Tabla 15 muestra la desagregación del análisis multivariado por ámbito, la cual plantea algunas diferencias importantes. Entre las más saltantes, está el hecho de que el efecto de las características del niño, aunque significativas en ambos ámbitos, es sustancialmente más fuerte en áreas urbanas, especialmente en el caso de los niños que nacen pequeños. Con el GPRED, la desagregación por ámbito sugiere que el efecto de la educación de la madre es significativo sólo en el medio rural. En áreas urbanas, pare-

⁴³ La Figura 17 no grafica el efecto de estas variables con el IA-BM como indicador de NSE porque en este caso dichas variables no son significativas (Tabla 14).

Figura 17
Efecto de la educación de la madre y saneamiento en la mortalidad infantil (GPRED)



Fuente: ENDES 1996.
Elaboración propia.

ciera ser más importante el efecto de la edad de la madre. En tercer lugar, el efecto de la infraestructura de saneamiento y del nivel de marginalidad del distrito son también sustancialmente más fuertes en el medio rural. Finalmente, las características del efecto ingreso observadas en la Tabla 14 se mantienen aquí.

Tabla 15
Diferencias entre las zonas urbana y rural en la mortalidad infantil

<i>(tasas de riesgo ; t-estadísticos entre paréntesis)</i>	Con IA		Con GPRED	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Variables independientes				
Género	1,298 (1,95)	1,143 (1,35)	1,289 (1,92)	1,143 (1,34)
Número de orden	1,182 (4,26)	1,047 (1,55)	1,258 (5,48)	1,175 (4,83)
Tamaño del niño (grande)	1,686 (3,14)	1,173 (1,16)	1,642 (2,96)	1,148 (1,01)
Tamaño del niño (chico)	2,773 (5,79)	1,400 (2,84)	2,808 (5,80)	1,450 (3,12)
Educación de la madre (primaria)	1,362 (0,90)	0,992 (-0,06)	1,352 (0,87)	0,813 (-1,34)
Educación de la madre (secundaria)	1,208 (0,52)	0,921 (-0,40)	1,101 (0,27)	0,519 (-3,05)
Educación de la madre (superior)	1,719 (1,27)	1,220 (0,66)	1,243 (0,49)	0,374 (-2,85)
Edad de la madre (18-25)	0,554 (-2,14)	0,940 (-0,32)	0,570 (-1,90)	0,923 (-0,41)
Edad de la madre (26-35)	0,405 (-2,97)	0,664 (-1,69)	0,388 (-3,00)	0,673 (-1,62)
Edad de la madre (más de 36)	0,220 (-3,64)	0,986 (-0,05)	0,181 (-3,96)	0,717 (-1,04)
Talla para la edad de la madre	0,840 (-1,95)	0,929 (-1,37)	0,816 (-2,31)	0,904 (-1,90)
Índice de masa corporal para la madre	1,017 (1,03)	1,018 (1,25)	1,013 (0,74)	1,011 (0,73)
Indicador NSE	1,019 (0,26)	1,010 (0,16)	2,570 (3,65)	8,611 (11,11)
Sólo conexión adecuada de agua potable	0,836 (-0,70)	0,861 (-0,81)	0,846 (-0,73)	0,769 (-1,71)
Sólo conexión adecuada al sistema de alcantarillado	0,505 (-1,31)	1,201 (0,25)	0,385 (-1,58)	0,973 (-0,04)
Conexión adecuada de agua potable y alcantarillado	0,779 (-1,01)	0,557 (-1,13)	0,683 (-2,20)	0,364 (-2,24)
Costa*	1,134 (0,80)	1,005 (0,03)	1,313 (1,66)	0,875 (-0,62)
Sierra*	1,528 (1,95)	1,286 (2,10)	1,913 (3,03)	1,289 (2,09)
Selva*	0,738 (-1,18)		0,796 (-0,92)	
% de la población distrital con una o más NBI	1,543 (0,80)	2,156 (1,61)	2,085 (1,34)	3,238 (2,44)
# de observaciones	7.881	7.565	7.875	7.566
Log fcn de verosimilitud	-1.541,8	-2.994,4	-1.524,3	-2.912,1
LR chi2	154,01	57,36	158,37	174,42
p	0,10769	0,10553	0,10812	0,10572
Desviación estándar de p	0,00561	0,00421	0,00571	0,00422

* Lima Metropolitana es la categoría base.

Fuente: ENDES 1996.

Elaboración propia.

7. RESUMEN Y REFLEXIONES FINALES

Este estudio ha buscado establecer la magnitud y naturaleza de las inequidades en el estado de salud y en la utilización de servicios de salud en el Perú, a fin de contribuir al inicio de un proceso que permita insertar en la agenda de los investigadores y los funcionarios públicos la discusión acerca de cómo reducir dichas desigualdades. La combinación de las bases de datos de la ENNIV 1997 y la ENDES 1996 no sólo nos permite expandir el tipo de indicadores sobre los que se analiza la inequidad en salud, sino también analizar las diferencias en ella cuando se utilizan dos indicadores alternativos del NSE del hogar.

Además del índice de activos (IA-BM) utilizado en Gwatkin et al. (2000), se construye un segundo indicador (GPRED) basado en la relación entre el gasto per cápita y características del hogar tales como lugar de residencia, demografía del hogar y la tenencia de activos específicos con la base de datos de la ENNIV 1997. Luego de establecer cuantitativamente esta relación, se la transfiere a la base de la ENDES para generar el GPRED. Dicho indicador se relaciona positivamente con el IA-BM, pero es claro que contiene información distinta.

El análisis descriptivo de la inequidad en salud se realiza con ambos indicadores, utilizando el ratio pobre-rico, la curva de concentración y el índice de concentración. Adicionalmente, un análisis multivariado para la desnutrición crónica infantil y la mortalidad permite estimar el efecto ingreso o recursos económicos, que controla por otras características del niño, su madre, su hogar y su distrito.

El análisis descriptivo no muestra diferencias sustanciales por indicador de NSE, salvo en el caso de la mortalidad infantil y de niños. Con la ENNIV 1997, se analiza la inequidad en la morbilidad autorreportada y en la utilización de los servicios ambulatorios de salud de todos los individuos, así

como en la desnutrición crónica en niños menores de 6 años. Con la ENDES, se analiza la mortalidad, tanto infantil como de niños menores de 5 años; la tasa de desnutrición crónica; los niveles de vacunación infantil y la utilización de servicios de salud reproductiva. Los indicadores estimados establecen que la inequidad es sustancialmente mayor en la desnutrición crónica infantil y en la utilización de los servicios de salud, en general.

La desagregación por ámbito en la ENNIV permite establecer que la inequidad en el medio rural es sustancialmente menor, pero como reflejo de una peor condición generalizada. Para el caso de la ENDES, esto es verdad en lo que se refiere a indicadores del estado de salud; sin embargo, para los de utilización de servicios de salud, la inequidad es menor en las zonas urbanas. Por ejemplo, la tasa de desnutrición en el decil rural más rico es equivalente a la del tercer decil urbano más pobre. Un resultado particularmente sorprendente y perturbador es que no se encuentra una relación demasiado contundente entre la mortalidad infantil y el nivel socioeconómico del hogar, especialmente en áreas rurales y cuando se utiliza el GPRED como indicador de NSE. Con el GPRED incluso se obtiene un sesgo pro pobre en la incidencia de la mortalidad infantil. Se plantea como hipótesis que la relativamente baja tasa de mortalidad infantil prevalente en el Perú (43 por mil según la ENDES 96) dificulta las posibilidades de realizar análisis más profundos con el marco muestral de la ENDES, especialmente si queremos desagregar simultáneamente por NSE y ámbito (urbano/rural).

El análisis multivariado permitió descomponer los factores que explican las diferencias por NSE en la desnutrición crónica y la mortalidad infantil. En la desnutrición crónica, el efecto ingreso –medido como la contribución del NSE del hogar a las diferencias nutricionales entre el quintil más pobre y el más rico– llega a ser alrededor de 40%, y no varía sustancialmente con la elección del indicador. Este resultado no cambia sustancialmente si dejamos de controlar por las variables contextuales, pero sí lo hace si excluimos las características de la madre, especialmente su nivel de educación y su talla. En este último caso, el efecto ingreso sube hasta llegar a explicar 70% de las diferencias entre el quintil más pobre y el más rico. El análisis de este indicador es particularmente importante en cuanto se relaciona con la eficiencia de las redes de protección social, públicas y privadas, las que precisamente deben evitar la transmisión intergeneracional de la pobreza. En particular, el seguimiento de este indicador en el tiempo podría servir para analizar

el funcionamiento de los programas de transferencia de alimentos y de atención médica subsidiada para la atención temprana de los niños.

La desagregación del análisis multivariado por ámbito establece que el efecto ingreso sobre la desigualdad en nutrición es sustancialmente más alto en zonas rurales, sin importar el indicador de NSE que se utilice. Éste llega a ser 63% (69%) en áreas rurales cuando se utiliza el IA-BM (GPRED) como indicador de NSE, mientras que el de zonas urbanas es sólo 38% (45%). Este resultado sugiere que la eficiencia de las redes de protección social es menor en el entorno rural, tomando en cuenta que uno de los objetivos más importantes de estos instrumentos es precisamente el de aislar la inversión en capital humano de las diferencias en ingreso entre los individuos.

Otras variables que contribuyen sustancialmente son el nivel de pobreza distrital (14%), la talla de la madre (14%), el nivel de educación de la madre (12%), el número de orden del niño (11%) y el tipo de infraestructura de saneamiento dentro de la vivienda (8%). Aunque el análisis multivariado realizado no permite establecer relaciones de causalidad, la importancia de estas variables sugiere que intervenciones en la provisión de infraestructura social y económica, de capacitación en componentes nutricionales, en métodos de planificación familiar y en el cuidado de madres gestantes podrían tener un efecto importante sobre la equidad en el nivel nutricional de los niños en el Perú.

Un aspecto en el que sí importa el indicador de NSE que se utilice es en la significancia de algunos de los controles incluidos en el análisis multivariado; en particular, en la importancia de la infraestructura de saneamiento sobre el nivel nutricional de los niños en el Perú. El efecto es significativo sólo cuando se usa el GPRED como indicador del NSE del hogar. La reproducción de este análisis con la ENNIV 1997 confirma esta relación positiva entre la infraestructura de saneamiento y el nivel nutricional cuando se considera el gasto per cápita observado como indicador del NSE del hogar.

Si el verdadero efecto de la infraestructura de saneamiento sobre la nutrición de los niños es significativo, ¿qué implicancias de política podemos establecer? En el entorno urbano, hay que resaltar la importancia de la extensión de las redes públicas de agua y alcantarillado. En el ámbito rural, hay que relacionar esto con la inversión del Fondo Nacional de Compensación y Desarrollo Social (Foncodes) en la construcción de letrinas públicas: este resul-

tado abogaría en favor de reemplazar esos proyectos por módulos de agua y alcantarillado. Sin embargo, hay que aclarar que el efecto estimado aquí es relativamente pequeño. En todo caso, es necesario que primero se profundice el análisis tomando en cuenta que habría que controlar por el sesgo de la inversión pública en ese tipo de infraestructura, así como las diferencias en el tiempo en que los hogares cuentan con ese tipo de infraestructura. Pareciera, sin embargo, que la corrección de esos sesgos tiende a aumentar el efecto de la variable de política en cuestión.

Otro análisis donde importa la elección del indicador de NSE es en la contribución de las diferencias en ingresos a la explicación de las diferencias entre los niveles nutricionales de los niños urbanos y rurales. Con el IA-BM, el ingreso es la variable de mayor contribución. En cambio, con el GPRED, el efecto es incluso negativo como resultado del mayor coeficiente de la variable en el entorno rural. En ambos casos, sin embargo, las variables contextuales explican alrededor de 40% de las diferencias urbano-rurales en el nivel nutricional de los niños.

El análisis multivariado también se realizó con la mortalidad infantil y se encontró que el efecto ingreso o recursos no es significativo cuando se utiliza el IA-BM como indicador del NSE del hogar. Con el GPRED, se encuentra un efecto significativo pero en sentido inverso al esperado; es decir, que se da una mayor mortalidad entre los niños de hogares con mayor NSE. Es difícil explicar este resultado, pero lo más probable es que se relacione con el tamaño de la muestra, demasiado pequeña para el análisis de un evento de tan baja probabilidad o con algunos sesgos en el autorreporte de los eventos de mortalidad. Un planteamiento concluyente exige un análisis más exhaustivo que debe tener absoluta prioridad en la agenda de investigación.

El análisis de los efectos de los otros controles, sin embargo, sí ofrece conclusiones interesantes. Independientemente del indicador de NSE considerado, tienen una mayor probabilidad de morir antes de cumplir el primer año los niños varones, con varios hermanos menores, con un tamaño al nacer muy pequeño o muy grande, con madres jóvenes y de menor talla, o que residen en la sierra. Cuando se usa el GPRED como indicador de NSE, aparecen otras variables con efectos significativos: tienen mayor probabilidad de morir los hijos de mujeres con bajo nivel de educación (ninguno o primaria), que residen en viviendas sin conexión interna de agua y alcantarillado, o en distritos rurales con altos niveles de marginalidad.

Como conclusión global, puede establecerse que la magnitud de las inequidades en salud y en la utilización de servicios de salud en el Perú es muy grande, aun para un país con el nivel de desarrollo (PBI per cápita) del Perú. Dichas desigualdades deben ser abordadas, en consecuencia, de manera urgente y explícita por los diseñadores de política, sobre todo si se considera que la literatura internacional muestra un consenso acerca del hecho de que el crecimiento económico no es suficiente para eliminar estas desigualdades. Es necesario ir afinando las estrategias de protección social para los más pobres con dos objetivos distintos pero relacionados: la reducción de los mecanismos de transmisión intergeneracional de la pobreza y el aislamiento de la salud de los individuos de las fluctuaciones temporales en sus ingresos, o el de sus padres. No sólo hay que reducir la mortalidad infantil sino también evitar que los niños se vean afectados por la desnutrición crónica, la que está incuestionablemente conectada con la capacidad futura de los individuos de desempeñarse adecuadamente en la escuela y en el entorno laboral.

El análisis aquí presentado se ha centrado sustancialmente en la salud materno-infantil, debido a la restricción en los datos. Sin embargo, la transición demográfica ha de cambiar sustancialmente la importancia relativa del tipo de problemas de salud que afectan a la población peruana, así como sus requerimientos de atención médica. Una visión de largo plazo para reducir las inequidades en salud debe tener presentes estos aspectos.

En todo caso, es también necesario establecer una estrategia para mejorar la información sobre la salud de los peruanos. Los resultados presentados en este estudio no alcanzan a cubrir todos los aspectos de la inequidad en salud debido a las limitaciones de información en las bases de datos disponibles. Es necesario considerar la importancia de recoger datos sobre variables claves tales como medidas antropométricas y nivel de hemoglobina en la sangre para niños y adultos. También es crucial obtener información acerca de la prevalencia de enfermedades crónicas, la autopercepción del estado de salud de los individuos y de sus hábitos de vida, precisamente por la transición epidemiológica que el país ha de afrontar durante las próximas décadas.

Siendo tan importante el mejoramiento de la información disponible para monitorear la inequidad en salud, es útil discutir acerca de cuál es el tipo de estrategia más costo-eficiente para emprender esta tarea. Se podría pensar que es necesario generar encuestas especializadas en salud, las que, además, deben incluir buenos indicadores del ingreso, el consumo o la riqueza de los

hogares. Sin embargo, en las condiciones actuales de países como el Perú, mejorar los módulos de salud de encuestas multipropósito que ya se aplican periódicamente en el país puede ser sustancialmente más viable desde el punto de vista financiero. Además, ese tipo de estrategia posibilita más desarrollar esfuerzos de investigación que involucren el seguimiento de los individuos en el tiempo, un aspecto fundamental para establecer relaciones de causalidad que permitan guiar las intervenciones públicas orientadas a promover la equidad en salud en el Perú.

REFERENCIAS

- Alderman, Harold (2000). "Anthropometry". En Margaret Grosh y Paul Glewwe (eds.), *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries: Lessons from 15 Years of the Living Standards Measurement Study*. Washington D. C.: Banco Mundial.
- Alderman, Harold y Christina H. Paxson (1992). *Do the Poor Insure? A Synthesis of the Literature on Risk and Consumption in Developing Countries* Agricultural and Rural Development Department, Working Paper n.º 1008, Washington D. C.: Banco Mundial.
- Banco Mundial (2000a). "Socio-Economic Differences in Health, Nutrition and Population". Manuscrito. Grupo Temático del Banco Mundial en Pobreza, Salud, Nutrición y Población. En <http://www.worldbank.org/poverty/health/data/>.
- Banco Mundial (2000b). *World Development Report 2000/01: Attacking Poverty*. Nueva York: Oxford University Press.
- Bidani, Benu y Martin Ravallion (1997). "Decomposing Social Indicators Using Distributional Data", *Journal of Econometrics*, Vol. 77: 125-139.
- Birdsall, Nancy y Robert Hecht (1995). *Swimming Against the Tide: Strategies for Improving Equity in Health*. Working Paper Series 305. Washington D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Braveman, Paula; Nancy Krieger y John Lynch (2000). "Health Inequalities and Social Inequalities in Health", *Bulletin of the World Health Organization* 78 (2): 232-233.
- Casterline, John B.; Elizabeth C. Cooksey y Abdel Fattah E. Ismail (1989). "Household Income and Child Survival in Egypt", *Demography* 26 (1): 15-35, febrero.

- Dachs, Norberto (2001). "Inequidades en salud: ¿cómo estudiarlas?" En Helena Restrepo y Hernán Málaga (eds.), *Promoción de la salud: cómo construir vida saludable*. Washington, D. C.: Editorial Médica Panamericana.
- Deaton, Angus (2001). *Health, Inequality and Economic Development*. NBER Working Paper n.º 8318, Cambridge.
- Deaton, Angus y Salman Zaidi (1999). "Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis". Manuscrito, Banco Mundial.
- Escobal, Javier; Jaime Saavedra y Máximo Torero (1999). "Los activos de los pobres en el Perú", *Trimestre Económico* LXVI (3-263): 619-659, México.
- Ferrer, Marcela (2000). *Los módulos de salud en las encuestas de hogares de América Latina y el Caribe: un análisis de cuestionarios recientes*. Washington, D. C.: Organización Panamericana de la Salud, Programa de Políticas Públicas y Salud, División de Salud y Desarrollo Humano. Serie Informes Técnicos n.º 72.
- Filmer, Deon y Lant Pritchett (1999). "The Effect of Household Wealth on Educational Attainment around the World: Demographic and Health Survey Evidence". Manuscrito, Banco Mundial.
- Goldstein, Harvey (1999). *Multilevel Statistical Models. Kendall's Library of Statistics* 3. Primera edición en Internet. En <http://www.ioe.ac.uk/multilevel/>.
- Greene, William H. (1993). *Econometric Analysis*. Nueva York: Macmillan, segunda edición.
- Gwatkin, Davidson; Shea Rustein, Kiersten Johnson, Rohini Pande y Adam Wagstaff (2000). "Socio-Economic Differences in Health, Nutrition and Population in Peru". Manuscrito, Grupo Temático del Banco Mundial en Pobreza, Salud, Nutrición y Población. En <http://www.worldbank.org/poverty/health/data/peru/peruhnp.pdf>.
- Kahn, Robert S.; Paul H. Wise, Bruce P. Kennedy e Ichiro Kawachi (2000). "State Income Inequality, Household Income, and Maternal Mental and Physical Health: Cross-sectional National Survey", *BMJ* 321: 1311-1315, noviembre.
- Kaplan, George (2000). "Economic Policy is Health Policy: Conclusions from the Study of Income Inequality, Socio-economic Status and Health".

- Manuscrito presentado en la conferencia "Income Inequality, Socioeconomic Status and Health", organizada por The Association for Health Services Research.
- Kiefer, Nicholas (1988). "Economic Duration Data and Hazard Functions", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVI (2): 646-679, junio.
- Lynch, John W.; George Davey Smith, George A. Kaplan y James S. House (2000). "Income Inequality and Mortality: Importance to Health of Individual Income, Psychosocial Environment or Material Conditions", *BMJ*, 320: 1200-1204, abril.
- Miller, Douglas (2000). "Income Inequality and Mortality in the US: Aggregate Data and Micro Relationships" (capítulo 1). Tesis doctoral, Princeton University.
- Miller, Douglas y Christina Paxson (2000). "Relative Income, Race and Mortality". Manuscrito, Princeton University.
- MINSA/SEPS/OPS (1999) *Desigualdad en la atención de la salud: Perú 1997*. Resultados de los Proyectos EQUILAC e Inversiones en Salud, Equidad y Pobreza en América Latina y el Caribe convocados por el Banco Mundial, la OPS y el PNUD, Lima.
- Montgomery, Mark R.; Michele Gagnolati, Kathleen Burke y Edmundo Paredes (1999). *Measuring Living Standards with Proxy Variables*. Population Council, Policy Research Division, Working Paper n.º 129.
- Murrugarra, Edmundo y Martín Valdivia (2000). *Morbilidad autoreportada y los retornos a la salud para los varones urbanos en el Perú: enfermedad vs. incapacidad*. Lima: GRADE, Documento de Trabajo n.º 31.
- Saavedra, Jaime y Martín Valdivia (2000). *Household and Individual Decision-Making over the Life Cycle: A First Look at Evidence from Peruvian Cohorts*. Red de Centros del BID, Documento de Trabajo R-425.
- Savedoff, William D. y T. Paul Schultz (2000). "Earnings and the Elusive Dividends of Health". En William D. Savedoff y T. Paul Schultz (eds.). *Wealth from Health: Linking Social Investments in Latin America*. Washington D. C.: Red de Centros del BID.
- Sen, Amartya y James E. Foster (1997). *On Economic Inequality*. Nueva York: Clarendon Press-Oxford University Press.

- Smith, James P. (1999). "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relationship between Health and Economic Status", *Journal of Economic Perspectives* 13 (2): 145-166, primavera.
- Strauss, John y Duncan Thomas (1998). "Health, Nutrition and Economic Development", *Journal of Economic Literature* XXXVI: 766-817, junio.
- Van Doorslaer, Eddy y Adam Wagstaff (1998). "Inequalities in Health: Methods and Results for Jamaica". Washington D. C., Banco Mundial, Latin America and the Caribbean Region. Human Development Sector.
- (1997). "Equity in the Finance and Delivery of Health Care: A Review of the ECuity Project Findings". Washington, D. C.: Banco Mundial, Latin America and the Caribbean Region, Human Development Sector.
- Wagstaff, A.; Eddy van Doorslaer y N. Watanabe (2000). "On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam". Manuscrito, Banco Mundial.
- Wagstaff, Adam (1999). "Inequalities in Child Mortality in the Developing World: How Large are They?, How Can They Be Reduced?" Manuscrito. Banco Mundial-Universidad de Sussex.