

Rafael Cortez editor



**salud,
equidad y
pobreza**
en el Perú

teoría y nuevas evidencias



UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO
CENTRO DE INVESTIGACIÓN

Salud, equidad y pobreza en el Perú

Teoría y nuevas evidencias

Rafael Cortez

(Editor)



UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO
CENTRO DE INVESTIGACIÓN

© Universidad del Pacífico
Centro de Investigación
Av. Salaverry 2020
Lima 11, Perú

**SALUD, EQUIDAD Y POBREZA EN EL PERÚ.
TEORÍA Y NUEVAS EVIDENCIAS**

Rafael Cortez (editor)

1a. edición: agosto 2002

Diseño de la carátula: Ícono Comunicadores

ISBN: 9972-603-89-X

Hecho el depósito legal: 1501052002-2304

BUP-CENDI

Salud, equidad y pobreza en el Perú : teoría y nuevas evidencias /

Ed. Rafael Cortez. -- Lima : Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, 2002.

/SALUD / ECONOMÍA DE LA SALUD / POBREZA / SERVICIOS DE SALUD
/ POLÍTICA DE SALUD / FINANCIAMIENTO DE LA SALUD / CONDICIONES DE VIDA / PERÚ/

362.1 (CDU)

Miembro de la Asociación Peruana de Editoriales Universitarias y de Escuelas Superiores (APESU) y miembro de la Asociación de Editoriales Universitarias de América Latina y el Caribe (EULAC).

El Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico no se solidariza necesariamente con el contenido de los trabajos que publica. Prohibida la reproducción total o parcial de este texto por cualquier medio sin permiso de la Universidad del Pacífico.

Derechos reservados conforme a Ley.

Índice

Introducción, 7

I. Economía y econometría aplicada a la salud, 13

1. Demanda y producción de salud: teoría y método de análisis, 15

Rafael Cortez

2. Econometría y técnicas de estimación, 59

Rafael Cortez y Manuel Luy

II. Salud y productividad, 89

3. Salud y productividad en el Perú: nuevas evidencias, 91

Rafael Cortez

4. Nutrición y productividad de los agricultores pobres en los Andes peruanos, 127

José Iturrios

5. Producción de salud y heterocedasticidad en hogares de bajos ingresos en Lima, 183

Chris Gingrich y Paul Gallagher

III. Equidad y focalización en la prestación de servicios de salud, 201

6. La equidad en el acceso y el financiamiento de los servicios de salud, 203

Rafael Cortez

7. Evolución de la equidad en el acceso a servicios de salud: Perú 1994-1997, 249

Martín Valdivia

8. La demanda de servicios de salud y la focalización del gasto público: el caso de la provincia de Huaraz, 281

Rafael Cortez y César Calvo

9. Viejos problemas y nuevas epidemias: el reto de la transición de salud en el Perú, 313

Enrique Jacoby

10. Determinantes de la obesidad y el sobrepeso en el Perú, 339

Rafael Cortez, Enrique Jacoby y Giovann Alarcón

IV. La salud de la mujer y del niño, 377

11. Salud, equidad y género: el caso del Perú, 379

Rafael Cortez

12. Determinantes de la utilización de los servicios de control del embarazo y parto: el caso peruano, 415

Arlette Beltrán

13. Nutrición infantil y gasto social en el Perú, 457

Rafael Cortez

Sobre los autores, 503

Introducción

I

El estudio del gasto y de las decisiones familiares en el mercado de la salud forma parte de una área de creciente interés por los investigadores y merece una atención especial por parte de la sociedad civil, el sector público y privado, los cuales intentan manejar sus recursos disponibles de forma más equitativa y eficiente.

El enfoque tradicional de entender y explicar lo que ocurre en el mercado de la salud ha sufrido un cambio considerable en la última década. El análisis económico conquista mayores espacios de aceptación porque vincula con coherencia los conceptos de la equidad y la eficiencia. El uso de la información de las encuestas de hogares y métodos cuantitativos viene incrementando nuestro conocimiento de los mercados de la salud. La reforma o modernización del sector salud ha tenido sin lugar a dudas una fuerte inspiración económica y, sin lugar a dudas, se observa una tendencia a introducir el enfoque económico en la investigación del comportamiento de las personas y los hogares en el ámbito de la salud.

En la medida que las bases de datos de las encuestas de hogares son una fuente de información cada vez más confiables, y la rigurosidad y el número de investigaciones sobre el tema de la salud en el Perú crece, es cada vez mayor el número de economistas, administradores, sociólogos y profesionales de otras ciencias sociales que diseñan políticas en el sector salud sobre la base del análisis de los resultados de encuestas.

En un esfuerzo común por acelerar las transformaciones en el área económica, financiera y administrativa en el sector salud, nuevos y viejos temas han sido lanzados al debate con una perspectiva económica, que en sus inicios no fue de similar interés para el mundo médico y político. Sin embargo, la buena noticia es que se viene fortaleciendo el debate y la exploración de hechos que antes eran tabú: tarifas, demanda de servicios, contención de costos, contratos del gobierno con proveedores, competencia entre proveedores públicos y privados, participación civil en la gestión de los establecimientos e incentivos laborales, derechos de los pacientes, incentivos laborales, etc. En general, se retoman con más fuerza los aspectos financieros, los conceptos de eficiencia, equidad, calidad de servicios, y el desarrollo de una cultura prousuario o paciente, los cuales emergen de

manera incontenible. Todos estos temas pueden y son estudiados a partir del análisis del comportamiento de los hogares y los individuos, y es en esta área de trabajo donde se concentra este libro.

Un primer motivo que llevó a tomar la decisión de editar este libro fue la carencia de un texto de referencia básica de economía del hogar en salud para los alumnos de últimos años de la Universidad y de Maestría en Salud Pública atraídos en conocer más sobre la salud bajo un enfoque económico, a través del estudio de materias específicas de la realidad peruana. Una segunda motivación fue nuestro deseo de ofrecer una publicación de consulta, que ordene y difunda parte del conocimiento conseguido a la fecha en el tema de economía de la salud en el Perú, orientado al público en general, a profesionales que se ocupan en instituciones de salud, y responsables de política en el sector salud público y privado.

II

La historia de esta publicación nace en 1999, seguidamente a mi estancia posdoctoral en el departamento de Economía de Yale University, cuando rescaté la vieja idea de poner en blanco y negro un pequeño libro que asocie la economía, salud y pobreza, a través de una combinación aplicada del análisis económico y el empleo de métodos de estimación cuantitativa sobre la información contenida en las encuestas de hogares del país. En realidad, es una aplicación empírica de los principios básicos de la teoría de la producción del hogar diseñada hace tres décadas por el Premio Nobel de Economía, Gary Becker, pero en esta oportunidad con atención a la conducta de los agentes en el mercado de la salud peruano.

El proceso de edición del libro fue adquiriendo forma en la medida en que nos involucramos con nuevas investigaciones de economía, salud y pobreza, auspiciadas por otras agencias de cooperación internacional tales como el Banco Interamericano de Desarrollo (BID), la Agencia Internacional para el Desarrollo (USAID), el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo del Canadá (CIIID) y la Organización Panamericana de la Salud (OPS), a quienes el Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico y el editor agradecen por el apoyo dedicado en estos cinco años de trabajo de investigación universitaria.

Teoría económica básica y el conocimiento de un nivel de matemáticas y estadística intermedia son ineludibles para seguir apropiadamente el contenido de este libro. Espero que esta recomendación no intimide a po-

tenciales lectores, y por ello en una primera parte del libro se expone una introducción de la teoría económica y los métodos de estimación econométrica, que considero convenientes para seguir el contenido de los artículos con facilidad.

III

El libro se compone de cuatro partes. La primera es un texto de introducción a la teoría microeconómica y revisa el modelo de producción de salud de los hogares. Más adelante se presenta el instrumental econométrico fundamental que suele aplicarse a los datos de cortes transversal y se considera los conceptos de endogeneidad, simultaneidad, variables omitidas, y el error de medición.

Las partes II, III y IV del libro contienen once artículos donde se exploran cuestiones de economía de la salud de actual interés en el Perú. El enfoque de todos ellos está primordialmente concentrado en el análisis microeconómico y prevalece el empleo de encuestas de hogares. Los autores aprovecharon los resultados de la *Encuesta nacional de hogares sobre medición de niveles de vida* (ENNIV) de los años 1994, 1997 y 2000 recopiladas por el Instituto Cuánto S.A.; y las encuestas de hogares (ENAHO) 1995, la *Encuesta demográfica y de salud familiar* (ENDES) 1996, ambas recopiladas por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Además, se usó los resultados de la *Encuesta de demanda de salud* (ENDESA 1995), la encuesta de demanda de salud CLAS, y la encuesta de demanda de los hogares y usuarios de la provincia de Huaraz (ENDESH 1998 y ENDESU 1998 respectivamente) que fueron reunidas por el Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

En la parte II se abre el debate sobre cómo las condiciones de la salud de la persona son parte del proceso de formación de capital humano y que esta tiene impactos favorables en la productividad de las personas.

El país sufre el embate de enfermedades que atacan de nuevo cuando creíamos haberlas superado y pensábamos que eran parte de nuestros libros de historia. En todo caso, a diferencia de otros gastos sociales, el gasto en salud es simplemente una cuestión de vida o muerte, y queda como un tema ético y moral que forma parte de la deuda social que un «Estado Moderno» tiene con su población. En este contexto, el análisis económico ha venido tomando mayor relevancia en el diseño de políticas del sector salud dado que los recursos de inversión son escasos y, por tanto, el logro

de los objetivos propuestos -la distribución eficiente del gasto público (“equidad”) y la mejora de la calidad de los servicios de atención (“eficiencia”)- debería ser al menor costo posible.

Por ello, en adición al tema, el efecto de la inversión en salud sobre la productividad, es importante contar con información del mercado de la salud, la equidad en el acceso y el financiamiento, aspectos que son analizados en la parte III del libro. Allí se demuestra cuáles son los factores que explican la ocurrencia de enfermedad, por qué la gente desea determinados servicios y por qué prefiere mantenerse al margen de otros. Hay un debate sobre la distribución del subsidio público y los indicadores de concentración, los cuales se observan como pro-ricos, no obstante la brecha se ha reducido en el período de análisis.

En general, podemos señalar que las enfermedades son determinadas no solo por la edad y los ingresos de las personas, sino también por lo que estas comen y por su estilo de vida. Nunca como hoy fue cierta la frase “dime cómo vives y te diré qué tan sano eres”. Es en esta parte del libro donde se hace una revisión del proceso de transición demográfica que viene experimentando el país, y se rescata la importancia de incorporar estos cambios en el diseño de políticas de salud. Finalmente se analiza para el Perú, cuáles son los determinantes de la obesidad y sobrepeso de los hombres y mujeres, incorporando como factores explicativos los socio-económicos así como los estilos de vida de la población.

La parte IV del libro, introduce los resultados de tres investigaciones sobre el binomio madre y niño las cuales son de interés por constituir ambos grupos de la población de alto riesgo. En primer lugar se analizan las condiciones de salud de la mujer con relación al hombre, y se evalúa la utilización de servicios de salud por género, incluyendo en el análisis el tema de la equidad, salud y género. En segundo lugar, se examinan las razones que determinan la utilización de los servicios de control del embarazo y atención del parto, a fin de precisar posibles barreras en el mejor acceso por parte de la población de interés y diseño de las acciones públicas.

Cabe señalar que nuestra población infantil todavía está expuesta a serios problemas de desnutrición y a enfermedades con bajo costo de curación. Los niños menores de cinco años se constituyen como el grupo más pobre del país y es tema de preocupación por los efectos negativos en productividad futura en la edad adulta. En el último capítulo se evalúan los factores que afectan el estado de la nutrición infantil, y en particular en él se evalúa los efectos de la inversión pública en salud. El hallazgo más importante es que se pone en duda el efecto nutricional de los programas de

ayuda de alimentos y se confirma la relevancia de la inversión en educación materna para mejorar las condiciones de nutrición del niño.

A manera de conclusión, quisiera destacar que el método de análisis del comportamiento de familia a través del uso de los resultados de las encuestas de hogares ha abierto nuevas formas de pensar y de explicar los problemas económicos en todos los ámbitos de la vida, y la salud no es la excepción. El propósito final de este libro va en esta dirección y ha sido el de articular los conceptos de salud y pobreza bajo un enfoque económico y con el uso de los resultados de las encuestas de hogares, con el fin de alcanzar un mayor conocimiento de las características y del funcionamiento del mercado de la salud en el Perú. Si el lector al terminar de revisar el material siente que estos objetivos del libro se han cumplido, entonces nos damos por satisfechos: el esfuerzo valió la pena.

IV

Para finalizar quisiera agradecer a varias personas que colaboraron para la culminación del libro. Un especial agradecimiento a las autoridades, compañeros de trabajo y alumnos de la Universidad del Pacífico, por el apoyo brindado durante mis cuatro años de trabajo en el CIUP. Un especial reconocimiento al Departamento de Economía de Yale University, porque gracias al apoyo financiero recibido durante mi estadía de trabajo posdoctoral en el *Economic Growth Center* fue posible escribir y editar, en “mis tiempos libres”, la última etapa del proyecto.

Un reconocimiento a mis amigos y coautores, Giovanni Alarcón, Arlette Beltrán, César Calvo, Paul Gallagher, Chris Gingrich, José Iturrios, Enrique Jacoby, Manuel Luy y Martín Valdivia. También mis agradecimientos a Ilka Gerlach, Adriana Sarria y José Zavala por su invaluable asistencia en la fase inicial del proyecto.

De manera especial deseo expresar mi gratitud a Pía, Natalie y Adrián, mis colaboradores de siempre. Su apoyo y comprensión, siempre incondicionales, fueron los “insumos necesarios” para culminar con la edición del libro.

I.
***Economía y econometría aplicada
a la salud***

“Los conceptos sin percepciones son vacíos;
las percepciones sin conceptos son ciegos” (Kant)

“La matemática no tiene símbolos para ideas confusas”
(George Stigler)

“Cuando no podemos medir, nuestro conocimiento
es distorsionado e imperfecto” (Lord Kelvin)

1

Demanda y producción de salud: teoría y método de análisis*

Rafael Cortez

Introducción

La economía estudia cómo las personas utilizan los recursos limitados para tratar de satisfacer sus preferencias o gustos. La escasez es la característica fundamental de los recursos económicos que justifica el interés por su asignación óptima con el fin de satisfacer las necesidades. Las preguntas clave por responder son: ¿cuál es la canasta de consumo elegida que maximiza el nivel de “felicidad” de los individuos?, ¿qué bienes y servicios se deben producir y en qué cantidades? y, ¿cómo y para quiénes se producirán los diversos bienes y servicios?

Las respuestas a estas interrogantes dependen de las preferencias de los consumidores, la tecnología, los precios de los insumos y bienes finales, así como de las restricciones temporales, institucionales y de gasto, en general. De esta manera, la teoría económica provee un método de análisis que nos permite entender y predecir, con cierta eficacia, las decisiones económicas que hacen los individuos. Lo importante, por tanto, es “modelar” el comportamiento de los agentes involucrados en el mercado de la salud.

A continuación se discuten definiciones y conceptos microeconómicos indispensables para comprender posteriormente la presentación de la aplicación empírica de diversos modelos acerca de la economía de la salud.

1. Definición del estado de la salud y su medición

Para poder realizar un análisis económico del cuidado de la salud, en primer lugar, se debe determinar qué se entiende por salud. Una definición

* Se agradece la invaluable colaboración de Giovann Alarcón, José Antonio Zavala e Ilka Gerlach, quienes participaron en la edición y mejoramiento continuo de los manuscritos iniciales.

sencilla asocia a la salud con la falta de enfermedad. La Organización Mundial de la Salud¹ establece que la salud es un estado de bienestar físico, mental y social, y no solo la no presencia de enfermedad.

En los trabajos empíricos es común utilizar las siguientes variables como indicadores de salud:

- a) La enfermedad, o dolencia, autoreportada en un período de tiempo.
- b) El número de días que presentó una dolencia o que estuvo enfermo.
- c) Algún indicador de incapacidad funcional, tal como la incapacidad de realizar labores domésticas comunes, trabajar, subir las escaleras, atender a los hijos, etc.

Tradicionalmente, los científicos han medido los resultados de los cuidados de la salud a través de las tasas de mortalidad y enfermedad, esta última descrita en términos de sus períodos de extensión y la severidad. Sin embargo, en los últimos años, la medición de la efectividad de los cuidados de la salud se está dirigiendo hacia la medición del funcionamiento o la habilidad del paciente para realizar sus actividades de la vida diaria, y la consideración de su propia evaluación de su estado de salud.

Según la información provista por la *Encuesta nacional sobre medición de niveles de vida* del año 2000 (ENNIV 2001), en el Perú, el 24,8% de la población reportó haber tenido alguna enfermedad en el mes previo a la realización de la encuesta. La ENNIV 94 indica que el 33,1% de la población reportó la presencia de alguna enfermedad; lo cual indica que existió cierto grado de avance dentro de este período. Sin embargo, este indicador es discutido por muchos académicos como una buena medida de la salud de las personas. El principal problema es que este indicador no es objetivo, por lo que no es confiable: la percepción de enfermedad de una persona no necesariamente coincide con su real estado de salud. Ante este problema se sugieren otros indicadores como la tasa de inactividad². Así, la ENNIV 2000 muestra que el 6,9% de la población se encontró inactiva. Por otro lado, también se sugieren indicadores como la duración de la enfermedad o de la inactividad. Según la ENNIV 2000, en el Perú el promedio de días de enfermedad es de 1,88 y de inactividad de 0,35 días.

Así, es importante remarcar que la definición de la Organización Mundial de la Salud es amplia y toma en consideración las dimensiones múltiples de la salud, es decir:

1. <http://www.who.int/aboutwho/en/definition.html>
2. Se refiere al impedimento de realizar cualquier labor, concretamente si la persona estuvo impedida en cama.

- a) La salud física, la que es asociada al cuerpo, incluye los aspectos anatómicos, físicos y psicológicos de la persona.
- b) La salud mental, que incluye aspectos emocionales, percepción de la realidad, aspectos intelectuales, capacidad de ajuste al ambiente, efectividad de asociarse con otras personas, y autoestima.
- c) El bienestar se refiere a un conjunto de situaciones no observable por otros. En otras palabras, son los síntomas o sentimientos del paciente.
- d) La salud social se asocia a la habilidad de las personas de interactuar en su mundo social, o la capacidad de funcionamiento en una colectividad.
- e) La salud funcional es la habilidad de desempeñar las tareas de la vida diaria, como caminar, subir las escaleras, realizar tareas domésticas, trabajar, etc.

A partir de esta definición amplia de la salud, diversos autores (Jette 1980, Bergner 1987, Ware, Snyder y Wright 1983, Liang 1986, Stanfield 1974) han propuesto un conjunto de indicadores destinados a medir el estado de la salud. La diversidad de los aspectos considerados es notable, pero todos los instrumentos pueden ser clasificados en: estados clínicos, funcionamiento físico, funcionamiento mental, funcionamiento social y percepción general de la salud. El cuadro 1.1 resume los principales indicadores de salud.

Cuadro 1.1
Indicadores de salud

Clasificación	Indicador de salud
1. Estado clínico	Presencia de enfermedad o dolencia física o mental.
2. Funcionamiento físico	Dolor físico (i.e. cabeza, espalda), fatiga, problemas al dormir.
3. Funcionamiento mental	Depresión, ansiedad, confusión, habilidad psicomotriz, dificultades de razonar y resolver, orientación en tiempo y espacio.
4. Funcionamiento social	Limitaciones de actividad social debido a problemas emocionales o de salud física, funcionamiento de la vida marital, funcionamiento de las relaciones familiares, vida sexual.
5. Percepción general y satisfacción	Percepción de la salud, nivel de satisfacción del funcionamiento físico observado.

2. La teoría de la demanda y la oferta

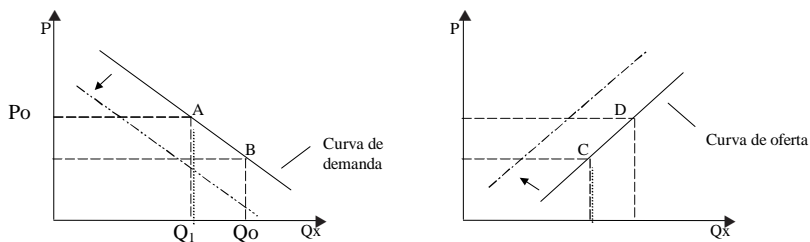
La teoría de la demanda y la oferta constituye la base conceptual de lo que en microeconomía se conoce como el análisis de equilibrio parcial de los mercados. La determinación del vector de equilibrio del mercado, en el cual se definen los precios y cantidades de equilibrio, las pérdidas de eficiencia social inducidas por la distorsión de precios relativos o los efectos sobre el equilibrio de cambios en la tecnología, preferencias o ingreso disponible, son solo algunos de los fenómenos económicos que son abordados por el análisis de equilibrio parcial a través del instrumental provisto por la teoría de la demanda y la oferta.

La curva de demanda vincula las cantidades demandadas de un bien o servicio específico con el mayor precio que el consumidor está dispuesto a pagar. A medida que el precio disminuye, la cantidad demandada aumenta. Esta relación inversa es representada gráficamente por la pendiente negativa de la curva. Ahora bien, cualquier cambio en un factor determinante de la demanda distinto del precio producirá un desplazamiento de la curva cuya orientación, hacia la derecha o hacia la izquierda, dependerá de la naturaleza del cambio. Visto de otra manera, los cambios exógenos varían las cantidades demandadas a los mismos niveles de precios iniciales. Tomando el ejemplo de una demanda por servicios de salud, si las personas aumentan sus ingresos, se esperará que la curva de demanda se desplace hacia la derecha; es decir, ahora las personas pueden elegir un número mayor de visitas al médico a un mismo precio por consulta, *ceteris paribus* (es decir, manteniendo el resto de las variables constante).

A diferencia de la curva de demanda, la curva de oferta tiene una pendiente positiva: si los precios del bien o servicio aumentan, entonces las empresas proveen más unidades del bien o servicio al mercado. En este sentido, la curva de oferta relaciona las cantidades ofertadas con el mínimo precio que el productor está dispuesto a cobrar por el servicio o bien. Si la curva se contrae mediante un desplazamiento hacia la izquierda, la cantidad ofertada será menor que antes tomando como referencia un mismo nivel de precios del bien final. Un acontecimiento como el descrito podría tener su explicación en un aumento de los costos unitarios (i.e. incremento de los salarios pagados o un aumento de los precios de los insumos utilizados en el proceso de producción), por ejemplo. Por lo contrario, si la curva de oferta se desplaza hacia la derecha (tal vez por un cambio positivo de la tecnología), ocurrirá que, para un mismo nivel de precios, las empresas estarían dispuestas a producir más del bien.

En el gráfico 1.1 se presentan ambas curvas. Del punto *A* al punto *B*, la cantidad demandada del bien *X* aumenta y su precio disminuye. Es decir, la cantidad del bien que los consumidores están dispuestos a comprar en un período dado aumenta, para un mismo nivel de precios.

Gráfico 1.1
Curvas de demanda y oferta

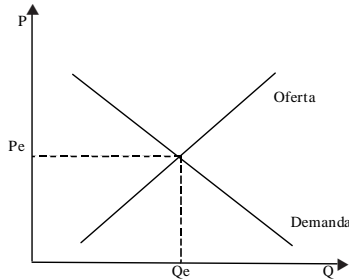


Por otro lado, si se desplaza la curva de demanda hacia la izquierda, se podrá afirmar que “la demanda disminuye”, tal como se representa por la línea punteada. En esta nueva curva, la cantidad demandada (Q_1) al precio inicial (P_0) es menor que la cantidad demandada (Q_0), la cual corresponde a la curva de demanda original evaluada en el mismo nivel de precios.

Lo mismo sucede con la oferta, pero en una dirección inversa. Si se pasa de *C* a *D*, la cantidad ofertada aumentará y el precio del bien también. Esta relación es fácil de entender porque a mayor precio, las empresas proveedoras del bien están dispuestas a vender más del mismo. Los efectos de desplazamiento de la curva de oferta son muy semejantes a los explicados en el caso del desplazamiento de la demanda.

Finalmente, el equilibrio de mercado se determina gráficamente en el vector que corresponde con el cruce de las curvas de oferta y demanda. En términos conceptuales, se determina un precio de equilibrio que se caracteriza por ser aquel en el cual la cantidad demandada es igual a la cantidad ofrecida; es decir, en el cual los planes de los consumidores y los vendedores coinciden. En el gráfico 1.2, el punto de intersección determina sobre los ejes la cantidad y el precio de equilibrio.

Gráfico 1.2
Equilibrio de mercado



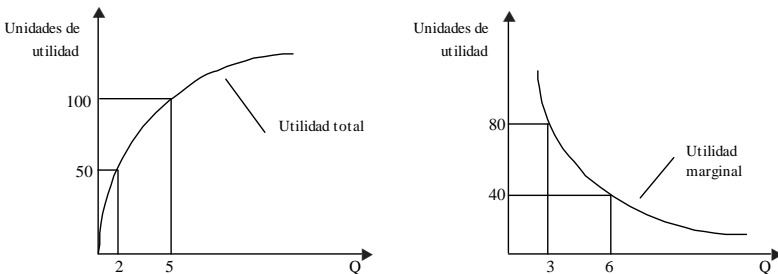
3. La elección del consumidor

La elección de consumo de una persona está determinada tanto por restricciones de presupuesto como por sus preferencias. Entre las restricciones se presentan aquellas determinadas por el ingreso de las personas y los precios de los bienes y servicios disponibles en el mercado. Sin embargo, para un conjunto de precios e ingreso, son las preferencias de las personas las que explican las diferencias en la elección de la canasta óptima de consumo.

3.1 Utilidad total y utilidad marginal

La utilidad total es el beneficio que recibe un individuo por el consumo de bienes y servicios. De esta manera, más consumo brinda mayor utilidad o satisfacción (véase el gráfico 1.3).

Gráfico 1.3
Curvas de utilidad



La utilidad marginal del consumidor se refiere a la utilidad extra alcanzada por consumir una unidad más de un determinado bien. Gráficamente, la utilidad marginal es la pendiente de la curva de utilidad y se considera decreciente en la medida en que cada unidad de consumo adicional aumenta la utilidad pero a una tasa que disminuye a medida que aumenta el consumo total.

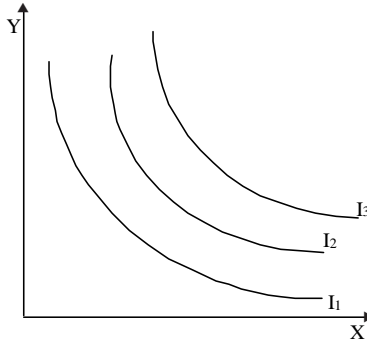
3.2 Curvas de indiferencia

Si se cuenta con toda la información sobre las preferencias de un individuo, se puede representar gráficamente una curva que señale todas las combinaciones de dos bienes que proporcionan al consumidor el mismo nivel de satisfacción.

Como existen infinitas posibles combinaciones de bienes, también habrá infinitas curvas de indiferencia que podrán ser representadas en el denominado mapa de las curvas de indiferencia. Una curva más alejada del origen representa una combinación de puntos o vectores asociados con mayor satisfacción; es decir, los puntos sobre una curva de indiferencia más alejada del origen serán preferidos con respecto a puntos situados en curvas más cercanas. La convexidad de la curva indica, en primer lugar, que las canastas de consumo que incorporan una combinación de bienes tal que se tiene una mayor cantidad de, por lo menos, uno de los bienes son preferidas. En segundo lugar, refleja el grado de la relación de sustitución entre los bienes de consumo con respecto a un mismo nivel de utilidad.

A este último concepto se le conoce como tasa marginal de sustitución y está representado en el gráfico 1.4 por la pendiente en cada punto de la curva. La tasa marginal de sustitución refleja la disposición a ceder unidades de un bien a cambio de una unidad de otro bien manteniendo el mismo nivel de utilidad. Esta es decreciente en las curvas de indiferencia convencionales ya que cada vez se está menos dispuesto a ceder el bien que se vuelve más escaso. Es decir, mientras más se tenga de un bien menor será su tasa marginal de sustitución.

Gráfico 1.4
Curvas de indiferencia



En el gráfico anterior se presenta el mapa de curvas de preferencia, que consiste en un número infinito de curvas de indiferencia, pero en este caso solo se están representando tres (I_1 , I_2 , I_3). Cada curva de indiferencia presenta puntos en los cuales el individuo recibe igual nivel de satisfacción. Las canastas de consumo a lo largo de la curva I_3 son preferidas a las ubicadas en las curvas I_2 e I_1 . En la realidad, las funciones de utilidad no son observables, lo que el investigador observa son las decisiones de consumo y los precios. A partir de esta información en conjunto con otras variables sociales y demográficas del consumidor se estiman las funciones de demanda de bienes o servicios.

3.3 Restricción presupuestaria

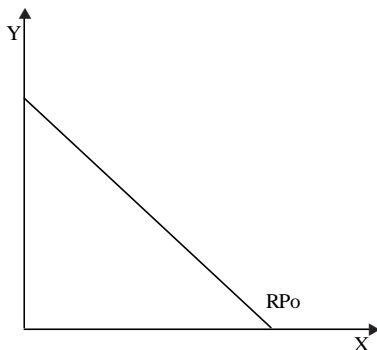
El deseo de consumo de las personas se ve limitado por su capacidad de compra. La restricción presupuestaria representa el área factible de compra dado un nivel de ingreso y los precios de mercado. Esta restricción es una recta con pendiente negativa, la cual se desplazará ante diferentes niveles de ingreso y cambiará de pendiente si los precios varían. El cambio del precio de uno de los bienes, es decir, un cambio en los precios relativos, cambia la pendiente de la restricción presupuestaria. Además, una variación del ingreso desplaza la restricción presupuestaria de manera paralela, pero su pendiente no cambia. La relación de la recta presupuestaria está definida por:

$$RP = P_x X + P_y Y$$

Al despejar Y de la relación entre precios, cantidades e ingreso, se obtiene la ecuación que da origen al gráfico 1.5:

$$Y = -(P_x / P_y) X + RP / P_y$$

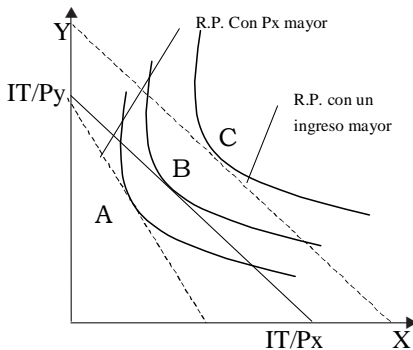
Gráfico 1.5
Restricción presupuestaria



Gráficamente, el nivel de consumo de equilibrio se da en el punto donde la recta de presupuesto es tangente a la curva de indiferencia más alta. En otras palabras, la canasta óptima de consumo debe satisfacer la siguiente condición:

$$TMgS = -P_x / P_y$$

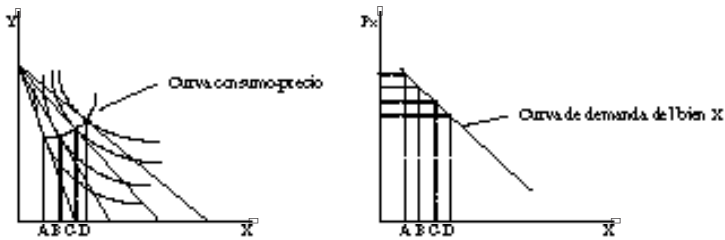
Gráfico 1.6
Punto de maximización



3.4 La derivación de la curva de demanda

La curva de demanda vincula las distintas cantidades demandadas de un bien con diversos niveles de precios pero manteniendo un mismo nivel de ingreso. Esto se puede ver claramente en el gráfico 1.7 cuando varía el precio de X, tal que la tangencia entre la curva de indiferencia y las distintas restricciones presupuestarias dan niveles de consumo en A, B, C y D, que hacen que el individuo tenga un consumo que maximiza el nivel de satisfacción.

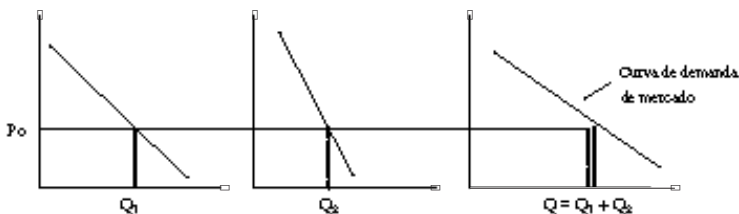
Gráfico 1.7
Curva de demanda del consumidor derivada



La teoría del comportamiento del consumidor se concentra en la demanda de consumidores individuales. No obstante, muchas aplicaciones de la teoría de demanda consideran la demanda de mercado. Si se analiza, por ejemplo, la demanda por cuidados de salud para dos individuos diferentes, se puede obtener la demanda de mercado, la cual se deriva adicionando las diferentes cantidades demandadas a cada precio.

Finalmente, si se extiende este análisis a todos los consumidores en el mercado, se puede obtener la curva de demanda del mercado. Esta curva se presenta en el gráfico 1.8.

Gráfico 1.8
Curva de demanda del mercado



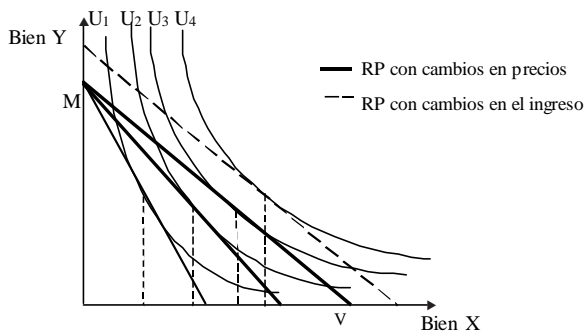
Matemáticamente, esta curva se puede expresar como la suma horizontal de las demandas individuales y se representa de la siguiente manera:

$$Q_x = f(P_x, Y, P_0, E)$$

Donde Y es el ingreso, P_0 los precios de los otros bienes y E es una variable socioeconómica (como, por ejemplo, el promedio de años de estudio). Muchas veces nos interesa conocer la proporción en que va a variar la cantidad demanda de un bien si, por ejemplo, disminuye su precio, para lo cual se requiere de la estimación previa de la función de demanda.

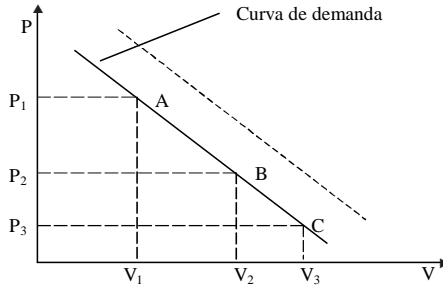
Ante variaciones en los precios o en los ingresos, se obtendrán nuevos puntos de equilibrio. El gráfico 1.9 muestra cómo estos pueden variar y cuáles son los efectos de estos cambios. En primer lugar, los cambios en los precios de los bienes afectarán la pendiente de la restricción presupuestaria. En cambio, cambios en el ingreso de los individuos producirán, más bien, un desplazamiento paralelo de la restricción.

Gráfico 1.9
Cambios en el equilibrio del consumidor



En el gráfico 1.10, se presenta la curva de demanda, relacionando el precio del bien X con la cantidad demandada. Esta curva resume la respuesta del consumidor ante variaciones en el precio, manteniendo constante el ingreso y las preferencias. La línea punteada en el gráfico representa un desplazamiento de la curva ante un aumento en el ingreso, por ejemplo.

Gráfico 1.10
Curva de demanda



En el caso del sector salud, la cantidad demandada de servicios de salud debería aumentar si:

- a) El precio cae.
- b) El nivel de cobertura del seguro de salud es mayor.
- c) El costo del tiempo y del transporte aumenta.

Mientras que la curva de demanda de servicios de salud aumentará si:

- a) La edad aumenta.
- b) Si el ingreso se incrementa.
- c) Si el nivel de información a favor de los cuidados de la salud se incrementa.
- d) La severidad de la enfermedad es mayor.

En resumen, el método de la teoría de la demanda es útil para entender las variaciones de las cantidades consumidas de servicios médicos.

3.5 Elasticidades

Las elasticidades denotan la variación porcentual de una variable determinada ante un cambio porcentual en otra variable. Es decir, el cambio porcentual de la variable dependiente como resultado de un cambio del 1% en la variable independiente.

Así, la elasticidad precio de la demanda mide el cambio porcentual en la cantidad demandada ante un cambio porcentual en el precio del mismo bien:

$$E_p = (\Delta Q/Q) \div (\Delta P/P) = \Delta Q P / \Delta P Q$$

E_p es negativa, debido a que el incremento en los precios necesariamente reduce la cantidad demandada del bien. Cuando el cambio porcentual de la cantidad demandada es más pequeño que el cambio porcentual del precio, el valor absoluto de la elasticidad se encuentra entre 0 y 1, y se considera a la demanda como inelástica; es decir, se dice que el bien tiene pocos sustitutos en el mercado. Cuando el cambio porcentual de la cantidad demandada es igual al cambio porcentual del precio, la elasticidad es igual a -1 y la demanda es de elasticidad unitaria. Finalmente, cuando el cambio porcentual de la cantidad demandada es mayor al cambio porcentual del precio, la elasticidad es mayor que 1 en valor absoluto, y la demanda se considera elástica y, por lo tanto, se puede decir que el bien tiene muchos sustitutos.

Por otro lado, la elasticidad cruzada, E_{xy} , hace referencia al efecto de la variación del precio de otro bien (y) sobre la cantidad demandada del bien (x). Si E_{xy} es negativa, se dice que x e y son bienes complementarios; mientras que si esta es positiva, entonces se dice que x e y son bienes o servicios sustitutos. Por ejemplo, si la E_{xy} es negativa en el caso de las consultas de salud y las medicinas, se podría señalar que ambos son servicios complementarios.

Finalmente, la elasticidad ingreso de demanda se deriva de manera similar:

$$E_p = (\Delta Q/Q) \div (\Delta Y/Y) = \Delta Q Y / \Delta Y Q$$

Esta elasticidad será positiva si se trata de un bien normal y será negativa en caso de un bien inferior. Un bien normal se define como aquel que se compra en mayor cantidad cuando aumenta el ingreso; y un bien inferior es aquel que por sus menores cualidades se consume menos cuando se tiene un mayor nivel de ingresos. Si no existe respuesta en la variable, la elasticidad será cero.

4. La demanda por servicios de salud

La demanda por cuidados médicos es usualmente irregular e impredecible. Esta depende de varios factores como la educación de las personas, el nivel de ingreso, los costos de traslado y espera en los establecimientos, la posesión de un seguro de salud, etc. Los servicios de la salud brindan satisfacción cuando el usuario percibe la solución de la enfermedad o dolencia.

Según la ENNIV 2000, el 55,9% de la población que reporta haber presentado alguna enfermedad logró consultar algún establecimiento de salud: ya sea institucional o no³. Esta tasa es mayor a la que se presenta en años anteriores. Por ejemplo, en el año 1994 esta fue de 41,7%. En este sentido, el avance en lo que respecta a cobertura es notorio. Ciertamente, estos resultados están influenciados por varios factores. Se presume que uno de los principales factores que motivó este crecimiento en la cobertura es la inversión estatal en infraestructura, aunque las variaciones en las tarifas de los servicios de salud también podrían haber influenciado la tasa de cobertura.

Para estimar la demanda por salud se cuenta con varios modelos económicos. El supuesto básico sobre el cual se basa la teoría económica es que el usuario de la salud elige la canasta de consumo de manera racional y maximiza su nivel de satisfacción sujeto a su ingreso y tiempo. El comportamiento del consumidor en el mercado de salud ha originado un gran número de modelos de demanda de salud, los cuales van desde la certeza (el consumidor posee la capacidad e información suficiente para elegir su estado de salud en cada momento) hasta la incapacidad para realizar la elección exigida por una restricción presupuestaria. Sin embargo, las investigaciones en esta área emplean básicamente el modelo de Grossman y el modelo de producción de bienes en el hogar los que se detallan a continuación.

4.1 El modelo de Grossman

El enfoque de Grossman (1972a y 1972b) trata de ir más allá del hecho de que la demanda por cuidados de salud es derivada de la salud (un bien fundamental en el sentido señalado por Becker), construyendo un modelo de comportamiento del consumidor basado en la teoría del capital humano, en el que el área de elección se amplía hasta poder decidir sobre el propio estado de salud. Es decir, según este modelo, la salud puede ser vista como un bien fundamental que da utilidad directa o un activo que se combina con el tiempo para producir ganancias monetarias. Esta es una razón para demandar salud, porque al incrementar el *stock* de salud, se disminuye el tiempo perdido por estar enfermo, lo cual afecta la producción en actividades dentro y fuera del mercado.

3. Los establecimientos no institucionales son las farmacias, curanderos, entre otros.

La salud, un *stock* durable de capital, crea una producción de salud temporal, medido en días saludables. Esto hace diferente a los bienes de capital de salud de otros bienes de capital humano. Se trata de maximizar la utilidad durante el tiempo de vida, la cual es una función de Z_t (un bien de consumo) y H_t (los servicios que influyen en el *stock* de salud). Es decir, H_t representa los días saludables del *stock* de salud.

La función de utilidad puede representarse de la siguiente manera:

$$U = f(h_0, \dots, h_p; Z_0, \dots, Z_t)$$

Específicamente, el modelo indica que ante un incremento del 1% en la calidad de los servicios médicos, la mortalidad se reduce en 0,1% (Grossman 1972b). Grossman usó la teoría de capital humano para explicar la demanda por salud y por cuidados de salud, y relacionarlas. Su trabajo ha sido de gran importancia, ya que ha servido como base para muchos trabajos posteriores.

De acuerdo con la teoría del capital humano, los individuos invierten en sí mismos a través de la educación, el entrenamiento y el cuidado de su salud para incrementar sus ingresos. Grossman mostró la forma en que varios aspectos importantes de la demanda de salud difieren de la aproximación tradicional de la demanda:

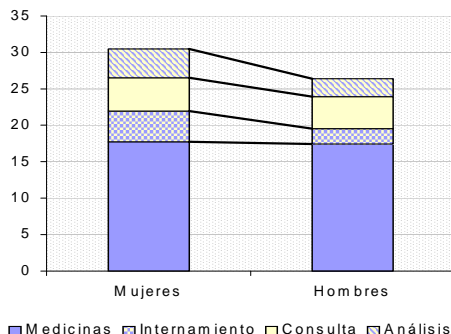
- a) El consumidor no quiere cuidado médico *per se*, sino salud en sí. La demanda por cuidados médicos es una demanda derivada como un determinado insumo para producir salud. Los individuos quieren salud y, por lo tanto, demandan insumos para producirla.
- b) Los consumidores no compran salud en el mercado, sino que la producen gastando tiempo en el esfuerzo para mejorar la salud, en adición a la compra de insumos médicos.
- c) La salud dura más de un período. No se deprecia instantáneamente, y por ello puede ser tratada como el bien de capital que es.
- d) La salud puede ser tomada como un bien tanto de consumo: las personas lo desean porque quieren sentirse mejor; así como de inversión: incrementa el número de días sanos para poder trabajar y así ganar más dinero.

Es posible considerar al consumidor como un productor, es decir, como una firma que compra insumos en el mercado y los combina con su tiempo para producir los servicios que le permitirán incrementar su nivel de utilidad personal. Asimismo, el consumidor utiliza otros insumos, su tiempo personal, y produce a los demás gozo y satisfacción en sus vidas. Por ejem-

plo, la calidad de la salud de los niños es el resultado de las decisiones de acudir a los servicios prenatales, prácticas de lactancia, entre otros factores. Lo importante es que estos factores estén asociados al tiempo que los padres deciden asignar para dichas actividades. Según la ENNIV 2000, este tipo de inversión es relativamente baja en el Perú. Por ejemplo, solo el 71% de las mujeres que se encontraban embarazadas al momento de la realización de la encuesta acudió alguna vez a un control prenatal, siendo la educación de la mujer, la falta de recursos y el alto costo de oportunidad del tiempo los principales factores que contribuyen con esta baja tasa. La lactancia también es baja, siendo de 83,9% a pesar de la recomendación de inicios de la década de 1990 de parte de UNICEF de promover la lactancia materna exclusiva, por lo menos, durante los primeros 6 meses (UNICEF y OMS 1990).

Por otro lado, el incremento en el *stock* de capital, en este caso en el *stock* de salud, se llama inversión. En cada período, el consumidor produce una inversión en salud, que se llamará I . Esta inversión se produce destinando un determinado tiempo con el objetivo de mejorar la salud T_h , así como insumos de salud que se ofrecen en el mercado M (servicios de salud, medicinas, ejercicio). Esta inversión entre los “enfermos” en el año 2000 fue de S/. 30,4 para las mujeres y de S/. 26,4 para los hombres. El gráfico 1.11 muestra la división de este gasto detallando según el tipo de servicio.

Gráfico 1.11
Distribución del gasto en salud de hombres y mujeres, según tipo de gastos: 2000
(en nuevos soles al mes)



En términos generales, el bien producido en el hogar, B , se produce en el tiempo T_b y con el uso de los bienes X comprados en el mercado. De esta manera, el consumidor estará usando dinero para comprar insumos de salud M , o bienes X . El tiempo lo distribuyen entre T_b , es decir cuidado de la salud, y la producción de bienes producidos en el hogar, T_h .

Usando notación funcional se tienen las siguientes definiciones:

$$I = I(M, T_h; E)$$

$$B = B(X, T_b; E)$$

Estas funciones indican que a medida que se incrementen los montos M y T_h , también aumentará la inversión en salud. La variable E está incluida para indicar que la productividad al producir I puede variar de persona a persona. Este nivel de eficiencia estará relacionado con el nivel de educación de la persona, E , o factores no observados como la habilidad.

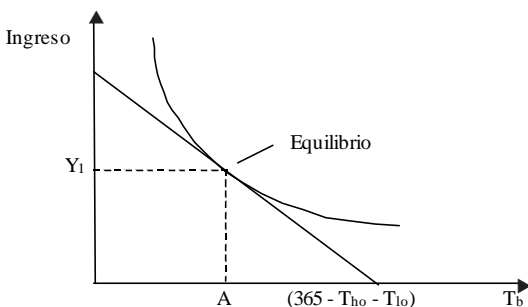
Un elemento adicional que se debe tener en cuenta es la tasa de intercambio entre trabajo y ocio. Esta ayudará a comprender los aspectos de la inversión relacionados con la demanda por salud. Si bien los ingresos de las personas se incrementan a medida que se trabaja más horas, las personas estarán dispuestas a trabajar un número de horas determinado, ya que luego de este límite, preferirán el ocio al trabajo.

Gráficamente, en el eje de abscisas se representa el tiempo que se destina para otras actividades, T_b que denota el ocio. Asimismo, T_{lo} y T_{ho} se refieren al tiempo perdido y tiempo gastado en actividades concernientes a salud, respectivamente. El máximo tiempo disponible para su trabajo es T_w y el ocio T_b . De esta manera se tiene que:

$$365 - T_{ho} - T_{lo} = T_w + T_b$$

La distribución del tiempo de un individuo entre las horas de ocio y trabajo se puede observar en el gráfico 1.12. El punto de equilibrio señala el monto de ingreso que hace posible la mejor combinación de dichas horas para el individuo.

Gráfico 1.12
Distribución del tiempo entre ocio y trabajo



Ahora, esta elección entre el ocio y el trabajo puede no ser clara en la realidad debido a que asume plena libertad de parte de la persona para escoger las horas que desea trabajar. En la realidad, y especialmente en países en desarrollo como el Perú, esta libre elección no se da ya que las oportunidades de trabajo son muy limitadas.

4.2 El modelo de producción del hogar y la salud

De acuerdo con Becker (1965: 493-517), el proceso de optimización del bienestar de un hogar consiste en la maximización de la utilidad cuyas variables argumento son los bienes de consumo (C^i), los bienes de consumo que mejoran la salud (Y), el estado de la salud (h^i) y el nivel de ocio (l). Se considera que el jefe del hogar impone sus preferencias sobre el resto de los individuos, y que se deben enfrentar las restricciones de tiempo y de ingreso pleno.

El modelo simple considera que un hogar tiene n personas dirigido por un jefe de hogar, el cual busca maximizar la función de utilidad:

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

donde se tiene que:

$$C^i = (C^i_p, \dots, C^i_p, \dots, C^i_j) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Se asume que la función de utilidad cumple con las condiciones deseadas tales como ser continua, estrictamente creciente, cuasicóncava, y doblemente diferenciable en todas sus variables explicativas.

Por otro lado, se asume que el estado de salud de cada persona en el hogar está determinado por una tecnología específica descrita por:

$$h_i = h_i(C^i, Y^i, I^i, Z^i, X^i, Z^i, F, u^i, u^i) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

donde Y^i es el nivel de consumo de los insumos de salud por cada persona; Z^i contiene un conjunto de características observadas de las personas; F es el acceso a la infraestructura de salud; y u es un vector de características no observadas; X^i es el nivel de consumo, salud y ocio de los otros miembros del hogar; y Z^i, u^i son los vectores de características individuales observadas y no observadas, respectivamente, de los otros miembros.

Por ejemplo, en el caso de un niño, el precio de la leche y el arroz se utilizan como datos exógenos del vector C^i , y la educación de la madre y del padre como componentes del vector Z^i .

Una segunda restricción es la de ingreso pleno (S), la cual indica que todos los recursos disponibles del hogar se destinan a comprar bienes y servicios, y a actividades de ocio. Esta restricción se muestra a continuación.

$$\sum_{j=1}^J \sum_i p_j c_j^i + \sum_{k=J+1}^K \sum_i p_k Y_k^i + \sum_i w T^i = \sum_i w T^i + V = S \quad (4)$$

donde V representa el ingreso no laboral, p_j y p_k representan los precios de los bienes de consumo e insumos de salud, y w el nivel de salario de mercado.

Lo interesante de este modelo es que permite definir funciones reducidas de salud que pueden ser estimadas a través del uso de técnicas de econometría, en la medida que todas las variables a la derecha de la ecuación sean exógenas o predeterminadas. La forma reducida de demanda de salud puede ser descrita como sigue:

$$h^{i*} = h(P_C, P_Y, S, F, Z^i, u^i) \quad (5)$$

Por tanto, en términos empíricos, se pueden derivar efectos de política a partir de la estimación de la ecuación (5). Por ejemplo, si fuera la ecuación de demanda reducida de la salud de los niños, se podrían utilizar indicadores de nutrición (i.e. ratios estandarizados de talla por edad utilizado como un indicador que mide apropiadamente el nivel de nutrición en el largo plazo) como variable dependiente; y como variables independientes,

un conjunto de variables exógenas tales como la edad de la madre, los años de educación de la madre, valor de los activos del hogar, indicadores de infraestructura de salud por distrito o de *cluster* de la muestra, como por ejemplo, agua, desagüe, número de establecimientos de salud per cápita, así como precios locales de insumos de salud, es decir, el valor en el nivel comunitario de los precios de la leche, el arroz, etc.

El investigador que enfrenta la tarea de medir la demanda de servicios de salud o las funciones de producción de salud, sobre la base de datos al nivel de hogares, tiene que hacer uso de las técnicas de la econometría de manera consistente con el modelo de elección de los hogares. De no ser así, obtendrá estimadores sesgados que no permiten una evaluación efectiva de las políticas públicas.

Así, en lugar de estimar una curva de demanda sencilla de la forma habitual: en la que Q_D es la cantidad demanda de salud de un niño menor de cinco años (por parte del hogar) y P es el precio de mercado de la leche ($Q_D = f(P)$), es necesario tomar en consideración las demás variables que contribuyen a desplazar la curva de demanda. En el esquema teórico anterior, podría señalarse el ingreso (Y), la educación de la madre (EM), los ingresos no laborales de hogar (NL), la edad de la madre (EM), el *stock* de salud de los padres (SP), los precios de insumos de salud tales como la leche (PI), los servicios de atención médica y características comunitarias (F), entre otros, como variables de carácter exógeno.

En consecuencia, la ecuación de demanda reducida de salud por ser estimada se deriva normalmente de un análisis de regresión de ecuaciones de la forma:

$$Q_D = f(Y, EM, NL, EM, SP, PI, F)$$

Dos variables usualmente pensadas como variables explicativas no han sido tomadas en cuenta. Estas son el número de niños en el hogar y el acceso a servicios médicos. El motivo radica en que estas dos variables no presentan el elemento exógeno deseado para que la regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) genere coeficientes consistentes e insesgados. El problema de endogeneidad de las variables explicativas sale a la luz, y debe ser tratado a través del método de variables instrumentales o el proceso de estimación de mínimos cuadrados en dos etapas.

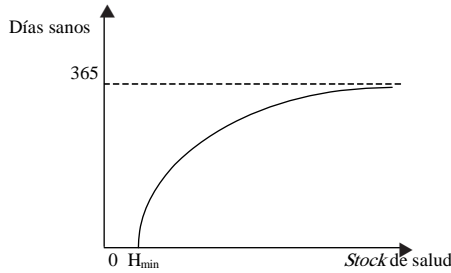
Por último, hay variables no observables en el aspecto individual (efectos aleatorios) y de la familia (efectos fijos) que contribuyen con que algunas de las variables exógenas estén correlacionadas con el término de error

de la ecuación de demanda de los niños. Por ejemplo, en relación con los efectos aleatorios, un niño puede tener una composición genética superior a la de su hermano que lo vuelve más inmune a las enfermedades. El niño de la familia con elementos genéticos propios más fuertes, puede recibir menor atención de salud de los padres, quienes perciben el hecho y deciden ser más equitativos, en términos de la salud, y transfieren recursos hacia el hijo más débil. En la literatura económica este fenómeno se conoce como el problema de heterogeneidad (Rosenzweig y Schultz 1983), el cual de no corregirse puede también conducir a la obtención de estimadores sesgados; y, por tanto, nuestras inferencias y recomendaciones de política podrían no ser las más apropiadas. La manera de tratar este problema es a través del uso del método de mínimos cuadrados generalizados (MCG), el cual permite obtener coeficientes insesgados.

La forma funcional utilizada en la ecuación de regresión varía en cada estudio, pero normalmente es lineal o logarítmica; es decir, se realiza la regresión del logaritmo del gasto respecto al logaritmo de alguna o todas las variables independientes. Otras variaciones pueden consistir en intentar considerar la existencia de posibles relaciones no lineales; por ejemplo, introduciendo valores cuadrados de la variable independiente. Si se realiza una estimación de la demanda de servicios de salud, la ecuación estimada proveerá coeficientes para cada variable que permiten establecer la elasticidad de la demanda con respecto de las variables a partir de una regresión.

Las valoraciones individuales de percepción de la propia salud pueden ser poco confiables porque están contaminadas de errores de medición. Como alternativa, Grossman (1972) utiliza la cantidad de tiempo sano (esto es, 365 días menos el número de días de enfermedad), es decir, el *stock* de salud. De esta manera, se puede inferir el estado de salud de los individuos en la muestra y realizar el análisis de regresión con respecto de las diferentes variables independientes. Uno de los aspectos importantes de la teoría de la salud es considerar a la salud como un bien productivo que produce días saludables. El *stock* de salud tiene una tendencia creciente a medida que aumenta el número de días sanos. Esta relación de la función de producción se ilustra en el gráfico 1.13.

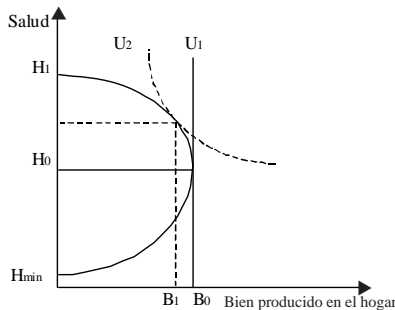
Gráfico 1.13
Función de producción en días saludables



En el gráfico anterior, el eje horizontal mide el *stock* de salud en un determinado período de tiempo. A mayor *stock* de salud, se tendrá mayor número de días saludables, hasta un máximo natural de 365 días. La forma de la curva demuestra el cumplimiento de la ley de retornos marginales decrecientes. El punto H_{min} es el *stock* mínimo de salud, en donde la producción de días saludables tiende a cero, lo que indica la muerte. De esta manera, se podría determinar en qué forma se relaciona el número de días saludables con la productividad de las personas. Cabe resaltar que ante un mayor número de días saludables se tendrá un *stock* de salud mayor.

Una de las implicancias del modelo de producción familiar es que se considera la posibilidad de producir salud H y otro bien producido en el hogar B , teniendo el total del tiempo disponible. El gráfico 1.14 muestra que hay una tasa de intercambio entre las diferentes posibilidades de producción.

Gráfico 1.14
Salud y bienes producidos en el hogar



5. *Métodos de evaluación de los efectos de los programas de bienestar sobre el estado de la salud*

Es posible que los hogares que utilizan los programas sociales sean pobres y, por tanto, sus miembros, principalmente los niños, deberían reportar bajos niveles de salud. Aun es posible que el uso de servicios médicos y de otros programas sociales mejore las condiciones de los miembros de los hogares pobres, pero no en la medida suficiente como para igualar las condiciones de vida de estos a la de los miembros de hogares de medianos y altos ingresos. Usualmente, el investigador debe controlar por todas las diferencias de las características de las personas que participan del programa, así mismo, de los que no participan.

La manera de controlar por las diferencias observadas de los hogares, tales como la educación de la madre y el nivel de gasto per cápita, es utilizar el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). El coeficiente estimado de la variable “Programas sociales” no sería sesgado en la medida que la media de las variables no observadas (capturada en el error de la ecuación) es cero, y las variables no observadas no se correlacionan con características observadas e incluidas como variables explicativas. Este es un tema importante para ser considerado, porque las encuestas de hogares suelen ignorar características de los padres o del niño que son relevantes pero difíciles de observar y de ser recogidas por las encuestas.

Considérese, por ejemplo, que los niños de hogares que utilizan el vaso de leche tienen mayor probabilidad de recibir servicios de salud de establecimientos de baja calidad, y que la calidad de los establecimientos no es adecuadamente medida, dado que la mayor parte de las encuestas incluye reportes de calidad por parte de los usuarios de los servicios de atención de salud. Se considera que la utilización del vaso de leche no tiene efecto alguno en la curación satisfactoria de los niños. Bajo estas circunstancias, si se estima un modelo de MCO de satisfacción de la atención de salud y se omite la variable de calidad, se podría, de manera equivocada, concluir que la variable de utilización del vaso de leche tiene un efecto negativo en la curación de los niños porque el coeficiente de la participación en el programa (Vaso de Leche) incluye el efecto negativo de la baja calidad del establecimiento. Este problema se conoce con el nombre de sesgo causado por variable omitida. Se debe tener en cuenta que si la calidad del establecimiento no estuviera correlacionada con la participación en el Programa del Vaso de Leche, la omisión de la variable calidad no tendría efecto alguno sobre los estimados. Solo las variables

omitidas que están correlacionadas con la participación en el programa generan el problema.

Un segundo problema es el de la “endogeneidad”. Es decir, el de alguna variable explicativa que podría ser determinada de manera conjunta con la participación en el programa social y también con la variable dependiente: el estado de salud de la persona. Por ejemplo, si se incluye en la determinación de la salud infantil, la participación en el Programa del Vaso de Leche y las horas de trabajo de la madre, el procedimiento sería inapropiado. Las tres variables son determinadas simultáneamente en el proceso de decisión del hogar, es decir, son endógenas. Una manera de enfrentar el problema es estimar una forma reducida de la salud infantil, que podría ser medida en términos de los puntajes Z de talla por edad, de tal manera que las variables explicativas sean exógenas. La otra manera consiste en utilizar un conjunto de variables instrumentales no correlacionadas con el estado de salud infantil y capaces de explicar las dos variables: horas de trabajo de la madre y participación en el Programa del Vaso de Leche. Luego, los valores estimados para estas dos variables se emplean en la ecuación del estado de salud infantil.

Otro ejemplo de endogeneidad se da cuando se quiere estimar el efecto de la participación en un seguro de salud sobre el peso de los niños al nacer. El buen cuidado prenatal es usualmente asociado con altos pesos de los niños al nacer, y mujeres con seguros de salud pueden acudir a una mayor cantidad de los servicios prenatales y de mejor calidad. Sin embargo, si se incluyen ambos, la disponibilidad de seguro y el uso de servicios prenatales como variables explicativas del peso del niño al nacer, se podría concluir de manera equivocada que solo el servicio prenatal tiene efecto sobre el peso del niño al nacer. El problema surge porque el uso del servicio prenatal se considera exógeno, cuando en realidad es elegido por la madre e influido por la posesión de un seguro.

Un tercer problema que el investigador de la salud debe enfrentar acontece cuando se intenta obtener resultados y plantear recomendaciones de política a partir de los efectos de un programa de bienestar sobre la salud y solo se utiliza información de las personas que tienen acceso a los programas. Si los usuarios de los programas estuvieran distribuidos de manera aleatoria no habría problema, pero ello desafortunadamente no ocurre así. Inclusive es posible que la selección de los usuarios ocurra sobre la base de factores que los investigadores no observan (i.e. organización de la comunidad, capacidad política de los usuarios, etc.).

Existen tres alternativas o métodos para enfrentar los problemas descritos de variable omitida, endogeneidad y selección. A continuación se discuten brevemente.

5.1 Experimentos

Los efectos de un programa de alimentos o de salud (i.e. vacunación, seguro escolar) podrían evaluarse a través de un experimento aleatorio. Se podría seleccionar de manera aleatoria a un grupo de familias pobres, dentro del cual algunas de ellas usen los programas de bienestar que se desean evaluar. La elección debe ser aleatoria para garantizar que no haya diferencias sistemáticas en las características observadas y no observadas de los hogares elegidos como grupos de usuario y de control. De esta manera, el efecto de la utilización del programa bajo análisis se podría obtener de la comparación de los estados de salud de ambos grupos.

Se debe tener en cuenta que este procedimiento se distingue del denominado “cuasiexperimento”. En este último se selecciona a un grupo de hogares similares que no utilizan el programa de salud o de alimentos bajo estudio y se los compara con el grupo beneficiario. El problema de este procedimiento es que no se asegura que las personas que utilizan el programa y el grupo de control tengan características observadas y no observadas similares.

El principal obstáculo para ejecutar métodos experimentales es el costo que estos involucran. Un segundo problema que afecta la evaluación experimental de los programas de salud o alimentarios está asociado a la dificultad para convencer al administrador de un programa con el propósito de elegir a las personas beneficiarias y de control de manera aleatoria. En general, la población objetivo de los programas está previamente determinada y hay personas que son elegibles. En este caso, los administradores del programa suelen seleccionar la muestra de aquellos que están en mayor necesidad o que se beneficiarían más de utilizar el programa. Este último problema se agrava cuando los administradores tienen que demostrar que están utilizando el dinero del Estado apropiadamente, de acuerdo con objetivos de focalización.

Un tercer problema de un experimento controlado es que este puede dar valiosa y extensa información sobre la participación en un programa de salud en un grupo específico de la población, pero poco puede decir acerca de cómo el programa nacional funciona en el nivel de toda la población.

Por último, debido a la presencia de heterogeneidad entre las personas potencialmente beneficiarias, la elección aleatoria no asegura resultados precisos, salvo en el caso en que el tamaño de la muestra sea suficientemente extensa. Una muestra pequeña tiene el problema que se podría asignar a todas las personas con características A al grupo receptor y a todas las personas con características B al grupo de control.

En conclusión, un experimento con elección aleatoria es una buena alternativa para evaluar los beneficios de un programa de salud o bienestar en la población, pero enfrenta problemas que deben ser tomados en cuenta por el responsable de la evaluación. Sin embargo, técnicas no experimentales –variables instrumentales, modelos fijos y aleatorios– han tomado recientemente un impulso notable en el área de inversión en capital humano. Quizás porque son menos costosas y más rápidas para proveer información a los responsables de política, y también porque involucran un conjunto de métodos de econometría que precisan el proceso de estimación y la posibilidad de evaluar escenarios de política.

5.2 Variables instrumentales

Las técnicas de variables instrumentales (IV) son usualmente utilizadas para enfrentar el problema de variables omitidas, endogeneidad y selección. Es fácil entender el uso de variables instrumentales en el contexto del sesgo en los parámetros provocado por la omisión de variables. Por ejemplo, la regresión del peso del niño al nacer (H) es una función de variables de características del niño, de los padres, y variables comunitarias (X) que son exógenas; y de la participación en el programa de bienestar (P) que es una variable de elección del hogar. De esta manera, el modelo puede ser escrito:

$$H = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 X + \varepsilon \quad (6)$$

El problema consiste en que algunas de las variables no observadas pueden estar correlacionadas con P y con H ; de esta manera, la estimación de MCO genera coeficientes estimados sesgados de β_0 , β_1 y β_2 . La idea del proceso de estimación (IV) es encontrar un conjunto de variables (denominadas instrumentos) que esté correlacionado con la variable P y no con el resto de variables. Otro requerimiento es que los instrumentos sean variables que no pertenezcan a la ecuación H . Si un apropiado conjunto de instrumentos es encontrado para P , el procedimiento de estima-

ción (IV) puede ser llevado a cabo (Theil 1971, Bowden y Turlington 1984).

En la primera etapa del procedimiento (IV), se puede estimar un modelo de MCO de la participación en el programa de salud, donde P es una función de X y de un conjunto de “instrumentos” (F)⁴.

$$P = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 F + \mu \quad (7)$$

El valor predicho de la participación en el programa de salud (P^*) es estimado y se utiliza en reemplazo del valor real en la ecuación (1). De esta manera se tiene:

$$H = \beta_0 + \beta_1 P^* + \beta_2 X + \varepsilon \quad (8)$$

Los errores estándar deben ser ajustados para tomar en cuenta que se está utilizando el valor predicho de P en lugar de su valor observado. Otras variables de carácter endógeno pueden ser instrumentadas en la medida en que exista, por lo menos, un instrumento por cada variable endógena.

Por supuesto, el procedimiento de variables instrumentales encuentra problemas para su estimación. El primero es que a veces es difícil encontrar instrumentos (F) que estén correlacionados con la participación en el programa, pero no correlacionados con las variables omitidas, y que no afecten la variable salud (H). El uso de instrumentos incorrectos puede resultar en coeficientes distorsionados y conducir hacia conclusiones erróneas (Nelson y Startz 1990). Una alternativa a este problema es utilizar variaciones por distrito o por departamento (i.e. valores promedio por *cluster*) como variables instrumentales, que explican la participación en el programa y que se espera no estén correlacionados con el peso del niño al nacer. Es posible, entonces, incluir variables comunitarias, en el nivel de *cluster*, distrito o departamento, que controlen por cualquier característica fija comunitaria que se entienda relevante. Por ejemplo, si se desea estimar los determinantes del peso del niño al nacer, una de las variables explicativas que se suele introducir es el uso de servicios prenatales. Esta última variable es decidida por la madre. Las madres que acuden a servicios prenatales tie-

4. Heckman y MaCurdy (1985) y Newey (1987) mostraron que es más consistente y eficiente utilizar el método de MCO (i.e. modelo de probabilidad lineal) que un modelo logit o probit en la primera etapa de estimación.

nen mayor probabilidad de ser no pobres, vivir en un ambiente adecuado, y tener mayor información sobre los beneficios de los servicios de control prenatal. La variable de control prenatal está correlacionada con variables omitidas asociadas a la madre o al hogar. El procedimiento correcto es utilizar un conjunto de instrumentos que no estén correlacionados con el peso del niño al nacer para estimar el control prenatal (IV), y reemplazar dicho valor en la ecuación del peso del niño.

Por otro lado, la técnica de variables instrumentales también puede ser utilizada para solucionar el problema de errores de medición. Es posible que la medición de la variable de participación en el programa de salud tenga errores. Usualmente, la información recolectada de las encuestas no coincide con los reportes de los administradores de los programas. Estos errores de medición usualmente producen coeficientes sesgados en las regresiones de MCO. Si se dispone de un conjunto de instrumentos no susceptibles de error, es posible obtener un estimado no sesgado del efecto de la participación del programa de salud sobre el peso al nacer de los niños utilizando la instrumentalización de las variables. Como es de esperar, los instrumentos deben estar correlacionados con la participación en el programa y no correlacionados con cualquier variable omitida⁵.

Otra aplicación de las variables instrumentales es la estimación del “corrector” de selección de la muestra. Si se tiene la información del estado de la mujer que accede al programa de salud preventiva del Ministerio de Salud, es posible que los efectos de este programa sobre la salud de las mujeres usuarias estén sesgados porque los encargados de administrar el programa han seleccionado a las mujeres más pobres o con determinadas características. Si este es el caso, entonces, se debe identificar un conjunto de variables que pronostique la selección del programa pero que no tenga efectos sobre la salud de la mujer⁶.

En este caso, la estimación se realiza en dos etapas. Primero se utiliza una regresión dicotómica y se estima la probabilidad de que la mujer sea seleccionada (ecuación 1).

5. Staiger y Stock (1993) plantean una teoría asintótica para la técnica de variables instrumentales donde los instrumentos están débilmente correlacionados con los regresores, y el principal hallazgo es que se puede lograr resultados razonables para una muestra finita.

6. Heckman (1979) y Lee (1982) plantearon un método en dos etapas para corregir los estimados de la técnica de mínimos cuadrados corregidos, de tal forma que se incorpore el hecho de que algunas mujeres tienen una probabilidad mayor que otras de ser seleccionadas por el programa.

$$\text{Ecuación 1: } P = \alpha_2 X_2 + \varepsilon$$

$$\text{Ecuación 2: } Y = X_1 \beta_1 + \mu$$

Si se aplica MCO a la ecuación 2, el resultado será un β sesgado. La ecuación 1 se puede estimar a través de un modelo probit, debido a que la variable dependiente es *dummy*⁷. A partir de esta estimación es posible crear un componente de selección denominado inversa del ratio de Mill, o lambda: $\lambda = f(X_1 \beta_1 / \sigma_1) / [1 - F(-X_1 \beta_1 / s_1)]$, donde $f(\cdot)$ y $F(\cdot)$ son las funciones de densidad y acumulativas de la distribución normal, y σ_1 es la varianza del error.

De esta manera, se puede obtener el MCO corregido y se debe tener en cuenta que algunas de las variables en X_2 deberían formar parte de X_1 . Quizás la dificultad de esta técnica es que se deben encontrar variables que expliquen la selección de las mujeres en el programa, pero que no influyan en el resultado de su salud.

$$\text{Ecuación 3: } Y = X_1 \beta_1 + \delta \lambda + v_1$$

Si el t-estadístico del coeficiente que acompaña al lambda es significativo, entonces “los criterios de elegibilidad de los administradores del programa” generan un problema de sesgo en los estimados, el cual es corregido mediante la aplicación de la ecuación 3. Además, el signo del coeficiente δ puede señalar las características del sesgo de selección. Si el signo de δ es positivo, entonces las variables no observadas que contribuyen a la probabilidad de participación del programa están positivamente asociadas con el estado de la salud de la mujer. Por lo tanto, las mujeres en el programa son las más saludables y con mayores ingresos y educación.

La técnica de variables instrumento es una de las técnicas econométricas más útiles de aplicación para realizar estudios empíricos que utilizan la información de encuestas de hogares o data no experimental. Ya sea bajo errores de medición, omisión de la heterogeneidad al nivel de los hogares, selección u omisión de variables explicativas, el problema de correlación entre las variables del modelo estructural y los errores puede prevalecer. En este caso, el reto para el investigador es determinar adecuadamente el conjunto de variables instrumentales que no presente los problemas señalados. La dificultad consiste en lograr una identificación confiable, lo

7. Toma el valor de 1 si la persona participa en el programa y de 0 de otra manera.

cual requiere más teoría económica e imaginación que la simple utilización de métodos de estimación.

5.3 Modelos de efectos fijos y aleatorios

Se considera una muestra con datos de salud de los niños, en la cual un hogar puede tener más de un niño. En este caso, se puede describir el modelo de la siguiente manera:

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 P_{ij} + \alpha_2 X_{ij} + (v_{ij} + \varepsilon_j) \quad (9)$$

donde i se refiere al niño y j denota a la familia. El término del error tiene dos componentes, v_{ij} que es específico a cada niño y el componente ε_j que es común para todos los niños en el mismo hogar. El primer componente es el factor de heterogeneidad asociado al niño. El segundo componente incluye los aspectos comunes de los niños y los factores genéticos.

Si se resta a los datos observados sus medias por cada hogar y se elimina el factor común, ε_j , del modelo (9), se obtiene:

$$H_i^* = \alpha_1 P_{ij}^* + \alpha_2 X_{ij}^* + v_i \quad (10)$$

Las variables P_{ij}^* y X_{ij}^* se miden en desviaciones de la media específica del hogar. Este procedimiento es el que usualmente se utiliza para incluir el “efecto fijo” de cada hogar. Por lo tanto, si las variables omitidas son las que generan un sesgo en los coeficientes, y estas son constantes en todos los hogares, entonces pueden ser eliminadas con el uso de la técnica de efectos fijos (Lee 1982, Green 1999, Hsiao 1986, Strauss 1990, Senauer y Garcia 1991).

Una primera limitación en la aplicación de la técnica de efectos fijos es que las variables omitidas pueden estar correlacionadas con los individuos; es decir, con características específicas de los niños. Por ejemplo, es posible que los padres solo envíen al Programa del Vaso de Leche a los niños que ellos consideran los más inteligentes o simplemente sus niños favoritos. En este caso, si se considerara solamente las preferencias directas de los padres en favor de niños específicos en su hogar, se obtendrían mejores resultados en la estimación de la salud infantil. Además, si se contara con una base de datos panel; es decir, donde haya información repetida para cada niño a través de cierto período de tiempo, la técnica de los efectos fijos se podría aplicar a cada niño y no a cada familia.

Una segunda limitación en la aplicación es que si el análisis se concentra en los hogares con dos o más niños, ello podría crear un problema de selectividad que requiere ser tomado en cuenta. Por ejemplo, las que se casaron más jóvenes son las que tienen mayor probabilidad de tener más de un niño en cualquier nivel de edad que otras madres. En este caso la corrección por sesgo de selección de la muestra resulta necesaria.

Un tercer problema es que los coeficientes estimados podrían estar sesgados hacia cero por el problema de error de medición. La técnica de desviación de la media no elimina el error de medición.

Por último, utilizar variables ficticias para enfrentar el tema de los efectos fijos podría ser ineficiente. Si se tienen 2.500 madres, algunas de ellas con más de un niño, y se quiere evaluar sus efectos específicos (de la madre), se tendría que perder 2.500 grados de libertad.

Otra alternativa de análisis es la técnica de “efectos aleatorios”. Si se asume que los efectos específicos de la madre están normalmente distribuidos y no están correlacionados con otras variables explicativas del modelo, se podría estimar la media y la variancia del componente del término del error asociado con los efectos específicos de la madre, y utilizar estos estimados para mejorar la eficiencia de los estimados de MCO. Esta técnica de estimación se denomina mínimos cuadrados generalizados (MCG)⁸. Hay que señalar, sin embargo, que el supuesto para aplicar el método de efectos aleatorios puede ser visto como forzado y lejano a la posibilidad de que los efectos específicos de la madre sean ortogonales a las otras variables explicativas del modelo.

Cabe señalar que en la actualidad existen diversas encuestas de hogares de corte transversal que pueden ser utilizadas para evaluar cuantitativamente el comportamiento de las personas y hogares en el mercado de la salud. Los métodos descritos en esta sección pueden ser aplicados con estas bases de datos, las cuales se muestran en el cuadro 1.2.

8. Es discutido de manera amplia por Judge (1988) y Hsiao (1986).

Cuadro 1.2
Lista de encuestas de hogares del Perú disponibles

Encuestas de hogares	Año	Características de la muestra	Contenido	Contacto
I. Encuestas de hogares multipropósito				
1. Encuesta de niveles de vida 1985	1985/ 1986	5.000 hogares.	Características de los individuos y la vivienda. Salud. Gastos e ingresos. Empleo. Programas sociales.	Banco Mundial
2. Encuesta de niveles de vida 1991	1991	3.623 hogares.	Características de los individuos y la vivienda. Salud. Gastos e ingresos. Empleo. Programas sociales.	Banco Mundial
3. Encuesta de niveles de vida 1994	1994	3.623 hogares, y 19.285 individuos.	Características de los individuos y la vivienda. Salud. Gastos e ingresos. Empleo. Programas sociales.	Banco Mundial
4. Encuesta de niveles de vida 1997	1997	3.843 hogares, y 19.575 individuos.	Características de los individuos y la vivienda. Salud. Gastos e ingresos. Empleo. Programas sociales.	Cuánto S.A., Lima, Perú
5. Encuesta de niveles de vida 2000	2000	3.978 hogares, y 19.957 individuos.	Características de los individuos y la vivienda. Salud. Gastos e ingresos. Empleo. Programas sociales.	Cuánto S.A., Lima, Perú
6. Encuesta de hogares 1995 (I, II, III, IV trimestre)	1995	19.575 hogares, y 98.984 individuos.	Características de los individuos y la vivienda. Salud. Gastos e ingresos. Empleo. Programas sociales.	Instituto Nacional de Estadística e Informática. Lima, Perú

continúa

continuación

Encuestas de hogares	Año	Características de la muestra	Contenido	Contacto
7. Encuesta de hogares 1998 (II trimestre)	1998	7.335 hogares, y 32.313 individuos.	Características de los individuos y la vivienda. Salud. Gastos e ingresos. Empleo. Programas sociales.	Instituto Nacional de Estadística e Informática. Lima, Perú
8. Encuesta a jefes de hogares en pobreza extrema 1999	1999	2.045 hogares de 44 distritos pobres.	Características demográficas del hogar y la vivienda. Gastos. Programas sociales.	Universidad del Pacífico eaequez@up.edu.pe

II. Encuestas de hogares especializadas en salud

9. Encuesta de demanda de salud (ENDESA 1995)	1995	1.290 hogares, y 6.366 individuos. En el nivel nacional.	Enfermedad, consultas, tarifas, calidad de los servicios, salud reproductiva, características demográficas, de la vivienda, empleo y gastos.	Universidad del Pacífico roortez@up.edu.pe
10. Encuesta de demanda de salud CLAS 1997	1997	1.200 usuarios de 12 establecimientos CLAS.	Enfermedad, consultas, tarifas, calidad de servicios, características demográficas, de la vivienda, y empleo.	Universidad del Pacífico roortez@up.edu.pe
11. Encuesta de demanda de salud de hogares (ENDESH-Huaraz)	1998	630 hogares, y 3.082 usuarios.	Enfermedad, consultas, tarifas, calidad de los servicios, salud reproductiva, características demográficas y vivienda, empleo.	Universidad del Pacífico roortez@up.edu.pe
12. Encuesta de demanda de salud a usuarios (ENDESU-Huaraz)	1998	340 usuarios de 14 establecimientos.	Enfermedad, consultas, tarifas, calidad de los servicios, salud reproductiva, características demográficas y vivienda, empleo.	Universidad del Pacífico roortez@up.edu.pe
13. Encuesta de Demanda de salud reproductiva (ENDES 1996)	1996	2.818 hogares, y 7.362 individuos.		INEI http:// www.inei.gob.pe

6. Problemas de información en el mercado de la salud

En esta sección no solo se analizarán las decisiones de los individuos con respecto a sus elecciones de inversión en salud, sino también los problemas que están atados a esta elección. Todas las teorías vistas anteriormente son válidas en el caso de que se tenga una perfecta y completa información. Sin embargo, este no es el caso real. La información es uno de los bienes más valiosos. A continuación se presenta cómo realizan los individuos las elecciones bajo incertidumbre, o cuando la información es asimétrica.

6.1 Elección bajo incertidumbre

El consumidor, en los típicos modelos microeconómicos estudiados, escogía aquella canasta de bienes o servicios que maximiza su utilidad. Este modelo asumía la certeza total sobre la elección de las canastas ya que estas serían conocidas durante la selección, pero el supuesto de información perfecta que debe cumplirse no es lo que se observa normalmente. Por ejemplo, en el caso de la demanda por seguros de la salud la incertidumbre está generada por la naturaleza aleatoria de la salud y la enfermedad. Por esta razón, una persona enferma crea un riesgo financiero sobre la aseguradora. Entonces, los seguros de salud aseguran contra este riesgo derivado (Phelps 1997: 331).

Es necesario analizar el comportamiento del consumidor frente al riesgo, pero antes es necesario explicar la función de utilidad esperada de Von Neumann y Morgenstern que combinará linealmente la utilidad de cada nivel de la variable elegida ponderada por su probabilidad objetiva⁹ de ocurrencia. Lo resaltante en esta modelación es que se requiere saber cuánto es el nivel de utilidad para cada elección. La siguiente es la representación matemática de la función de utilidad, que es el valor esperado de la utilidad sobre la elección de posibles niveles de la variable elegida.

$$U \equiv \sum_{i=1}^n u(x_i) \pi_i \quad ; \text{ donde } \quad \sum_{i=1}^n \pi_i = 1$$

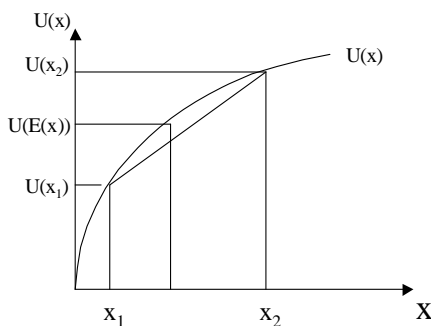
9. Probabilidades objetivas son las referidas a aquellas que se proporcionan como parte de la descripción del objeto. Se modelan como distribuciones de probabilidad sobre un conjunto de los valores de la variable. Kreps, David (1995: capítulo 3).

6.1.1 Tipos de preferencia frente al riesgo

La conducta de los agentes puede ser estudiada según sus preferencias frente al riesgo. Se pueden distinguir tres clases de individuos frente a la presencia de riesgo: (i) individuos adversos al riesgo, (ii) individuos indiferentes o neutrales al riesgo y (iii) individuos amantes del riesgo.

Un agente adverso al riesgo estaría dispuesto a pagar alguna cantidad de dinero por evitar una situación de incertidumbre y obtener utilidad con certeza (Nicholson 1997: capítulo 9). Además, se aprecia que el individuo valora más aquellos valores de las variables sobre los cuales tiene total información, mientras que el resto de combinaciones entre los dos resultados (utilidad esperada) es menor que la utilidad de los mismos resultados pero con total información sobre los mismos. En este caso se cumple que $U(E(x)) > E(U(x))$; es decir, la utilidad del valor esperado es mayor al valor esperado de la utilidad. El gráfico 1.15 muestra el tipo de curva de utilidad de una persona adversa al riesgo.

Gráfico 1.15
Utilidad de un adverso al riesgo



Análogamente, en el caso de los agentes neutrales al riesgo y amantes al riesgo se deberá cumplir que $U(E(x)) = E(U(x))$ y $U(E(x)) < E(U(x))$ respectivamente. Los gráficos 1.16 y 1.17, respectivamente, muestran estas situaciones.

Gráfico 1.16
Utilidad de un neutral al riesgo

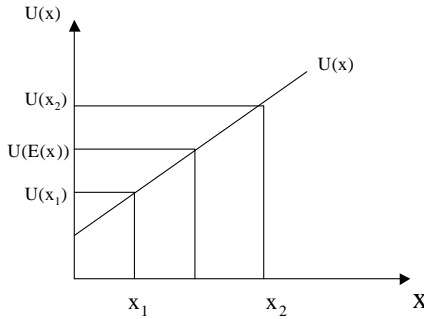
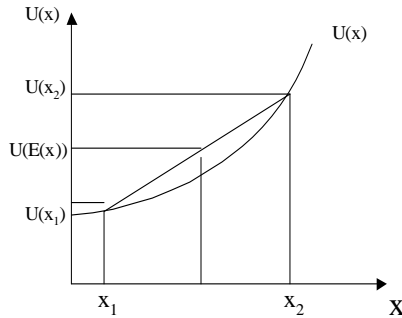


Gráfico 1.17
Utilidad de un amante al riesgo



6.1.2 Utilidad marginal de la riqueza y aversión al riesgo

A la mayoría de las personas no les agrada el riesgo, y la adquisición de seguros de varios tipos ofrece la concreta evidencia de este tipo de desagrado. Las personas están dispuestas a dar un pago a las compañías aseguradoras con el fin de eliminar o disminuir el riesgo de grandes pérdidas (Phelps 1997: 332). La utilidad marginal decreciente para cada nivel de X , asegura que un individuo será adverso al riesgo.

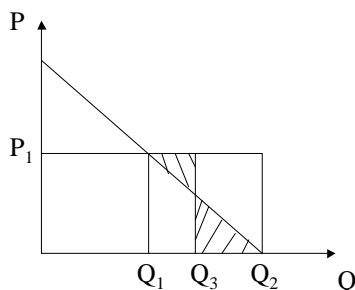
Para explorar analíticamente la naturaleza de la aversión al riesgo se propone el siguiente ejemplo (tomado de Phelps 1997: 334-5). Existe una persona poseedora de preferencias típicas (adverso al riesgo), que actual-

mente tiene S/.20.000 pero sabe que algún riesgo externo puede reducir su riqueza a S/.10.000. Entonces, dadas las probabilidades de ocurrencia, la utilidad esperada sería:

$$U = v(10.000) \times 0,4 + v(20.000) \times 0,6$$

Por la existencia de la utilidad marginal decreciente se puede concluir que $U(10.000)$ es menor que el bienestar $U(20.000)$. Por otro lado, el ingreso promedio que es igual al esperado del ingreso es igual a: $10.000 \times 0,4 + 20.000 \times 0,6 = 16.000$. Se puede observar que según las características del agente la utilidad del promedio del ingreso excede a la utilidad esperada del problema. Este individuo posee preferencias adversas al riesgo.

Gráfico 1.18
Utilidad del individuo



A la diferencia entre la utilidad del valor equivalente con certeza que es S/.13.000 y el ingreso promedio que es de S/.16.000 se le denomina “Prima por riesgo”. Esto representa la máxima cantidad de dinero que una persona adversa al riesgo está dispuesta a pagar para asumir este riesgo. Es decir, el individuo se comporta de manera que maximiza la utilidad esperada.

Este modelo permite entender la razón por la que las personas se aseguran contra los posibles eventos que disminuyan su bienestar por la existencia de riesgo (Phelps 1997: 335). La ganancia que obtiene la persona de una póliza de seguro es simplemente la diferencia entre la prima por riesgo que ellas están dispuestas a pagar y el monto que la compañía aseguradora carga a los asegurados por el riesgo asumido.

6.1.3 Demanda por seguros de salud

Existe un individuo que desea conocer cuál seguro debe adquirir y cuánto de prima debe estar dispuesto a pagar. Entonces, se debe empezar por analizar su función de utilidad esperada. La utilidad esperada de este individuo involucra su riqueza bajo dos posibilidades: enfermedad (p) o salud ($1-p$). Primero, si el individuo se enferma, entonces su riqueza caería del nivel W al nivel $W-L$, con probabilidad $0,05$. Si el individuo permanece sano, entonces su riqueza permanecerá en el nivel W , el cual ocurre con probabilidad de $1 - p$. Entonces, la utilidad esperada se formulará de la siguiente manera:

$$E = pU(W - L) + (1 - p)U(W)$$

Si el individuo se encuentra preocupado por la posible pérdida, entonces el deseará adquirir una póliza de seguro que pague q . El individuo debe elegir el valor de q con el fin de determinar cuál será el seguro que comprará. Por otro lado, se asume que la compañía aseguradora no cubrirá toda la pérdida del individuo, sino solamente una parte. Entonces, el seguro dará un fracción de la pérdida que será establecida mediante el factor α y la nueva utilidad esperada del individuo tendrá la siguiente formulación:

$$W_{\text{enfermo}} = W - L + (1 - \alpha)q \text{ y } W_{\text{sano}} = W - \alpha q$$

$$E(U) = pU(W - L + (1 - \alpha)q) + (1 - p)U(W - \alpha q)$$

La compra de una unidad adicional del seguro incrementa la utilidad esperada del individuo. Esto se da como consecuencia de que si el individuo está enfermo, entonces una cantidad adicional del seguro q incrementará la riqueza en $(1 - \alpha)$ (Folland 1997: 235-6).

6.2 Información asimétrica

Tradicionalmente los modelos estudiados en la teoría económica asumen que los agentes poseían información completa sobre el resto de los agentes. Esto aseguraba, con el resto de supuestos cumplidos, que se llegara al equilibrio óptimo. Al presentarse el problema de la falta información, el equilibrio al cual se llega no necesariamente será el óptimo pues se podría llegar a una solución de equilibrio en la que todos los agentes terminen con un mayor bienestar.

6.2.1 Selección adversa

En el caso del mercado de la salud los pacientes tienen mayor información sobre su salud que las firmas aseguradoras, por lo que existe un sector de los agentes del mercado que poseen más información sobre los restantes. Este problema trae como consecuencias ineficiencia en el equilibrio del mercado de los seguros. Para observar este problema se aplicará el estudio de Akerlof¹⁰, sobre el mercado de seguros de la salud. Al problema que encontró Akerlof se le denominó “selección adversa” y ocurre cuando no se puede distinguir entre los tipos de agentes que existen en el mercado, al no poder discriminar, se llega a una solución que no es óptima.

El estudio de Akerlof describió que la demanda por autos usados iba a establecer un precio muy bajo por el hecho de no distinguirse la calidad de cada auto. En consecuencia las personas que ofrecían un auto en buenas condiciones no podían venderlo al precio vigente, pues ese valor se situaba muy por debajo del valor del auto. En contraste, el mercado se iba a llenar de autos de mala calidad que sí serían vendidos ya que el valor del mercado de sus autos se encontraba igual o por encima. El equilibrio al cual se llegaba desalentaba la oferta de autos usados en buen estado y traía como consecuencia un equilibrio ineficiente en el mercado.

El problema reflejado en el mercado de la salud se debe a la asimetría de información, ya que al tener los aseguradores menor información sobre la salud de los beneficiarios intentarán cobrar mayores primas para asegurar el riesgo de que caiga su beneficio. Por lo que el mercado de seguros se llenará de personas con un alto riesgo de enfermedad y se ofertarán menos seguros al ser la prima por el seguro muy alta. La solución a este problema sería la existencia de algún mecanismo que muestre la diferencia entre la salud de los asegurados. La solución para este tipo de problemas es el **señalamiento**, el cual aplicado al mercado de la salud, se fija mediante la creación de un contrato óptimo. Este contrato, por ejemplo para los seguros de vida, puede establecer que los beneficios para los primeros años se reducen. Esta variante excluiría del mercado aquellos individuos que tuvie-

10. Akerlof afirmaba que ante la imposibilidad del comprador de conocer la calidad de los autos usados antes de la compra, ofrecía un precio debajo del valor de los carros de alta calidad ya que suponía que existían autos de baja calidad en el mercado. La consecuencia era que el mercado se llenaba de autos usados de mala calidad, al ser el precio mayor que el valor de los mismos y menor que el valor de los autos usados de buena calidad (Akerlof 1970: 448-500).

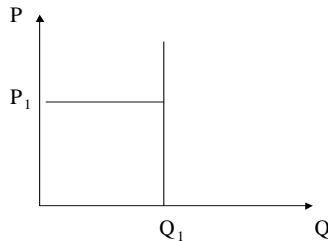
ran alto riesgo y permitiría ofrecer una prima adecuada para los potenciales asegurados con el fin de llegar a un equilibrio óptimo (Kreps 1995: 561-4).

6.2.2 Riesgo moral

El problema de riesgo moral se basa en que el asegurado puede no poner cuidado en los riesgos a los que se expone cuando ya está cubierto por algún seguro. Es decir, una vez que una persona adquiere un seguro de salud, reduce el tiempo y los recursos que le dedica al cuidado de su salud, pues el aseguramiento reduce los costos de la curación. El problema radica en que el asegurador no observa estas acciones que realiza el individuo luego de realizarse el contrato, y los costos de monitoreo son muy elevados. Este problema se resuelve mediante el uso de los “incentivos”¹¹ con el fin de que el individuo no “oculte” la acción.

En el caso del seguro por la salud el problema de riesgo moral puede ejemplificarse de la siguiente manera (ejemplo tomado de Folland 1997: 241-3). Un individuo no estará enfermo en un determinado período con una probabilidad de $0,5 = 1-p$, entonces no se demandará el seguro de salud. Por otro lado, el individuo estará enfermo y contratará un seguro de la salud con una probabilidad de $0,5 = p$. Por otro lado, se asume que la demanda por seguros médicos es totalmente inelástica; esto es que no es sensible a los cambios de precio (ver gráfico 1.19). Se asume que el individuo estaría dispuesto a pagar por el seguro la cantidad de cobertura P_1Q_1 , la cual representa sus gastos que él debe necesitar.

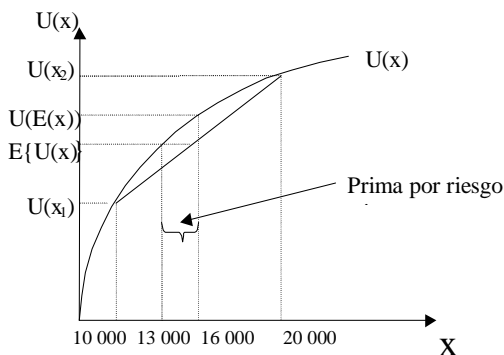
Gráfico 1.19
Demanda inelástica por seguros de salud



11. Es decir, la transacción se estructura de forma que el asegurado lleve a cabo las acciones que el asegurador prefiere (Kreps 1995: 521).

Luego, se supone que debido al ingreso y las preferencias por el cuidado de su salud, la curva de demanda por seguro de salud se torna sensible al precio (ver gráfico 1.20). Si se asume que el seguro paga la pérdida L completa, entonces este seguro hace que el tratamiento sea libre. Esto se debe a que el precio del individuo es 0, el demandaría Q_2 unidades de seguro, de un costo total por el servicio de $P_1 Q_2$. Este costo es mucho mayor que el costo $P_1 Q_1$.

Gráfico 1.20
Demanda regular por seguros de salud



Este resultado responde a una de dos posibilidades que no fueron un problema anteriormente:

- a) Si la compañía aseguradora carga la prima $0,5P_1 Q_1$ para el seguro, la compañía perdería dinero. Esto ocurre porque los pagos esperados serían $0,5P_1 Q_2$, los cuales son grandes.
- b) Si la aseguradora carga la prima apropiada $0,5P_1 Q_2$ por el seguro, el individuo puede no comprar el seguro. Este monto puede exceder los gastos médicos que el individuo tendría que gastar en promedio para cuidarse él mismo.

Esta respuesta racional por adquirir el seguro dada la sensibilidad de la demanda ante el cambio de precio es el caso de riesgo moral. Se refiere al incremento del uso de los servicios cuando el conjunto de riesgos conduce a los costos marginal decrecientes para los servicios. Además, se refiere a la reducción de los incentivos por parte del seguro para reducir la probabilidad de pérdida. El análisis descrito muestra que los costos del riesgo moral y del exceso de prima hacen que el individuo no compre el seguro.

Bibliografía

- Akerlof, George (1970). "The Market of 'Lemons': Quantitative Uncertainty and Market Mechanism", en *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 84, pp. 448–500.
- Becker, Gary (1965). "A Theory of Allocation of Time", en *Economic Journal*. Vol. 75, pp. 493-517.
- Bergner, M. (1987). "Health Status Measures: An Overview and Guide for Selection", en: *Annual Review of Public Health*. Vol. 8, pp. 191-210.
- Bowden, Roger y Darrell Turlington (1984). *Instrumental Variables*. New York: Cambridge University Press.
- Folland, Sherman; Allen Goodman y Miron Stano (1997). *The Economics of Health and Health Care*. Segunda edición, New Jersey: Prentice Hall.
- Green, William (1999). *Análisis econométrico*. Madrid: Prentice Hall Iberia.
- Grossman, M. (1972a). "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", en *Journal of Political Economy*. Vol. 80.
- (1972b). *The Demand for Health: a Theoretical and Empirical Investigation*, Cambridge, Massachusset: National Bureau of Economic Research, (Occasional Paper 119).
- Heckman, James (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", en *Econometrica*. Vol. 47, pp. 153-61.
- Heckman, James y Thomas MaCurdy (1985). "A Simultaneous Equations Linear Probability Model", en *Canadian Journal of Economics*. Vol. 18, pp. 28-37.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*. New York: Cambridge University Press.
- Instituto Cuánto (1995). *Encuesta nacional de hogares sobre medición de niveles de vida 1994 (ENNIV 1994)*. Lima: Instituto Cuánto.
- (1998). *Encuesta nacional sobre medición de niveles de vida 1997 (ENNIV 1997)*. Lima: Instituto Cuánto.
- (2001). *Encuesta nacional sobre medición de niveles de vida 2000 (ENNIV 2000)*. Lima: Instituto Cuánto.
- Jette, P. (1980). "Health Status Indicators: Their Utility in Chronic-Disease Evaluation Research", en *Journal of Chronic Diseases*. Vol. 33, pp. 567-79.
- Judge, G. George *et al.* (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. New York: John Wiley and Sons.
- Kreps, David (1995). *Curso de teoría económica*. Madrid: McGraw-Hill.
- Lee, Lung Fei (1982). "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias", en *Review of Economics Studies*. Vol. 59, pp. 355-71.
- Liang, J. (1986). "Self Reported Physical Health among Aged-Adults", en *Journal of Gerontology*. Vol. 41, pp. 248-60.

- Nelson, Charles y Richard Startz (1990). "The Distribution of Instrumental Variable Estimator and its t-ratio when the Instrument is a Poor One", en *Journal of Business*, pp. S125-S140.
- Newey, Whitney (1987). "Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models", en *Journal of Econometrics*. Vol. 36, pp. 231-50.
- Nicholson, Walter (1997). *Teoría microeconómica: principio básicos y aplicaciones*. Sexta edición, Madrid: McGraw-Hill.
- Phelps, Charles E. (1997). *Health Economics*. Segunda edición, Addison-Wesley Educational Publishers.
- Rosenzweig, M. R. y T. P. Schultz (1983). "Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs, and their Effects on Birth Weight", en *Journal of Political Economy*. Vol. 91, pp. 723-46.
- Senauer, Benjamin y Marito Garcia (1991). "Health Status of Preschool Children: An Analysis with Longitudinal Data", en *Economic Development and Cultural Change*. Vol. 39, No. 2, pp. 371-89.
- Staiger, Douglas y James H. (1993). *Stock, Instrumental Variables Regression with Weak Instruments*, Cambridge, Massachusset: National Bureau of Economic Research, (Technical Paper 151).
- Stanfield, B. (1974). "Measurement of Outcome: A Proposed Scheme", en *Milbank Memorial Fund Quarterly*. Vol. 52, pp. 39-50.
- Strauss, John (1990). "Household, Communities, and Preschool Children's Nutrition Outcomes: Evidence from Rural Côte D'Ívoire", en *Economic Development and Cultural Change*. Vol. 38, No. 2, pp. 231-61.
- Theil, Henry (1971). *Principles of Econometrics*. New York: Wiley.
- UNICEF-OMS (1990). *Innocenti Declaration*. Florencia.
- Ware, J. E; M. R. Snyder y R. Wright (1983). "Defining and Measuring Patient Satisfaction with Medical Care", en *Evaluation and Program Planning*. Vol. 6, pp. 247-63.
- World Health Organization. [Http://www.who.int/aboutwho/en/definition.html](http://www.who.int/aboutwho/en/definition.html)

2

Econometría y técnicas de estimación

Rafael Cortez
Manuel Luy

Introducción

La teoría económica hace afirmaciones o formula hipótesis de naturaleza básicamente cualitativa, y no proporciona una medida cuantitativa de las relaciones entre variables de interés. Sin embargo, para el buen ejercicio de la política social, y en general para la toma de decisiones, es fundamental contar con una noción de la magnitud de la sensibilidad de la variable bajo escrutinio ante cambios en algunas de las variables explicativas del modelo económico empleado. Por esta razón, el analista requiere de la econometría para obtener estimaciones y complementar, con contenido empírico, la teoría económica.

Para exponer mejor la idea planteada en el párrafo anterior, conviene tomar un ejemplo ilustrativo de la teoría microeconómica. En ella se sostiene que, manteniendo constantes otros factores, la reducción en el precio de los servicios de atención en salud debe traducirse en un aumento de la demanda. Es decir, la teoría económica postula la existencia de una relación inversa entre el precio y la cantidad demandada de estos servicios. Sin embargo, una medida numérica de la relación entre estas variables solo puede ser obtenida utilizando algún método de estimación aplicado sobre alguna muestra de la realidad. Además, estas medidas, por el tipo de conclusiones que permiten alcanzar, resultan de vital importancia en la toma de decisiones.

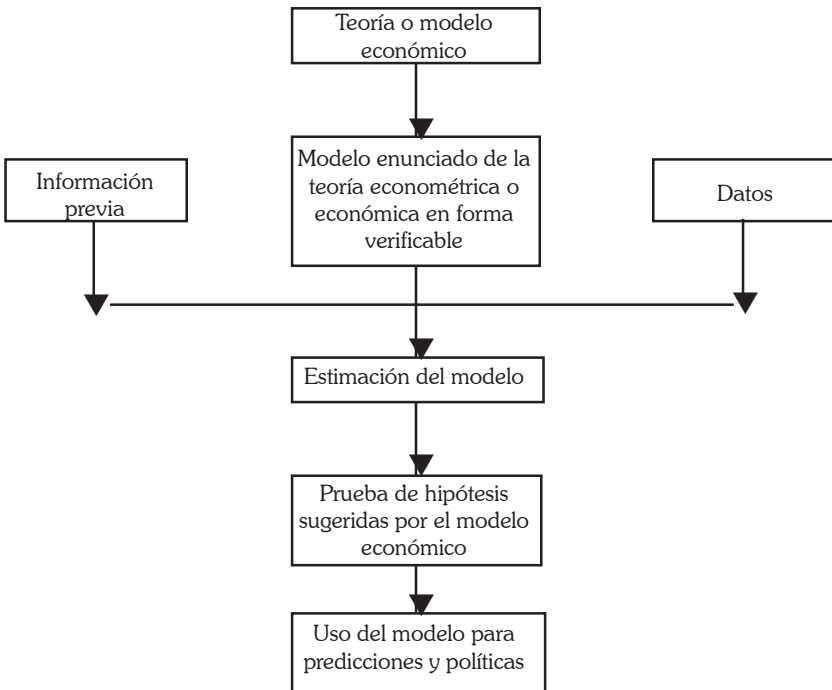
Por ejemplo, podrían determinar que solo haría falta reducir levemente el precio de determinados servicios de salud para que la cantidad demandada se incremente considerablemente; o que el precio no tiene mayor relevancia en la cantidad requerida y, por tanto, son otros los factores relevantes que explican su demanda (como el tiempo de espera, el trato de los médicos, la disponibilidad de medicinas, etc.). De este modo, si se conoce, por medio de estimaciones, la elasticidad precio de la demanda por cada servicio, la política de precios por los servicios de salud podría confeccionarse para que sea más consistente con la realidad de sus usuarios.

Finalmente, la metodología que se utiliza para el análisis econométrico es la siguiente:

- a) Formulación de la problemática existente y su relación con la teoría económica.
- b) Formulación de los modelos econométricos en una forma verificable empíricamente.
- c) Estimación y comprobación de estos modelos con los datos observados. Esta parte constituye el aspecto de inferencia del trabajo econométrico.
- d) Uso de los modelos para propósitos de predicción y formulación de políticas.

En el gráfico 2.1 que se presenta a continuación, se detalla esta metodología.

Gráfico 2.1
Metodología del análisis econométrico



1. Análisis de regresión

Una de las herramientas más utilizadas en el trabajo econométrico es el análisis de regresión, el cual explica el comportamiento de una variable, denominada endógena, mediante un conjunto de k variables explicativas (denominadas exógenas) y una variable aleatoria, o término de error, que se caracteriza por ser no observable y, por consiguiente, carente de significado conceptual económico. Una regresión se denota genéricamente de la siguiente manera:

$$y = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_k, \mu / \beta) \quad (1)$$

En esta representación, la variable endógena ha sido denotada como y , las variables observables constituyen el vector x , de dimensión $k \times 1$, μ representa el término de error, y la relación de dependencia entre la variable endógena y el vector de variables exógenas envolverá, generalmente, un vector de parámetros que se denota por β .

Para analizar empíricamente la relación planteada en (1), es decir utilizando datos reales, se recoge información muestral que consiste en una lista ordenada de valores numéricos de las variables $y, x_1, x_2, x_3, \dots, x_k$. Este análisis se puede realizar tanto para datos de series temporales, en las que se dispone de información acerca de las variables a lo largo del tiempo (los datos pueden tener una frecuencia diaria, semanal, mensual, anual, etc.), como para datos de corte transversal, en el cual se tiene información de diversos agentes de naturaleza similar en un mismo período de tiempo.

En los temas vinculados a la economía de la salud, por lo general se utilizan datos de corte transversal, obtenidos a partir de encuestas o censos en el nivel de hogares, por lo que la siguiente sección tratará este tipo de análisis.

Durante la última década en el Perú, se han recopilado diversas encuestas de niveles de vida, lo cual constituye una valiosa contribución para los investigadores dedicados a analizar el comportamiento de los hogares e individuos en diversos mercados: laboral, financiero, agrícola, educacional y de la salud. Entre las principales y más recientes encuestas destacan: *Encuesta nacional sobre medición de niveles de vida*, ENNIV, 1985-1986, 1990, 1991, 1994, 1997 (Instituto Cuánto S.A); *Encuesta nacional de hogares*, ENAHO, 1995, 1997 y 1998 (INEI); *Encuesta demográfica y de salud familiar*, ENDES, 1996 (INEI); *Encuesta de victimización en Lima Metropolitana*, 1998 (INEI); *Encuesta de demanda de salud*, ENDESA 1995; *Encuesta de demanda de salud a usuarios*, ENDESU 1998; y *Encuesta de*

demanda de salud a nivel de hogares, ENDESH 1998. Las tres últimas fueron diseñadas y recopiladas por el Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP) y están disponibles para su uso a solicitud del interesado.

2. *La econometría de corte transversal*

Cuando se utiliza una muestra de corte transversal se emplea el subíndice i para denotar los valores de las variables correspondientes a la unidad i -ésima. Es decir, por ejemplo, para el caso de una encuesta, se utilizará el subíndice $i = 10$ para denotar a la décima persona entrevistada. De este modo, se dispone en realidad de una lista de relaciones:

$$y_i = f(x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}, \dots, x_{ki}, \mu_i / \beta), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

de los valores correspondientes $y_i, x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$ que componen cada una de las n observaciones muestrales.

El presente capítulo explicará únicamente relaciones de dependencia lineal de la siguiente forma:

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \mu_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

que se conoce con el nombre de modelo lineal general. En él, los componentes del vector β son los coeficientes de las variables explicativas en el modelo lineal. Por su parte, la variable aleatoria μ_i , o término de error, entra aditivamente en el modelo y no precisa ir acompañada de ningún coeficiente.

En muchas ocasiones, el modelo de relación incorpora un término constante que busca explicar el valor al que se aproximaría la variable endógena, si todas las variables exógenas tomaran el valor de cero. En este caso, el modelo sería:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \mu_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

Ejemplo 1:

Un investigador se propone medir la proporción del ingreso que cada familia limeña destina para la compra de medicinas. Para ello, posee una

encuesta realizada a n familias de la ciudad con información acerca de su ingreso total anual, los impuestos que paga cada año y el dinero que gasta en medicamentos en el mismo período. Con esta información, especifica el modelo:

$$\text{Consumo en medicinas} = \beta_1 + \beta_2 \text{ ingresos totales} + \beta_3 \text{ impuestos} + \mu_i, i = 1, 2, \dots, n$$

El investigador esperará obtener un valor positivo para β_2 , en vista de que espera una relación positiva entre el gasto de las personas y el consumo de medicinas. Asimismo, esperará un signo negativo para β_3 , ya que a mayores impuestos se tendrá que consumir menos medicamentos. La ventaja adicional provista por el análisis econométrico, en este caso, consiste en que, además de indicar el signo esperado, muestra la proporción del ingreso que cada familia desembolsa en medicamentos. En este sentido, si se considera como el ingreso disponible de cada familia a su ingreso total menos los impuestos que paga ($\beta_2 - \beta_3$), representaría la proporción del ingreso disponible que las familias gastan en medicinas. De este modo, si $\beta_2 = 0,2$ y $\beta_3 = 0,05$, se puede concluir que las familias destinan el 15% de sus ingresos disponibles a medicamentos y que, por cada sol que se les descuenta en impuestos, podrán gastar 5 centavos más en ellos.

Los modelos más utilizados por los investigadores de la economía de la salud y sus respectivas metodologías de estimación se resumen en el cuadro 2.1.

Cuadro 2.1
Modelos y metodologías de estimación

	Tipo de variable endógena	Metodología de estimación
Continua	<ul style="list-style-type: none"> Normal Variable endógena como explicativa Con sesgo de selección 	<ul style="list-style-type: none"> Mínimos cuadrados Mínimos cuadrados en dos etapas Procedimiento de Heckman
		<ul style="list-style-type: none"> Binomial Multinomial
<ul style="list-style-type: none"> Probit ordenado o Logit 		
<ul style="list-style-type: none"> Depende de cada etapa de estimación 		

3. Modelos con variables endógenas continuas

3.1 Variables dependientes continuas normales

Estas variables se caracterizan por poder tomar cualquier valor, por ejemplo: la disposición a pagar por un bien o servicio, el ingreso de una persona, el precio de un producto, etc. Tomando el primer ejemplo, supóngase que se desean estimar los determinantes de la disposición a pagar por una consulta de medicina externa. Para ello, se cuenta con información de una encuesta en la que se preguntó acerca de la disposición a pagar por este tipo de consultas, los ingresos y la edad de cada uno de los entrevistados. Además, se sabe que la verdadera disposición a pagar viene determinada por:

$$\text{Pago} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ingreso} + \beta_2 \text{Edad} \quad (5)$$

Sin embargo, la función de regresión poblacional (Gujarati 1990) no se puede observar directamente, sino que se estima a partir de la función de regresión muestral:

$$\text{Pago} = \beta_0^e + \beta_1^e \text{Ingreso} + \beta_2^e \text{Edad} + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$= \text{Pago}^e + \varepsilon_i \quad (7)$$

donde Pago^e es el valor estimado (media condicional) de pago.

La relación (7) también puede expresarse de la siguiente manera:

$$\varepsilon_i = \text{Pago} - \text{Pago}^e \quad (8)$$

$$= \text{Pago} - \beta_1^e \text{Ingreso} - \beta_2^e \text{Edad} \quad (9)$$

lo cual muestra que los residuos ε_i son simplemente las diferencias entre los valores reales y los estimados de pago.

De este modo, se busca determinar una función de regresión muestral que explique, de la mejor manera posible, la disposición a pagar de los individuos. Con este fin, se puede sugerir una función que minimice la sumatoria de los residuos ε_i , ponderando igualmente cada uno de ellos; sin embargo, en este proceso se pueden anular residuos positivos y negativos, lo que podría sobrestimar el ajuste del modelo. Este problema se evita utilizando el criterio de los mínimos cuadrados, según el cual la función de regresión muestral se puede plantear en forma tal que:

$$\sum \varepsilon_i^2 = \sum (Y_i - Y_i^e)^2 \quad (10)$$

resulte ser tan pequeña como sea posible, en donde ε_i^2 representa los residuos al cuadrado.

Al elevar al cuadrado los residuos, se le asigna más peso a los mayores (es decir, se castiga el modelo que presente valores estimados más alejados de la realidad) y se evita la anulación de efectos entre residuos positivos y negativos. Una justificación adicional para el método de mínimos cuadrados radica en que los estimadores obtenidos mediante este método tienen propiedades muy deseables desde el punto de vista estadístico¹.

Si se cuenta con n observaciones muestrales y se denota la variable endógena como y (vector de $n \times 1$), las k variables exógenas como x (cada una representa un vector de $n \times 1$, y juntas pueden ser agrupadas en una matriz X de orden $n \times k$) y el vector de estimadores como β^e (vector de $k \times 1$), la ecuación que se debe minimizar para obtener el estimador de mínimos cuadrados ordinarios es:

$$\text{Min } SR(\beta^e) = \min (y'y - 2\beta^e'X'y + \beta^e'X'X\beta^e) \quad (11)$$

Derivando con respecto al vector β^e en (11), se obtiene:

$$\frac{\partial SR(\beta^e)}{\partial \beta^e} = \frac{\partial u^e'u^e}{\partial \beta^e} = -2X'y + 2X'X\beta^e \quad (12)$$

Además, la solución al problema de minimización requiere que este vector gradiente sea igual a cero, es decir, que:

$$(X'X)\beta^e = X'y \quad (13)$$

En este sentido, puesto que $X'X$ es una matriz de $k \times k$ y $X'y$ un vector de $k \times 1$, la solución a la ecuación matricial (13) es en realidad un sistema de n ecuaciones lineales y k incógnitas conformadas por los coeficientes desconocidos $\beta_1^e, \beta_2^e, \dots, \beta_k^e$. Este sistema se denomina sistema de ecuaciones normales y tiene generalmente una única solución. Dicha solución es el estimador de mínimos cuadrados ordinarios del vector β , que puede escribirse como²:

$$\beta^e = (X'X)^{-1} X'y \quad (14)$$

1. Estas propiedades se encuentran en detalle en Novales 1993.
2. Para una versión desarrollada del sistema de ecuaciones normales ver Novales 1993.

3.2 Variables dependientes continuas que presentan variables endógenas como explicativas

Para la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, se asume -como uno de los supuestos fundamentales- que todas las variables explicativas son predeterminadas, es decir, que no dependen de ninguna otra variable, o dicho de otra manera, que son exógenas. Sin embargo, existen modelos -como los de oferta y demanda- en los que la variable que se quiere explicar depende de variables explicativas que, a su vez, son causadas por otras variables. Por ejemplo, si se desea calcular la cantidad demandada de un servicio de salud, es lógico pensar que dependa del precio del servicio, pero el precio (y el servicio) es en cierta forma elegido por el usuario y, por tanto, puede depender del nivel de ingreso de los demandantes, así como de la cantidad de equilibrio del servicio.

En este sentido, cuando en un modelo existen variables explicativas que no son predeterminadas, sino que son causadas por otras variables, la estimación debe realizarse utilizando la metodología de mínimos cuadrados en dos etapas, en lugar de la de mínimos cuadrados ordinarios. Este proceder resulta necesario porque si no se cumple el supuesto de que las variables explicativas no son estocásticas, los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios resultarán sesgados e inconsistentes, es decir, su esperanza condicional nunca será igual al verdadero valor del parámetro, ni siquiera en la medida en que crezca el tamaño de la muestra.

En el sistema de ecuaciones que se presenta a continuación:

$$Y_{1i} = \beta_{10} + \beta_{12} Y_{2i} + \gamma_{11} x_{1i} + \mu_{1i} \quad (15)$$

$$Y_{2i} = \beta_{20} + \beta_{22} Y_{1i} + \gamma_{21} x_{1i} + \mu_{2i} \quad (16)$$

donde Y_1 e Y_2 son variables mutuamente dependientes o endógenas, y x_1 es una variable exógena, y donde μ_1 y μ_2 son los términos de perturbación estocástica, las variables Y_1 e Y_2 son ambas estocásticas. Por lo tanto, la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a cada ecuación, individualmente, generará estimadores inconsistentes. Razón por la cual es recomendable emplear mínimos cuadrados en dos etapas.

Ejemplo 2: el modelo de oferta y demanda de servicios de salud

Como se sabe, el precio P y la cantidad Q de un servicio cualquiera, en un modelo de oferta y demanda, se determinan, en términos gráficos,

por la intersección de las curvas de oferta y demanda de dicho servicio. Suponiendo que las funciones de oferta y demanda son lineales y agregando a cada una el término de error μ_1 y μ_2 , las funciones empíricas de demanda y oferta pueden escribirse de la siguiente manera:

$$\text{Demanda} \quad Q_i^d = \alpha_0 + \alpha_1 P_i + \mu_{1i} \quad (17)$$

$$\text{Oferta} \quad Q_i^o = \beta_0 + \beta_1 P_i + \mu_{2i} \quad (18)$$

donde: Q^d = cantidad demandada

Q^o = cantidad ofertada

i = persona i -ésima

α y β = parámetros.

A priori, se espera que α_1 sea negativo (curva de demanda con pendiente negativa) y que β_1 sea positivo (curva de oferta con pendiente positiva). Entonces, no resulta difícil comprobar que P y Q son variables conjuntamente dependientes.

Si por ejemplo, μ_{1i} en (18) cambia debido a variaciones en otras variables que afectan a Q^d (tales como riqueza, gustos o ingreso), la demanda se desplazará hacia arriba si μ_{1i} es positivo y hacia abajo, si fuera negativo. En este sentido, un desplazamiento en la demanda altera tanto el precio P como la cantidad Q . De igual forma, un cambio en μ_{2i} (debido a huelgas, mal tiempo, etc.) desplazará la curva de oferta, afectando tanto a P como a Q . Por causa de esta dependencia simultánea entre Q y P , μ_{1i} y P_i en (17) y μ_{2i} y P_i en (18) no pueden ser independientes. Por tanto, una regresión de Q en P como la de (17) violará otro supuesto fundamental del modelo de regresión por mínimos cuadrados ordinarios: el de no correlación entre las variables explicativas y el término de error.

La estimación de mínimos cuadrados en dos etapas consiste en construir una regresión auxiliar para cada una de las variables endógenas incluidas como explicativas. Cada regresión auxiliar tiene como variable por explicar a una de dichas variables endógenas, y como explicativas a todas las variables predeterminadas del modelo de ecuaciones simultáneas. En otras palabras, se estiman estas regresiones auxiliares para generar datos para la variable endógena correspondiente.

Si se denota por Y_1^e la matriz de observaciones generada de este modo por las regresiones estimadas de cada una de las variables en Y_1 , sobre todas las variables predeterminadas (X), se tiene:

$$Y_1^e = X(X'X)^{-1} X'Y_1 \quad (19)$$

Las propiedades de estas series generadas son:

- Por ser predicciones muestrales de una variable endógena (una variable en Y_1), estarán correlacionadas con dicha variable.
- Por ser una combinación lineal de las variables predeterminadas con una matriz de coeficientes igual a $(X'X)^{-1} X'Y_1$, las variables Y_1^e no estarán correlacionadas con el término de error de la ecuación en estudio.

Con estas estimaciones concluye la primera etapa del proceso. En una segunda etapa, las predicciones obtenidas a partir de estas regresiones auxiliares se utilizan en la ecuación de partida en lugar de las variables endógenas que en ella aparecen como explicativas. Una vez realizada esta sustitución, se estima la ecuación por mínimos cuadrados ordinarios, por lo que las estimaciones mínimo-cuadráticas de la segunda etapa son la solución al sistema de ecuaciones normales:

$$\begin{pmatrix} Y_1^e & X_1^e \\ X_1^e & Y_1^e \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_1^e \\ X_1^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_1^{MC2E} \\ \beta_1^{MC2E} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_1^e \\ X_1^e \end{pmatrix} \quad (20)$$

donde y_1 es el vector de observaciones de la variable endógena de la ecuación.

El estimador de mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación planteada con estas nuevas variables explicativas, se conoce como el estimador de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) de la ecuación. La mención de las dos etapas proviene de los dos niveles en que se utilizan mínimos cuadrados. En la primera etapa se usan mínimos cuadrados para estimar las regresiones auxiliares de las que se construirá la matriz Y_1^e ; mientras que en la segunda etapa se realiza por mínimos cuadrados la regresión final, en la que aparecen como explicativas las variables Y_1^e .

Volviendo al ejemplo 2, para estimar la cantidad demandada se tendría que seguir el siguiente procedimiento:

- Estimar por mínimos cuadrados ordinarios el precio del servicio, incluyendo como explicativas diversas variables predeterminadas. A partir de esta estimación, construir la variable precio.
- Incluir la variable construida en (a) para estimar la cantidad demandada. Los estimadores obtenidos mediante este procedimiento resultarán insesgados y consistentes.

4. Modelos con variables endógenas discretas

4.1 Modelos binomiales

Los modelos binomiales son aquellos que tienen como objetivo explicar variables dependientes discretas que presentan dos opciones. De esta manera, por ejemplo, se modela el proceso mediante el cual una persona escoge entre dos alternativas, buscando aquella que le brinde mayor utilidad.

Así, si se define:

$$U_{ij}^* = \beta'x_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (21)$$

donde U_{ij}^* es la utilidad que recibe el individuo i al escoger la alternativa j , dicha utilidad estará en función de un conjunto de variables explicativas x_{ij} , a través de los parámetros β , los cuales pueden o no depender de las alternativas de elección.

Una aplicación ejemplar de este tipo de modelos se da en el estudio de los determinantes del uso de métodos anticonceptivos. En este contexto, se parte de que dichos métodos serán usados si la utilidad que provee su empleo (U_{ij}^*) es positiva. En este caso, la variable endógena quedaría definida de la siguiente forma:

$$Y_i = \begin{cases} = \text{Uso de métodos anticonceptivos.} \\ = 1 \longrightarrow \text{utiliza algún método} & (\text{dado que } U_{ij}^* > 0). \\ = 0 \longrightarrow \text{no utiliza ningún método} & (\text{dado que } U_{ij}^* < 0). \end{cases}$$

Este tipo de modelos no se debe estimar por mínimos cuadrados ordinarios, ya que en ese caso se utilizaría el modelo lineal general que relaciona directamente la variable dicotómica con las explicativas, de forma que: $y_{ij} = \beta'x_{ij} + \varepsilon_{ij}$. Ello generaría los siguientes problemas³:

- Nada restringe a $y_{ij} = \beta'x_{ij} = Pr(y_{ij} = 1)$ de estar entre 0 y 1.
- El error de esta especificación es heterocedástico.
- El error no es normal sino binomial.

Un enfoque alternativo que soluciona estos problemas de estimación es asumir una función de densidad específica para los errores de (21) y

3. Para una presentación detallada de cada uno de estos problemas de estimación y su forma de corrección véase Gujarati 1990.

trabajar con el método de máxima verosimilitud, concentrando el interés en:

$$P_i = \text{Prob}(y_i = 1) = \text{Prob}[e_i > -\beta'x_{ij}] \quad (22)$$

$$= 1 - F[-\beta'x_{ij}] \quad (23)$$

en donde F es la función de distribución acumulada de ε . El uso de la $F(\cdot)$ garantiza dos propiedades que se observan en este tipo de modelos: la probabilidad estimada fluctúa entre 0 y 1, y varía de acuerdo con los valores que toman las explicativas, siendo su sensibilidad más alta en los valores intermedios de estas últimas que en sus extremos.

Si la distribución de ε es simétrica, entonces $1 - F(-Z) = F(Z)$, y es posible escribir:

$$P_i = F[\beta'x_{ij}] \quad (24)$$

Puesto que las U_i observadas son solo realizaciones de un proceso binomial cuyas probabilidades están dadas por (24), es posible escribir la función de verosimilitud como:

$$L = \prod_{y_i=1} P_i \prod_{y_i=0} (1 - P_i) \quad (25)$$

La forma funcional para F en (24) dependerá de la distribución sujeta para el término de error ε . Si la distribución acumulada de ε_i es logística, se tiene el llamado modelo logit. En este caso:

$$F(Z_i) = \frac{\exp(Z_i)}{1 + \exp(Z_i)} \quad (26)$$

Por lo tanto:

$$\log \frac{P_i}{1 - P_i} = \beta'x_{ij} \quad (27)$$

Análogamente, si los errores ε_i siguen una distribución normal estándar, se tiene un modelo probit. En este caso:

$$F(Z_i) = \int_{-\infty}^{Z_i/\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \quad (28)$$

La maximización de la función de verosimilitud (25) para los modelos probit o logit se logra por medio de métodos no lineales de estimación.

Debido a que las distribuciones acumuladas normales y logísticas se encuentran próximas entre sí, salvo en los extremos, no es probable obtener resultados muy diferentes aplicando (26) o (28), es decir, el método logit o probit, a menos que las muestras sean grandes (de modo que se tenga suficientes observaciones en los extremos). Sin embargo, los estimados de los parámetros β_i que resultan de ambos métodos no son directamente comparables. Ya que la distribución logística tiene una varianza de $\pi^2/3$, los estimados de β_i obtenidos a partir del modelo logit deben multiplicarse por $\sqrt{3/p}$ para ser comparables con los estimados obtenidos del modelo probit (donde se normaliza igualando la desviación estándar a 1).

4.2 Modelos multinomiales

Los modelos multinomiales son aquellos cuyo objetivo es explicar variables dependientes discretas, pero de múltiples opciones; de forma tal que se modela el proceso a través del cual una persona escoge entre diferentes alternativas, de acuerdo con aquella que le dé la más alta utilidad.

De esta forma, si se define:

$$U_{ij}^* = \beta' x_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (29)$$

en donde U_{ij}^* es la utilidad que recibe el individuo i al escoger la alternativa j , dicha utilidad estará en función de un conjunto de variables explicativas x_{ij} , a través de los parámetros β , que pueden o no depender de las alternativas de elección.

El modelo general se basa en la resolución de la función de verosimilitud construida a partir de la función de distribución conjunta de cada uno de los individuos de la muestra. Es decir:

$$L = \prod_{i=1}^n P_{i1}^{Y_{i1}} \cdot P_{i2}^{Y_{i2}} \cdot \dots \cdot P_{im}^{Y_{im}} \quad (30)$$

en donde Y_{ij} toma el valor de 1 si el individuo i escoge la categoría j , y P_{ij} es la probabilidad de elegir dicha categoría atribuible a dicho individuo. La especificación de las probabilidades estará en función del tipo de modelo multinomial con el que se esté trabajando, el cual depende a su vez de la forma de la variable que se desea explicar.

4.2.1 Variables dependientes no ordenadas

Son aquellas que se caracterizan por especificar un conjunto de posibles alternativas que no presentan una relación de orden entre ellas, por ejemplo: ocupación del jefe del hogar, profesión u oficio de la persona que lo atendió en el establecimiento de salud, lugar de atención, pasatiempos, modos de transporte, marcas de cigarrillos, etc. Tomando el primer ejemplo, supóngase que se desean explicar los determinantes del tipo de ocupación del jefe de hogar de las familias peruanas, de forma tal que la variable se define como:

$$\begin{aligned}
 Y_i &= \text{ocupación del jefe del hogar} \\
 &= 1 \text{ médico} \\
 &= 2 \text{ abogado} \\
 &= 3 \text{ carpintero} \\
 &= \cdot \\
 &= \cdot \\
 &= \cdot \\
 &= m \text{ otros}
 \end{aligned}$$

De esta forma, se tienen en total m categorías no ordenadas. El hecho de que estas no puedan ser relacionadas de acuerdo con algún ordenamiento específico genera la necesidad de establecer un orden a priori a través de la selección de una categoría base o referencial. A partir de ella, se podrá especificar la probabilidad de escoger cada categoría, utilizando un conjunto de modelos binomiales entre ellas y la categoría base, es decir:

$$\begin{aligned}
 \frac{P_1}{P_1 + P_m} &= F(\beta_1' X) \\
 \frac{P_2}{P_2 + P_m} &= F(\beta_2' X) \\
 &\vdots \\
 \frac{P_j}{P_j + P_m} &= F(\beta_j' X)
 \end{aligned} \tag{31a}$$

donde $F(\cdot)$ es la función de densidad de los errores de la ecuación explicativa de la utilidad. A partir de (31a) se define una especificación para P_j y P_m de forma que⁴:

4. Ver Amemiya 1985.

$$P_j = P_j F(\beta_j' X) + P_m F(\beta_j' X)$$

$$\frac{P_j}{P_m} = \frac{F(\beta_j' X)}{1 - F(\beta_j' X)} = G(\beta_j' X)$$

donde $G(\cdot)$ es la función de densidad de la diferencia de los errores de las ecuaciones explicativas de la utilidad que proveen las alternativas j y m . A partir de (31b), se puede derivar la probabilidad de escoger la categoría m aplicando sumatoria al cociente P_j/P_m :

$$\sum_{j=1}^{m-1} \frac{P_j}{P_m} = \frac{1 - P_m}{P_m} = \frac{1}{P_m} - 1 = \sum_{j=1}^{m-1} G(\beta_j' X)$$

$$P_m = \left[\sum_{j=1}^{m-1} G(\beta_j' X) + 1 \right]^{-1}$$
(32)

y, a partir de P_m , es posible hallar la probabilidad de escoger una alternativa j cualquiera:

$$P_j = G(\beta_j' X) P_m$$

$$P_j = \frac{G(\beta_j' X)}{1 + \sum_{j=1}^{m-1} G(\beta_j' X)}$$
(33)

Las expresiones de P_j y P_m resultan ser el centro del interés del modelo. $G(\cdot)$ puede ser normal o logística, aunque, dada la necesidad de evaluar múltiples integrales en el caso de usar una normal, se prefiere la segunda distribución, resultando lo que se conoce como el modelo logit multinomial. En él, los β resultan ser parámetros relativos respecto de la categoría base, por lo que no pueden ser analizados individualmente.

Este modelo tiene especificaciones determinadas que dependen de la utilidad final que se le dé. Así, cuando se supone que la probabilidad de escoger una categoría j depende exclusivamente de características del individuo i , se puede reescribir el P_j de (26) de forma que:

$$P_j = \frac{G(\beta_j' X_i)}{1 + \sum_{j=1}^{m-1} G(\beta_j' X_i)}$$
(34)

donde, como se observa, las variables explicativas dependen del individuo i .

No obstante, es posible tener una especificación alternativa en la cual las explicativas dependan del individuo y de la alternativa, mientras que los β son invariables a ambos factores. Este es el conocido modelo condicional de McFadden (1973), en donde la probabilidad de que el individuo i escoja la alternativa j está dada por:

$$P_{ij} = \frac{G(\beta' X_{ij})}{1 + \sum_{j=1}^{m-1} G(\beta' X_{ij})} \quad (35)$$

En esta especificación, los β representan los “precios implícitos” de las diferentes características de las alternativas a escoger (o pesos específicos), mientras que X_{ij} es la valoración que el individuo i tiene respecto de cada característica de la alternativa j .

Como se observa, la especificación de cada modelo responde a un objetivo específico. Así, el primer modelo definido por (34) se utiliza para predecir la probabilidad de que un individuo fuera de la muestra escoja una de las m alternativas analizadas, dadas sus características específicas.

En contraste, el modelo que define (35) permite predecir la probabilidad de escoger una alternativa no considerada entre las m estimadas, pero para la que se tienen las valoraciones de cada individuo i , X_{ij} ; ello gracias a que se cuenta con los precios implícitos o ponderaciones de las características de las m alternativas con las que se realizó la estimación⁵.

Finalmente, sería posible considerar un modelo combinado que incorpore la valoración de las características de las alternativas y aquellas de los individuos que conforman la muestra. Ello implicaría una nueva especificación de la probabilidad de que el individuo i escoja la alternativa j de la forma:

$$P_{ij} = \frac{G(\beta' X_{ij} + \alpha_j' Y_i)}{1 + \sum_{j=1}^{m-1} G(\beta' X_{ij} + \alpha_j' Y_i)} \quad (36)$$

5. Además, es posible notar que en el primer modelo, el número de parámetros por estimar es igual al número de variables explicativas del individuo por $m-1$, si se considera la normalización de uno de los parámetros por estimar ($\beta_0 = 0$). En el segundo modelo, se estiman tantos parámetros como características se hayan considerado para cada alternativa.

donde X_{ij} representa las valoraciones del individuo i respecto de las características de la alternativa j ; mientras que Y_i indica las características particulares del individuo i .

4.2.2 Variables dependientes ordenadas

Las variables multinomiales ordenadas son las que indican diversas alternativas que guardan entre sí un ordenamiento específico. Tal sería el caso de un ordenamiento de prioridades de inversión, de rangos de ingresos, de categorías de instituciones prestadoras de salud, entre otras variables. Si se toma este último ejemplo, se podría definir la variable Y_i como:

- Y_i = Institución de salud donde se obtiene el servicio
- = 4 Clínicas particulares y consultorios privados
- = 3 Hospitales públicos (Ministerio de Salud e IPSS)
- = 2 Centros y postas públicos
- = 1 Otros proveedores no institucionales (parientes, amigos, parteras, etc.)

Este ordenamiento supone que las instituciones a las que se les asigna un mayor valor de la variable Y son las de mejor servicio.

En su elaboración, el modelo toma en cuenta la definición de un índice de desempeño I^* , que se encuentra relacionado con un conjunto de variables explicativas vinculadas con el individuo y las alternativas j , tal como:

$$I_{ij}^* = \beta' X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (37)$$

Se establecen también puntos de corte (α 's) entre los cuales se mueve el I^* . Así, si $I^* < \alpha_1$, el individuo escoge la categoría 1; si I^* está entre α_1 y α_2 , escoge la categoría 2; si está entre α_2 y α_3 , escoge la 3; y si es mayor que α_3 , elige la categoría 4. Por tanto, se requiere tantos puntos de corte como categorías disponibles, menos uno.

A partir de estas definiciones se pueden especificar las probabilidades de pertenecer a una determinada categoría, es decir:

$$\begin{aligned} Pr(Y_i = 1) &= Pr(I_{ij}^* < \alpha_1) - Pr(\beta' X_{ij} + \varepsilon_{ij} < \alpha_1) \\ &= Pr(\varepsilon_{ij} < \alpha_1 - \beta' X_{ij}) \\ &= F(\alpha_1 - \beta' X_{ij}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Pr(Y_i = 2) &= Pr(I_{ij}^* < \alpha_2) - Pr(I_{ij}^* < \alpha_1) \\ &= F(\alpha_2 - \beta' X_{ij}) - F(\alpha_1 - \beta' X_{ij}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Pr(Y_i = 3) &= Pr(I_{ij}^* < \alpha_3) - Pr(I_{ij}^* < \alpha_2) \\
 &= F(\alpha_3 - \beta'X_{ij}) - F(\alpha_2 - \beta'X_{ij}) \\
 \\
 Pr(Y_i = 4) &= Pr(I_{ij}^* < \alpha_3) = Pr(\varepsilon_{ij} < \alpha_3 - \beta'X_{ij}) \\
 &= 1 - F(\alpha_3 - \beta'X_{ij})
 \end{aligned}
 \tag{38}$$

Dado que todas las probabilidades son positivas, tendrá que ser cierto que $\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3$. Estos puntos de corte son estimados por el modelo junto con los β y hacen posible obtener las probabilidades estimadas de estar en cada categoría. Como en el caso binomial, los β no tienen un significado individual sino dentro del argumento de la función de densidad; no obstante, su signo indicará la dirección de la relación con la probabilidad de estar en la categoría más alta, y su inversa de la misma manera en el caso de la categoría más baja; las categorías intermedias tienen efectos no predecibles a priori.

4.2.3 Variables dependientes secuenciales

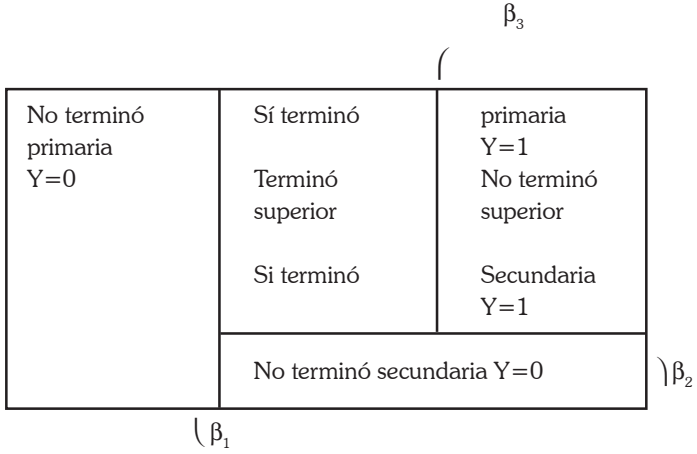
Estas variables son un tipo especial de ordenada en la que una categoría no puede ser elegida sin haber pasado por un proceso previo de elección de otras de ellas (una o más). Esta secuencialidad debe ser incorporada en la especificación de la probabilidad de elegir una categoría determinada. Los siguientes ejemplos resultan ilustrativos.

Consideremos que la variable bajo estudio es la educación del jefe de hogar, la que se especifica de la siguiente forma:

- Y_i = Educación del jefe de hogar (JH)
- = 1 si no terminó la educación primaria
- = 2 si no terminó la educación secundaria pero sí la primaria
- = 3 si no terminó la educación superior pero sí la secundaria
- = 4 si terminó la educación superior

Así, por ejemplo, si la persona se encuentra en el nivel 3, definitivamente no puede situarse en las dos categorías anteriores, aun cuando previamente haya debido pasar por ellas para alcanzarlo, por lo que la definición de la probabilidad asociada con dicha categoría debe incorporar esta consideración.

La estimación de los determinantes del nivel de educación del jefe de hogar se puede llevar a cabo a través de modelos binomiales secuenciales. Partiendo la muestra en dos submuestras, los que terminaron primaria y los que no terminaron, se estima un primer modelo binomial obteniendo el vector β_1 de parámetros. Luego, tomando solo aquellos que terminaron la primaria, se puede dividir esta submuestra entre los que sí terminaron secundaria y los que no; ello haría posible estimar un segundo modelo binomial de donde se obtendría el vector β_2 . El proceso seguiría y es brevemente resumido en el siguiente esquema:

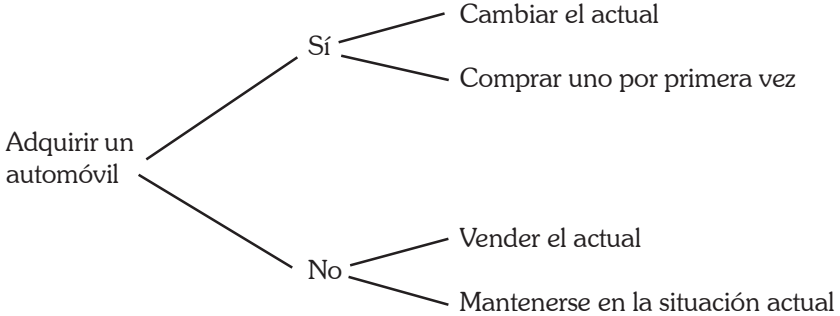


A partir de estas estimaciones, se pueden obtener las probabilidades de estar en una categoría determinada (ver Amemiya 1985). Así, por ejemplo, la probabilidad de estar en la categoría 3 es igual a la probabilidad conjunta de no haber terminado la educación superior, pero sí la secundaria⁶. La definición de las probabilidades de todas las categorías analizadas se muestra a continuación:

$$\begin{aligned}
 Pr(Y_i = 1) &= F(\beta_1' X_i) \\
 Pr(Y_i = 2) &= F(\beta_2' X_i)[1 - F(\beta_1' X_i)] \\
 Pr(Y_i = 3) &= F(\beta_3' X_i)[1 - F(\beta_1' X_i)][1 - F(\beta_2' X_i)] \\
 Pr(Y_i = 4) &= [1 - F(\beta_1' X_i)][1 - F(\beta_2' X_i)][1 - F(\beta_3' X_i)]
 \end{aligned}
 \tag{39}$$

6. Es decir, $Pr(Y_i = 3, Y_i \neq 2) = Pr(Y_i = 3 / Y_i \neq 2) \times Pr(Y_i \neq 2)$.

Una especificación alternativa para la demanda de automóviles se observa en el siguiente modelo, trabajado por Cragg y Uhler (1970). En él se quieren analizar los determinantes de la adquisición de un automóvil, planteando las decisiones de compra de la siguiente manera:



Si establecemos las siguientes probabilidades:

- P_1 = probabilidad de cambiar el automóvil actual
- P_2 = probabilidad de comprar uno por primera vez
- P_3 = probabilidad de vender el automóvil actual
- P_4 = probabilidad de no hacer ninguna transacción

Entonces, podemos definir estas probabilidades como:

$$\begin{aligned}
 Pr(Y_i = 1) &= F(\beta_1' X_i) F(\beta_2' X_i) \\
 Pr(Y_i = 2) &= F(\beta_1' X_i) [1 - F(\beta_2' X_i)] \\
 Pr(Y_i = 3) &= F(\beta_3' X_i) [1 - F(\beta_1' X_i)] \\
 Pr(Y_i = 4) &= [1 - F(\beta_1' X_i)] [1 - F(\beta_3' X_i)]
 \end{aligned} \tag{40}$$

Así, el vector β_1 se obtiene del modelo binomial que divide la muestra entre quienes adquieren un automóvil nuevo y los que no lo hacen. El β_2 del modelo, dentro de la muestra de quienes compran un auto nuevo, diferencia entre quienes reemplazan el que tienen y los que compran uno por primera vez. Finalmente, el β_3 se obtiene del modelo que, entre quienes no adquieren un auto, distingue entre los que venden y los que no realizan ninguna transacción.

Nótese que la propuesta de estimación simultánea planteada en los dos modelos anteriores solo es válida en la medida en que los factores aleatorios que afectan las diferentes etapas de decisión sean independientes entre sí (es decir, es necesaria la independencia de los errores de las ecuaciones que se estiman sucesivamente).

5. *Variables dependientes continuas limitadas por sesgo de selección*

El sesgo de selección aparece cuando la inclusión de una unidad económica en la muestra depende de decisiones previamente tomadas por dicha unidad, por lo que la muestra no puede considerarse aleatoria.

Supóngase que se desea estimar la disposición a pagar de las mujeres de un distrito determinado por un servicio de ginecología, y se cuenta con información descriptiva acerca de las mujeres del distrito, pero solo se conoce la disposición a pagar de aquellas que asistieron a una de estas consultas⁷. En este caso, no es que las mujeres que no asistieron a la consulta ginecológica no estén dispuestas a pagar nada, sino que puede suceder que su precio supere la disposición a pagar o que simplemente no hayan necesitado una consulta de este tipo. Por ello, la estimación sería incorrecta tanto si se considera que las mujeres que no asistieron a las consultas tienen una disposición a pagar igual a cero, como si se estima únicamente en función de aquellas que efectivamente asistieron.

De esta manera, el modelo aludido consta de una ecuación de selección:

$$z_i = w_i \delta + \varepsilon_i \quad (41)$$

y una ecuación en la que se centra el interés del investigador:

$$y_i = x_i \beta + \mu_i \quad (42)$$

En este contexto, se observa y_i tan solo si $z_i > 0$. Supongamos, además, que ε_i y μ_i son normales, con coeficiente de correlación ρ . Considere

7. Nótese que este ejemplo difiere del planteado para las variables continuas normales, en el cual se disponía de información de todas las personas de la muestra acerca de la disposición a pagar por consulta.

que las S primeras observaciones provienen de las personas cuya variable y_i fue observable. Así se tiene que:

$$E [y_i / x_i, \text{regla de selección}] = x_i \beta + E [\mu_i / \text{regla de selección}] \quad (43)$$

es decir:

$$E [y_i / x_i, z_i \geq 0] = x_i \beta + E [\mu_i / \varepsilon_i \geq -w_i \delta] \quad (44)$$

Si ρ fuese cero, entonces la esperanza condicional de μ_i sería cero y el proceso de selección sería puramente aleatorio, por lo que los estimadores obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios en (44) serían consistentes. En caso contrario, la esperanza condicional de μ_i depende de las variables ω_i , que podrían ser significativas si se incluyesen en la regresión por mínimos cuadrados ordinarios de (44) como explicativas.

Al omitir estas variables, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de (44), utilizando los datos correspondientes a los casos en que y_i fue observada, sería inconsistente. Además, como:

$$E [\mu_i / \varepsilon_i \geq -w_i \delta] = \rho \sigma_u \lambda_i \quad (45)$$

donde

$$\lambda_i = \Phi_i / (1 - \Phi_i) \quad y \quad \Phi_i = \frac{\Phi}{\sigma_\varepsilon} (\omega_i \delta)$$

solamente hace falta incluir este término en (44) para obtener consistencia en el estimador mínimo-cuadrático. Sin embargo, el modelo resultante adolece de heterocedasticidad (Novales 1993), es decir, los elementos de la matriz de covarianzas del término de error no son iguales y habría que estimar por mínimos cuadrados generalizados⁸. En realidad, se debería tener en cuenta que:

$$E [\varepsilon_i / \varepsilon_i \geq -\omega_i \delta] = \sigma_\varepsilon \lambda_i \quad (46)$$

para especificar la ecuación:

8. Método alternativo de estimación utilizado para corregir problemas de heterocedasticidad, consistente en dar diferente ponderación a cada una de las observaciones.

$$z_i = w_i \delta + \sigma_\varepsilon \lambda_i \varepsilon_i \quad (47)$$

que se estimaría, simultáneamente con (44), por mínimos cuadrados generalizados, utilizando solo las observaciones con $z_i > 0$.

Para ello, hay que llevar a cabo una primera etapa en la que se utiliza un modelo probit que discrimina las observaciones según se haya observado y_i o no. De este modo, se obtendría $\delta/\sigma_\varepsilon$ y luego ϕ_i y λ_i , que llevadas a (44) generarán estimaciones consistentes del producto $\rho\sigma_u$ y el vector β .

Al aplicar este procedimiento en el ejemplo sobre la disposición a pagar por un servicio de salud, se deben seguir los siguientes pasos:

- a) Realizar una estimación utilizando el método probit, que tome como variable endógena el haber asistido o no a una consulta ginecológica.
- b) A partir de estos resultados, obtener $\delta/\sigma_\varepsilon$ y, luego, ϕ_i y λ_i .
- c) Estimar la disposición a pagar por mínimos cuadrados ordinarios, incluyendo solo las observaciones de las que se cuenta con información acerca de esta disposición, e incluyendo como una variable explicativa adicional $\rho\sigma_u \lambda_i$.

6. Aplicaciones del instrumental de econometría en el mercado de la salud

Diversos estudios de salud incluyen el análisis econométrico como herramienta fundamental, basándose principalmente en las metodologías antes expuestas.

Por ejemplo, Kenneth Chomitz y Nancy Birdsall (1991) utilizaron un modelo probit para explicar los determinantes de participar en un programa de incentivos para el uso de anticonceptivos en el estado de Tamil Nadu, en la India. Ellos definieron la variable endógena de la siguiente manera:

$$\begin{cases} 1 \longrightarrow & \text{si la mujer asistió al programa} \\ 0 \longrightarrow & \text{de otro modo} \end{cases}$$

Los resultados más importantes de su estimación fueron:

- a) Las mujeres de mayor edad tienen mayor probabilidad de participar en este tipo de programas.
- b) Las mujeres de mayor ingreso de la región tienen mayor probabilidad de asistir a estos programas.

- c) Las mujeres que no terminaron secundaria son las que tienen mayor probabilidad de asistir a estos programas. Esto ocurre, al parecer, porque las mujeres más educadas no necesitan de ellos para utilizar los métodos anticonceptivos.
- d) Las mujeres con mayor número de hijos son las que tienen mayor probabilidad de asistir a estos programas.
- e) Las mujeres cristianas tienen mayor probabilidad de acudir a estos programas que sus pares musulmanas.

Por su parte, Bamikale Feyisetan y Martha Ainsworth (1996) utilizaron modelos logit para explicar el uso de métodos anticonceptivos en Nigeria, emplearon como variables explicativas características de la mujer tales como edad, zona de residencia, educación y religión; así como variables indicadores de acceso a servicios de salud y otras que medían la calidad de estos servicios. La variable endógena tomó el valor de 1 si la mujer utilizaba algún método anticonceptivo para regular su natalidad, y cero de otro modo.

En su estimación, los autores encontraron una relación positiva entre variables como edad, zona de residencia urbana, educación y las características indicativas del nivel de vida, con la probabilidad de que las mujeres utilicen algún método de planificación familiar. Respecto de las variables de acceso, la distancia hacia los centros proveedores y la atención de estos también guardan una relación positiva con la probabilidad de utilizar algún método anticonceptivo. Finalmente, en lo que concierne a las variables vinculadas con la calidad de los servicios, aquella que reflejaba cantidad de métodos disponibles en el centro de abastecimiento más cercano también guardó una relación positiva con la probabilidad de utilizar métodos de planificación familiar.

Asimismo, Claudio Sapelli y Arístides Torche (1998) estudiaron los factores que determinan la selección entre sistemas de seguros de salud privados (ISAPRES) o públicos (FONASA) en Chile, de las personas, obligadas por ley, a adquirir una póliza de seguros. El estudio, que se basa en un análisis logit, concluye que las variables más importantes para determinar la selección de un seguro público o privado son el ingreso, la edad y el sector de residencia. Los resultados obtenidos son los siguientes:

- a) A mayor edad se reduce la probabilidad de afiliarse al seguro privado (ISAPRES).
- b) Un mayor ingreso hace que aumente la probabilidad de afiliarse a ISAPRES.
- c) Las personas con niveles de salud por debajo del promedio tienen mayor probabilidad de elegir el seguro privado. Sin embargo, esto no

implica que las personas con peor nivel de salud estén afiliadas a ISAPRES, en vista de que los requerimientos para la afiliación son más rigurosos.

- d) Las personas que viven en zonas urbanas tienen mayor probabilidad de afiliarse a ISAPRES.

Otro estudio interesante es el realizado por Martha Ainsworth, Kathleen Beegle y Andrew Nyamete (1996), quienes analizaron los determinantes de la fertilidad femenina (medida como número de hijos nacidos vivos), así como los determinantes del uso de métodos anticonceptivos.

La primera estimación la realizaron utilizando la metodología de mínimos cuadrados ordinarios⁹ y los resultados obtenidos muestran que el nivel educativo de la mujer guarda una relación negativa con el número de hijos nacidos vivos. Asimismo, en el caso de las mujeres casadas, la educación del esposo también influye negativamente en su fertilidad, pero en menor proporción que la educación de la misma mujer.

Por su parte, la estimación de los determinantes del uso de métodos anticonceptivos fue realizada utilizando la metodología logit, y empleando la técnica para la construcción de la variable endógena dicotómica de la misma manera que lo hicieron Feyisetan y Ainsworth. Entre las principales conclusiones que se desprenden del estudio, destaca que una mayor educación de la mujer aumenta la probabilidad de que utilice algún método anticonceptivo para regular su natalidad, siendo esta variable más importante en el caso de las mujeres que residen en zonas urbanas. En el caso de las mujeres casadas, la educación del esposo únicamente adquiere relevancia en la medida en que este sea más educado que la mujer (aumenta la probabilidad del uso de métodos de planificación familiar); sin embargo, cuando el nivel educativo del esposo es igual que el de la mujer, la educación de este pierde poder explicativo.

Otro estudio empírico interesante es el realizado por Abdoulaye Sadio y Francois Diop (1994) acerca de la demanda por servicios de salud en Senegal. Los autores estimaron mediante un modelo logit los determinantes de la asistencia de las personas a “proveedores modernos de salud”¹⁰.

9. Nótese que la variable dependiente es el número de hijos nacidos vivos (variable discreta), por lo que la metodología recomendada no sería la de mínimos cuadrados ordinarios sino más bien un modelo multinomial.

10. El sector moderno comprende postas y centros de salud públicos, hospitales públicos, servicios de salud proporcionados por la Iglesia Católica, centros de salud de organizaciones no gubernamentales, así como farmacias y clínicas privadas.

La variable dependiente tomó el valor de uno si la persona utilizaba proveedores modernos del sector salud y el valor de cero si utilizaba proveedores tradicionales. Posteriormente, Sadio y Diop utilizaron un modelo multinomial no ordenado para explicar qué determinaba la elección de un proveedor de salud; los valores utilizados por los autores se describen a continuación:

Y = 1 si la persona no recurre a un proveedor de salud del “sector moderno”

Y = 2 si la persona recurre a un proveedor de salud privado del “sector moderno”

Y = 3 si la persona recurre a un hospital o centro de salud público

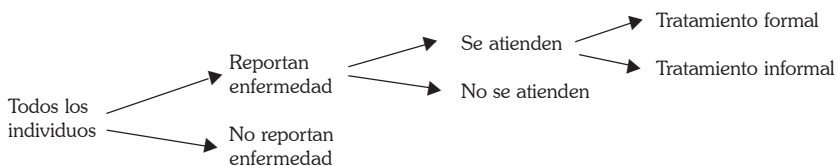
Y = 4 si la persona asiste a una posta médica u otro proveedor público

Los principales resultados obtenidos a partir de estas estimaciones fueron:

- a) Las tarifas cobradas por los diferentes proveedores de salud no son tan altas como para desincentivar a los pacientes a acudir a un centro de salud del “sector moderno”, tanto en áreas rurales como urbanas. Sin embargo, los precios sí resultan importantes para la determinación del tipo de centro del sector moderno al que se asiste. A su vez, los resultados indican que los proveedores privados, los hospitales y los centros de salud públicos son considerados como sustitutos por los consumidores.
- b) El tiempo de espera necesario para ser atendido tiene un efecto limitante en la demanda por servicios de salud, en especial en las áreas rurales, en donde los centros médicos pueden estar muy alejados de las viviendas de los pacientes.
- c) Otra variable importante en la determinación del proveedor de salud es la tenencia de algún tipo de seguro médico. Las personas con mayor cobertura suelen tener mayor probabilidad de utilizar las clínicas u hospitales públicos (los centros más caros) que las personas sin seguro.

Finalmente, Randall Ellis y Mukesh Chawla (1994) trabajaron el tema de demanda por servicios de salud en Nigeria. Los autores estimaron un modelo secuencial que se presenta en el gráfico siguiente.

Gráfico 2.2
Árbol de decisión del modelo



La primera etapa de estimación consiste en evaluar los determinantes del reporte de una enfermedad. Los resultados de esta etapa indican que los individuos pertenecientes a familias grandes tienen menor probabilidad de reportar una enfermedad, mientras que las personas casadas y las mujeres tienen mayor posibilidad de hacerlo.

En la segunda etapa, se considera como variable dependiente la decisión de atención de las personas que reportaron haberse enfermado. Los principales determinantes de buscar algún tratamiento son los siguientes: la edad de las personas (las de mayor edad tienen mayor probabilidad de buscar un tratamiento) y el precio, que guarda relación negativa con la búsqueda de tratamiento. Igualmente, se encontró que entre las personas con mayores ingresos la decisión de atenderse se ve menos afectada por el precio, en comparación con las de menores ingresos.

En la tercera etapa de decisión, el individuo elige entre un tratamiento formal y uno informal. En esta etapa se encuentra que un mayor precio disminuye la probabilidad de elegir un tratamiento formal, mientras que la disponibilidad por medicinas aumenta esta probabilidad. En esta estimación, la mayoría de variables explicativas, incluyendo las demográficas, no resultan ser estadísticamente significativas.

En el caso del Perú, en los últimos años se han reportado diversas aplicaciones de los modelos de estimación probit y logit, e incorporación de los problemas detectados de sesgo de selección, variables omitidas y variables instrumentales. A continuación, se mencionan los más recientes.

Getler, Locay y Sanderson (1987: 67-88) modela la demanda de los servicios de salud en el Perú como una elección discreta entre proveedores alternativos. Su principal hallazgo es que la salud se comporta como un bien normal y que, a pesar de que la creación de un sistema de tarifas es una fuente de ingresos importante, un aumento de las tarifas ocasionaría una pérdida de bienestar agregada de los usuarios; y finalmente que la reducción en el acceso tendría más efecto sobre los más pobres que sobre los más ricos.

Rafael Cortez (1996: 155-85) determinó una forma reducida de demanda de servicios curativos de salud, sobre la base de los valores de probabilidad de los modelos de regresión probit en los tres niveles de decisión: reporte de enfermedad, decisión de consulta y selección del proveedor. Se utilizó la información de 6.366 individuos en el nivel nacional de la *Encuesta de demanda de salud*, ENDESA 1995, y además se consideró el problema de sesgo de selección, creado por los precios, tiempos de espera y transporte no observados de las personas que no recibieron atención de salud. El autor realizó varias simulaciones para evaluar el impacto de aumentos en el ingreso y precios de consulta ofrecidos por los hospitales y postas de salud del Ministerio de Salud (MINSA). Cortez encontró que la elasticidad ingreso de la demanda de salud de los establecimientos del MINSA es reducida y que el establecimiento de una política de tarifas que cubra el costo de producción reduce la demanda de servicios curativos en los hospitales públicos, pero no en los establecimientos de primer nivel de atención.

Arlette Beltrán (1999) utilizó un modelo de regresión probit para establecer los determinantes de la utilización de servicios de salud reproductiva. La autora realizó un análisis estadístico y econométrico de la ENDES 1996, así como del *Censo de Infraestructura Sanitaria y Recursos del Sector Salud* 1996. Identificó los principales determinantes de las decisiones vinculadas con la planificación familiar, utilizando para ello métodos de corte transversal por tratarse de una variable de decisión cualitativa, discreta y binomial. Se encontró que las variables más importantes para explicar el comportamiento de la mujer con respecto al uso de métodos anticonceptivos son aquellas vinculadas con la pareja: una relación estable con ella, y su nivel de aprobación y comunicación en estos aspectos. La educación de los cónyuges y su manejo de la información acerca de estos temas muestran una elevada influencia en la decisión de utilización de los métodos. Todos estos factores son más importantes que las variables ingreso, costo de los servicios e, incluso, la cobertura de los mismos en este tipo de decisiones.

En 1998, Cortez estimó las disposiciones a pagar en la provincia de Huaraz, para lo cual instrumentó las variables asociadas a la calidad de los servicios de atención de salud (indicadores de recursos humanos, precios e infraestructura) y aplicó el procedimiento de Heckman para corregir los sesgos de selección pertinentes. Al estimar la demanda de servicios de salud en la provincia de Huaraz, encontró que un incremento de S/. 1 en el cobro por servicios del MINSA reduciría en 7,4 puntos porcentuales la probabilidad de atención en el MINSA o, incluso, en cualquier otro establecimiento (pues la elasticidad cruzada de la demanda del resto de centros de

salud es nula). A partir de este estudio, se concluye que con esquemas simples de identificación de pobreza, el comportamiento de la demanda permite elevar hasta un 56% al porcentaje del subsidio absorbido por la población objetivo.

Bibliografía

- Ainsworth, M.; K. Beegle y A. Nyamete (1996). "The Impact of Women's Schooling on Fertility and Contraceptive Use: A Study of fourteen Sub-Saharan African Countries", en *The World Bank Economic Review*. Vol. 10, No. 1.
- Amemiya, Takeshi (1985). *Advanced Econometrics*. Cambridge: Harvard University Press.
- Beltran, Arlette (1999). "Determinantes de la utilización de los servicios de salud de la mujer y su importancia en el diseño de políticas: el caso peruano". Partnerships for Health Reform Program del USAID, manuscrito, abril.
- Chomitz, Kenneth y Nancy Birdsall (1991). "Incentives for Small Families: Concepts and Issues", en *Proceedings of The World Bank Annual Conference on Development Economics*. Washington D.C.: World Bank. pp. 309-49.
- Cortez, Rafael (1996). "El acceso a los servicios de atención de la salud en el Perú y la equidad en su financiamiento", en *Revista de análisis económico*. Vol. 11, No. 2, pp. 155-85.
- (1998). *Análisis de la demanda por servicios de salud en la provincia de Huaraz*. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. Mimeo.
- Cragg, J. G. y R. Uhlker (1970). "The Demand for Automobiles", en *Canadian Journal of Economics*, III, 3, pp. 336-406.
- Ellis, Randall y Mukesh Chawla (1994). *Demand Side Impacts of an Experiment in Health Care Cost Recovery in Niger*. Draft Health Financing and Sustainability (HFS) Project. Bethesda M.D.: Abt Associates.
- Feyisetan, Bamikale y Martha Ainsworth (1996). "Contraceptive Use and the Quality, Price, and Availability of Family Planning in Nigeria", en *The World Bank Economic Review*. Vol. 10, No. 1, pp. 159-87.
- Getler, P.; L. Locay y W. Sanderson (1987). "Are user fees regressive? The welfare implications of Health Care Financing proposals in Peru", en *Journal of Econometrics*. Vol. 36, pp. 67-88.
- Gujarati, Damodar (1990). *Econometría*. McGraw-Hill Latinoamericana.
- Novalés, Alfonso (1993). *Econometría*. Segunda edición, McGraw-Hill Latinoamericana.
- Sadio, Abdoulaye y Francois Diop (1994). *Utilization and Demand for Health Services in Senegal*. Health Financing and Sustainability (HFS). Project Smaller Applied Research Paper 18. Bethesda M.D.: Abt Associates.
- Sapelli, Claudio y Aristides Torche (1998). "El seguro previsional de salud: determinantes de la elección entre seguro público y privado, 1990-1994", en *Cuadernos de Economía*. Año 35, No. 106, diciembre de 1998, pp. 383-406.

II.

Salud y productividad

“Todos los modelos son incorrectos pero algunos son útiles” (George Box)

“Es mucho mejor una respuesta aproximada, y usualmente vaga, a la pregunta correcta, que una respuesta exacta a la pregunta incorrecta, que siempre puede ser hecha de manera precisa” (J. Tukey)

Salud y productividad en el Perú: nuevas evidencias*

Rafael Cortez

Introducción

El sentido común nos dice que personas bien alimentadas, nutridas y con un buen estado de salud física y mental pueden laborar mejor, acumular más riqueza y con ello invertir más en su salud para continuar con el deseado círculo virtuoso de generación de riqueza. En el caso peruano, la dimensión de esta relación ha sido poco estudiada y merece mayor atención. Del mismo modo, es importante verificar las consecuencias de la omisión de la variable salud en los estimados de otras variables incluidas en la ecuación de salarios.

Desde mediados de la década de 1960, la literatura económica ha puesto en el debate del crecimiento económico y productividad individual, el hecho de que la asignación de tiempo y de recursos puede determinar una mejora en la dotación del capital humano. El estudio del crecimiento económico y la distribución de la riqueza da importancia a los factores de capital humano en la determinación del crecimiento económico y la tasa de salarios. Sin embargo, solo las investigaciones recientes (los estudios de Cortez, Knaul, Parker, Ribero, Murrugarra y Valdivia para el caso de Latinoamérica son de 1999; y los de Schultz, Schultz y Tansel, y Thomas y Strauss para el África –Ghana y Costa de Marfil– son de 1997) han brindado evidencias para aceptar que las condiciones de salud son un aspecto del capital humano que influye en el nivel de salarios de las personas y, por tanto, en su capacidad para generar ingresos de manera sostenida y creciente, con las consecuencias positivas inmediatas en los niveles de gasto y de vida de los miembros del hogar.

* Este capítulo está basado en los resultados de la investigación financiada por la Red de Investigación Latino Americana del Banco Interamericano de Desarrollo en 1999, y elaborada por el Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

Las áreas de interés de nuestra investigación son dos: determinar las características individuales y comunitarias que afectan las condiciones de salud, y analizar el impacto de los cambios en las condiciones de salud sobre la productividad individual. A partir de esta última agenda se espera definir la magnitud de las tasas de retorno en salud.

En el presente estudio, se utiliza un indicador de salud basado en los días de enfermedad reportados por los adultos en los quince días previos a la entrevista como variable dependiente en la ecuación de salud. Las funciones de salarios para los adultos se estiman por sexo y área rural/urbana, con la variable de salud instrumentada como una de las variables de capital humano. Posteriormente, se evalúan los efectos de la inversión pública en salud sobre los salarios. El proceso de estimación se corrigió por el sesgo de selección y se controló por la endogeneidad y el error de medición de la condición de salud. La ecuación de la variable salud utiliza un conjunto de identificadores como infraestructura de salud (número de establecimientos de salud per cápita), infraestructura de la vivienda (horas de oferta de agua, disponibilidad adecuada de desagüe y tipo de suelo en la vivienda) y precios de los insumos de salud, los cuales afectan directamente la salud pero no influyen de manera directa en la determinación de los salarios.

La ecuación de salud fue estimada con un modelo tobit censurado en cero. Los instrumentos empleados son robustos y hay una relación inversa entre la edad y el estado de salud. Ello es consistente con el hecho de que las personas, a más edad, presentan una tasa de enfermedad más alta y mayor número de días de afección. Mayor disponibilidad de infraestructura de la vivienda tiene efectos positivos en la salud; asimismo, un reducido indicador de nivel de vida comunitario afecta negativamente la salud individual del residente en la zona. Finalmente, los niveles de ingreso no laboral no son significativos en la zona rural.

La ecuación de salarios fue estimada en dos etapas (Heckman 1979, Lee 1983) y se corrigió por el sesgo de selección de las personas que no participan en el mercado laboral. Las ecuaciones de salarios muestran que la tasa de retorno de la educación es sobreestimada si se omite la variable salud y que, en la zona urbana, el cambio es mayor para la población femenina que la masculina. El cambio de las tasas de retorno (de la ecuación de salarios sin salud frente a ecuación de salarios con salud instrumentada, variable instrumentada VI) es de 9,5% y 1,3% en hombres urbanos y rurales; y de 15,7% y 1,3% en mujeres urbanas y rurales respectivamente. Los resultados hacen explícitos los efectos positivos de la salud en la productividad, los coeficientes son significativos e indican que el impacto

en los salarios de días más saludables es más importante para la población rural que para la urbana.

La sección 1 presenta la base de datos del estudio, que es la *Encuesta de hogares del Perú* 1995, y describe básicamente el estado de bienestar y de la salud de la población peruana. En la sección 2 se revisan los estudios recientes de salud y productividad. La sección 3 describe el modelo y su proceso de estimación. La sección 4 contiene los resultados empíricos del estudio y, por último, la sección final recoge las conclusiones y recomendaciones.

1. La base de datos y su descripción básica

Para este estudio, utilizamos la *Encuesta nacional de hogares* (ENAHO) de 1995 que contiene información demográfica, social, económica y de salud de 19.975 hogares y de 98.984 personas del Perú¹, dicha encuesta fue recopilada entre octubre y diciembre de ese año por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI).

El cuadro 3.1 nos da una primera aproximación a las condiciones de pobreza y de salud del país. Por nuestro interés en el impacto productivo de la salud, los datos de las columnas del cuadro 3.1 solo consideran a personas entre 17 y 70 años de edad; es decir, a potenciales trabajadores. Un 36% de esta población se halla en situación de pobreza, mientras que el 13,2% sufre pobreza extrema².

Las condiciones de salud son medidas por las tasas de ocurrencia de enfermedad y por el promedio de días de afección (durante los últimos 15 días), este último se ilustra en el gráfico 3.1 en ambos casos, el cuadro 3.1 describe una correlación negativa entre pobreza y salud. La tasa de enfermedad de la población en extrema pobreza (31,6%) supera claramente la tasa de la población no pobre (25,9%). La tasa de enfermedad promedio para la población en edad de trabajo es 27%.

1. Nuestro grupo de la población bajo análisis incluye a 51.545 personas mayores de 17 años de edad y menores de 70.

2. Si se considera a toda la población, la ENAHO arroja porcentajes menores: 32,6% en situación de pobreza y 12,6% en situación de pobreza extrema.

Cuadro 3.1
Las condiciones de salud, atención médica y niveles de pobreza en el Perú:
población entre 17 y 70 años de edad

Niveles de pobreza	Porcentaje de la población	Tasa de enfermedad reportada	Número promedio de días de enfermedad reportada	Tasas de atención de salud
No pobres	64,0%	25,9%	2,58	42,9%
Pobres	22,8%	27,5%	2,74	32,8%
Pobres extremos	13,2%	31,6%	2,88	26,2%
Total	-	27,0%	2,65	38,0%

Fuente: ENAHO 1995.

Elaboración propia.

La asociación entre mayor pobreza y baja condición de salud captura varios efectos entre una y otra variable, y constituye materia de este estudio, aun en términos de una primera aproximación al problema. El cuadro 3.1 indica que la pobreza está también asociada a una menor tasa de atención médica de las personas enfermas. Esta tasa se reduce notablemente de un 42,9% para la población no pobre, hasta 26,2% para pobres extremos. La utilización de los servicios de salud podría explicar parte de la asociación negativa entre pobreza y salud.

El cuadro 3.2 describe la relación que debe ser verificada con el diseño y estimación de un modelo explícito: la asociación entre las condiciones de salud y pobreza ($D = D(H^*)$, si $H^* < H^C$, donde $D' < 0$; y $D = 0$, si $H^* \geq H^C$. Vea la sección 2.2) Los resultados de la ENAHO muestran una relación positiva entre la buena salud y la productividad de las personas (medida por el salario por hora).

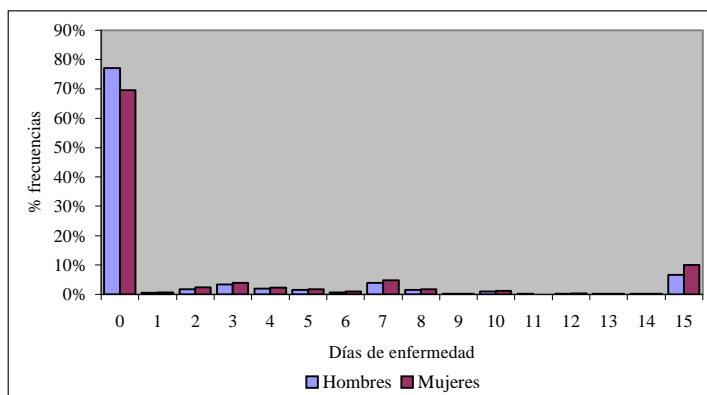
Cuadro 3.2
Relación entre salud reportada y salario por hora

Quintiles del salario por hora	Tasas de enfermedad	
	Hombres	Mujeres
1 (más pobre)	29,0%	35,1%
2	21,4%	29,5%
3	20,4%	28,0%
4	21,4%	25,7%
5 (más rico)	19,3%	28,3%

Fuente: ENAHO 1995.

Elaboración propia.

Gráfico 3.1
Distribución de los días de enfermedad



Cuadro 3.3
Número de días de enfermedad reportado por sexo y edad

Edad	Sexo		Total
	Hombres	Mujeres	
18 – 24	9,7	8,9	9,2
25 – 34	8,8	9,1	9,0
35 – 44	9,5	9,8	9,7
45 – 59	10,2	10,1	10,2
60 – 70	12,4	11,8	12,0
Total	9,9	9,8	9,9

Fuente: ENAHO 1995.
Elaboración propia.

Las menores tasas de enfermedad se observan en la población con los quintiles más altos de salarios por hora. En el caso de los hombres, la tasa se reduce de un 29% a 19,3% al comparar el quintil más bajo con el más alto; en las mujeres, la diferencia a lo largo de los quintiles es menor: fluctúa entre un 35,1% y un 28,3% (ver cuadro 3.2). Las siguientes secciones usan métodos paramétricos para estimar la relación entre salud y productividad; este enfoque permite evaluar las consecuencias de una mayor o menor inversión pública en salud (en favor de algún grupo específico de la población), y estimar las tasas de retorno de salud.

2. Salud y productividad: la evidencia

2.1 ¿Qué conocemos sobre el tema?

Los primeros estudios que asociaron la salud con la productividad se realizaron en el marco de la hipótesis de salario eficiente (Pitt, Rosenzweig y Hassan 1990; Behrman y Deolalikar 1988; Sahn y Alderman 1988); estas investigaciones pioneras que asociaban nutrición con productividad se aplicaron a países en desarrollo.

Recientemente se ha comenzado a poner énfasis en la medición de las condiciones de salud a través del uso de indicadores contenidos en las encuestas de hogares. Entre los indicadores de salud destacan: la información de talla de adultos, las tasas de enfermedad reportadas, los días de incapacidad y los días de enfermedad. Estas variables están sujetas a problemas de errores en su medición que deben ser enfrentados en el análisis empírico.

La inclusión del indicador de salud en la ecuación de salarios intenta medir los retornos de la salud en el mercado laboral y, simultáneamente, facilitar la evaluación de los efectos de las políticas de inversión pública en la condición de salud y, por consiguiente, en los ingresos.

En este marco de análisis, Duncan Thomas y John Strauss (1997) utilizaron los resultados de la *Encuesta de hogares del Brasil*, que contiene información de talla de los adultos. Ellos concluyeron que la estatura de las personas presenta un efecto positivo sobre la productividad individual. Otro aspecto interesante de sus conclusiones es que los retornos a la educación estimados donde se incluye la variable salud fueron 45% menores para hombres sin educación, y 30% menores para hombres con educación secundaria o superior.

Paul Schultz y Aysit Tansel (1997) utilizaron estimados de variables instrumentales de los días de incapacidad para estimar ecuaciones de salarios en Ghana y Costa de Marfil; y hallaron que las condiciones de salud son un factor explicativo del nivel de salarios, que además determina una mayor extensión de la vida productiva.

William Savedoff y Paul Schultz (2000) realizaron un recuento actualizado de una serie de estudios en salud y productividad para Colombia, México, Nicaragua y Perú, y concluyeron que las personas más sanas ganan más dinero. Sus conclusiones más importantes fueron: a) los impactos de las condiciones de salud en los salarios es diferenciada y varía según el indicador de salud utilizado; b) la variable salud es altamente significativa cuando es instrumentada e insertada en la función de salarios; c) las condi-

ciones comunitarias, los servicios públicos en salud se asocian en forma positiva con el estado de la salud de las personas y sus capacidades de generar ingresos; d) la salud y la educación actúan de manera conjunta a favor de una mayor productividad.

En el caso de Colombia, Ribero y Núñez (1999) encontraron que el estar enfermo durante el último mes disminuye los salarios en 28% y 14% para hombres y mujeres urbanos, respectivamente. También descubrieron que un centímetro adicional de talla incrementa los salarios en 8% y 7% para hombres y mujeres.

En el caso de México, Felicia Knaul (1999) utilizó la edad de la primera menstruación como un indicador efectivo para evaluar el efecto de largo plazo en inversión en salud y nutrición en edad temprana sobre los salarios. Su principal hallazgo fue que la disminución de años en la ocurrencia de la primera menstruación aumenta el nivel de salario por hora entre 23% y 26%. Entre los principales factores determinantes menciona la urbanización, las condiciones de vida, la educación y factores comunitarios vinculados a la vivienda. El acceso a los establecimientos de salud no aparece como relevante y tiene un efecto marginal. La autora utilizó la *Encuesta nacional de población* 1995 que compila información de 10.839 mujeres entre 15 y 54 años.

También en México, Susan Parker (1999) estudió los factores que determinan la salud de las personas adultas mayores y concluyó que las condiciones de salud deficientes inciden en bajos ingresos. Los estimados mostraron que un bajo nivel de salud disminuía el salario de las personas adultas en 58%. Es claro, por tanto, que pobreza y vejez están relacionadas y que el entendimiento de este vínculo es clave para aplicar políticas de salud y de lucha contra la pobreza en los jubilados. Parker utilizó la *Encuesta nacional de edades de México* que incluye hogares con al menos una persona mayor de 60 años (5.159 individuos).

En el Perú, Edmundo Murrugarra y M. Valdivia (1999) evaluaron los factores que explican el estado de la salud de los adultos urbanos y examinaron sus efectos en los salarios. Encontraron que los impactos de los años de educación sobre la salud varía según la edad, y que las personas mayores enferman con más frecuencia y en períodos más largos. Por otro lado, descubrieron que los efectos de una buena salud sobre la productividad son mayores en las personas autoempleadas que en los trabajadores formales. Las primeras ven reducido su salario en 3,2% por un día de enfermedad, mientras que los segundos en 1,22%. Los autores utilizaron los resultados de la *Encuesta de niveles de vida* (ENNIV) 1994, las dos

submuestras utilizadas fueron de 3.102 hombres y 3.508 mujeres, para lo cual se aplicó una ecuación tobit sobre los días de enfermedad, un modelo multinomial logit para la participación laboral que corrige por selección y endogeneidad a la ecuación de salarios.

Espinoza y Hernández (1999) utilizaron los reportes de enfermedad y los días de afección como indicadores de salud, y concluyeron que la disminución de la salud afecta la productividad en 58%. El programa comunal denominado Casa Mujer tiene un impacto positivo en la salud de los hombres rurales y de las mujeres urbanas y rurales. El efecto en la salud de las mujeres es mayor que en los hombres cuando hay mejoras en la infraestructura de la vivienda; como resultado, el efecto positivo en salarios favorece más a la mujer. La data utilizada fue la *Encuesta de niveles de vida* 1993, sobre 4.554 hogares y 25.165 personas. La muestra utilizada fue de 4.451 adultos del ámbito urbano (68%) y rural (32%).

2.2 Formas de medición del estado de la salud

En comparación con otras formas de capital humano, la condición de la salud presenta una especial dificultad en su medición porque sus indicadores no son objetivos: están asociados usualmente a una dimensión de salud, o no miden un rango completo de condiciones. Al analizar el proceso de medición, se puede explicitar los principales problemas y buscar métodos para enfrentarlos. En particular, el modelo seleccionado puede corregir los problemas de sesgo que son introducidos por errores de medición y por la pérdida de información representada por la censura del indicador hacia abajo.

La literatura económica ha venido utilizando indicadores de salud tales como las medidas antropométricas –estandarizadas– de talla y/o peso (por ejemplo, Rosenzweig y Schultz 1983; Rosenzweig y Wolpin 1986; Barrera 1990; Pitt, Rosenzweig y Hassan 1990; Schultz 1996) y los reportes personales de enfermedad o incapacidad (por ejemplo, Wolfe y Behrman 1984, Pitt y Rosenzweig 1985, Schultz 1997). Inclusive en el nivel más agregado se han utilizado valores promedios de las variables anteriores y se ha recurrido también a las tasas de mortalidad o de sobrevivencia (Rosenzweig y Schultz 1982; Pitt, Rosenzweig y Gibbons 1995).

El estado de la salud (H^*) puede considerarse como una variable oculta, que no es observable y que es aproximada por indicadores imperfectos (H), tales como los días de enfermedad y los días en que la persona estuvo impedida de trabajar por la afección. Estos indicadores obtenidos

de las encuestas de hogares son valores reportados y, por tanto, están contaminados con errores de medición.

Los errores de medición son especialmente significativos cuando la información disponible del estado de salud se obtiene de reportes de los propios individuos. La percepción de la propia salud (o de la enfermedad) se hallaría relacionada con ciertas características personales. Por ejemplo, personas con mayor educación o con mayor acceso a los servicios de salud tendrían más probabilidades de detectar y reportar síntomas de enfermedad. En una ecuación de salud, estos efectos podrían confundir el impacto directo de la educación o de la atención médica. Otra posible consecuencia de esta subjetividad en el reporte de salud es la presencia de heterocedasticidad en la ecuación de salud, pues la variabilidad de este error de medición dependería también de algunas de sus variables explicativas.

Además, resulta inevitable una subestimación de la severidad de las enfermedades recientes, que podrían no haber concluido en el momento de la encuesta³. Una variable dicotómica de ocurrencia o no de una enfermedad reciente evita esta posible distorsión pero, de otro lado, pierde toda sensibilidad a la severidad o índole de la misma. En cualquier caso, a mayor longitud del intervalo definido en la encuesta (por ejemplo, la última semana o los últimos tres meses), más confiable resulta la aproximación de la condición real de la salud. En cierta forma, esta longitud “aumenta” el número de observaciones y, por ello, reduce la sensibilidad de los indicadores a factores que son temporales y aleatorios.

La conveniencia de remontarse al pasado se explica también por la importancia que suelen tener las condiciones de salud previas. De acuerdo con las variaciones intrapersonales de Jere Behrman (1990), el organismo humano puede, en el corto plazo, mantener una productividad similar a pesar de las condiciones adversas de salud. Con datos del sur de India, Anil Deolalikar (1988) observó que los indicadores de la nutrición actual pierden significancia con indicadores que reflejan el estado de nutrición para un lapso más prolongado.

3. Considerando que la duración de la enfermedad (D) reflejará perfectamente la severidad de la misma, una encuesta observaría $D^* = \text{Min}\{D; L\}$, donde L es el lapso de tiempo transcurrido desde el inicio de la enfermedad hasta la ejecución de la encuesta. Si además el momento de infección estuviera relacionado con alguna característica del individuo (por ejemplo, ocupación o lugar de residencia), el impacto de esta característica estaría sesgado aun más en una ecuación de salud.

En la práctica, la elección del mejor indicador del estado de salud es una decisión que normalmente es 'resuelta' por la inexistencia de una mejor alternativa dentro de la mayoría de encuestas de hogares (o individuos) disponibles⁴. La *Encuesta nacional de hogares* (ENAHOG) de 1995, y en general las encuestas de hogares como la ENNIV, ofrecen dos posibles indicadores: una variable dicotómica sobre la ocurrencia reciente de enfermedad y el número de días que tal enfermedad o dolencia afectó al individuo. En el primer caso, hace falta suponer que la enfermedad es una situación causada por un débil estado de salud. En otras palabras, siendo H^* el indicador verdadero de la condición de salud, que no se observa, se tendría:

$$y \quad \begin{array}{ll} G = 1, & \text{si } H^* < H^c \\ G = 0, & \text{si } H^* \geq H^c \end{array}$$

Donde G es la variable dicotómica planteada y H^c es un cierto nivel crítico de fortaleza del estado de salud. Por debajo de H^c , el individuo cae enfermo.

A su vez, el empleo del número de días de enfermedad como indicador del estado de salud requeriría un supuesto adicional: la enfermedad se prolonga más cuanto más débil es la salud del individuo (cuanto menor es su capacidad de recuperarse). En este caso, el tiempo de duración de la enfermedad (D) dependería negativamente de H^* :

$$y \quad \begin{array}{ll} D = D(H^*), & \text{si } H^* < H^c, \text{ donde } D' < 0 \\ D = 0, & \text{si } H^* \geq H^c \end{array}$$

Es importante tener en cuenta que la descripción de la salud a través de los días de enfermedad quedaría censurada para valores mayores que H^c . A pesar de diferencias entre las condiciones de salud de los individuos que no han caído enfermos, el indicador D atribuye a todos ellos un mismo valor (cero), como se muestra en la fórmula anterior. De cualquier forma, los días de enfermedad incluyen las diferencias interpersonales de la salud

4. En el ámbito empírico, la investigación económica no dispone de una lista extensa de indicadores de salud, de los cuales se pueda elegir el que tiene el menor error de medición. Por otra parte, la evidencia no muestra una divergencia concluyente entre los indicadores más frecuentes. Haddad, Kennedy y Sullivan (1994) comparan bases de datos de Filipinas, Brasil, Ghana y México y hallan que la ocurrencia absoluta de enfermedad, así como los días de duración de la afección, son "útiles" aproximaciones de indicadores basados en peso y talla.

de mejor manera que la variable dicotómica y, por ello, la empleamos para calcular el indicador de salud que se utiliza en la ecuación de salarios.

Una distorsión adicional asociada a los días de enfermedad como base del indicador de salud radica en que los individuos tienden a redondear su respuesta. Por este motivo, se pierden las diferencias entre individuos cuya enfermedad tuvo una duración cercana a un mismo número redondo de días (3, 5, 10, 15). En particular, la tendencia al redondeo es más fuerte cuando la enfermedad es larga. Es más probable obtener una respuesta precisa cuando la enfermedad dura solo unos pocos días.

La relación entre el estado de salud y los días de enfermedad ($D = D(H^*)$) podría ser no lineal. Por ello, cabe ensayar diversas transformaciones de D para generar un indicador de salud H . Desde luego, todas estas transformaciones implican una relación inversa entre ambas variables y reconocen una censura superior en el indicador H . El límite superior quedaría definido por $H^S = D^{-1}(0)$.

2.3 La simultaneidad entre salud y productividad

La estimación del impacto de la salud sobre la productividad es compleja porque las relaciones entre salario y salud no se limitan a ese impacto. Del mismo modo, la salud es una forma de capital humano y promueve el nivel de productividad; por su parte, el salario (W) afecta las condiciones de salud física y mental.

En primer lugar, el efecto ingreso es la vía más evidente por la cual la productividad favorece las condiciones de salud (considerada como un bien normal): la capacidad de generar mayores ingresos permite una mayor adquisición de insumos de la salud (por ejemplo, alimentos o medicinas). En segundo lugar, una mayor productividad puede generar determinados incentivos sobre la conducta de los agentes; por ejemplo, la productividad puede incentivar un incremento del esfuerzo laboral y, a su vez, este esfuerzo puede afectar negativamente la salud; también la familia podría optar por dedicar una mayor porción de su ingreso disponible a fortalecer la salud del miembro del hogar más productivo.

Hoy, sin embargo, se introduce la idea de que hay un conjunto de características no observables propias de los individuos que afectan su salud y su productividad. Se trata de rasgos inalterables (una cierta constitución física, por ejemplo) que resultan exógenos y aleatorios (μ), y que están en el término de error de la ecuación de la variable que afecta. En este caso, la simultaneidad entre dos variables no aparece solo ante efectos explícitos

de una sobre la otra. También la correlación de sus términos de error distorsiona las estimaciones. Siendo ε_W y ε_{H^*} los errores de ecuaciones que explican el salario y la salud, se tendría un problema de simultaneidad si $Cov(\varepsilon_W, \varepsilon_{H^*})$ es diferente de cero.

Así, siendo φ_W y φ_{H^*} los verdaderos términos de error, puede escribirse $\varepsilon_W = \mu_W + \varphi_W$, y $\varepsilon_{H^*} = \mu_{H^*} + \varphi_{H^*}$. Aunque los términos φ_W y φ_{H^*} se distribuyen independientemente, se tendría $Cov(\varepsilon_W, \varepsilon_{H^*}) = Cov(\mu_W, \mu_{H^*})$.

En primer lugar, la relación entre μ_W y μ_{H^*} puede basarse en que una misma característica no observada promueve la productividad y, a la vez, hace que el individuo conserve un mejor estado de salud (cierta habilidad peculiar o capacidad física, o algún rasgo psicológico). En segunda instancia, tal relación puede apoyarse en comportamientos del individuo; por ejemplo, una alta dotación en favor de la productividad (μ_W) genera un incentivo a invertir en reforzarla (o en compensarla dentro de la unidad familiar) a través de variables no observables recogidas en μ_{H^*} (ejemplo: cierta preocupación especial por promover la salud).

El enfoque de la variable instrumental para estimar los efectos del capital humano en la función de salarios tiene la ventaja de corregir el problema de endogeneidad y, a la vez, el problema de errores de medición; este método de estimación se llevará a la práctica en la etapa de estimación.

3. El modelo

3.1 Aspectos conceptuales

Gary Becker (1965) argumenta que las decisiones de un hogar podrían verse como el resultado de maximizar el nivel de satisfacción expresada con una función de utilidad, cuyas variables argumento son los bienes de consumo (C^i), los bienes de consumo que mejoran la salud (Y), el estado de la salud (H^i) y el nivel de ocio (I^i). Las decisiones del hogar son unitarias (por ejemplo, el jefe del hogar impone sus preferencias sobre el resto de los individuos) y el hogar debe enfrentar las restricciones de tiempo y de ingreso pleno. El modelo se describe como sigue:

Un hogar de n personas, dirigidas por un jefe de hogar, el cual busca maximizar la función de utilidad:

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

La primera restricción es la función de producción de la salud:

$$H^i = H(C, Y, I, X^i, Z, Z^i, F, u^i, u^j) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Donde C , Y , I representan el nivel de consumo de bienes, insumos de salud y ocio de la persona i . X^i denota el nivel de consumo, salud, y ocio de otros miembros del hogar; Z^i y u^i son los vectores de características observadas y no observadas de estos individuos respectivamente; y F denota la disponibilidad de programas de bienestar o de salud y de infraestructura comunitaria.

La segunda restricción es el ingreso pleno (S), el cual indica que todos los recursos disponibles del hogar se destinan a comprar bienes y servicios y a actividades de ocio.

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

Donde V representa el ingreso no laboral; p_j y p_k los precios de los bienes de consumo e insumos de salud; T , la cantidad total de tiempo disponible; y w , el nivel de salario de mercado.

La función de demanda de salud reducida es descrita como sigue:

$$H^i = h(P_c, P_y, S, F, Z, u^i) \quad (4)$$

P_c y P_y son los precios de los bienes de consumo relevantes para la salud y de los insumos de salud respectivamente.

La determinación de la ecuación de salarios (6) se estima de acuerdo con el esquema seguido por Jacob Mincer (1974) y, por tanto, toma en cuenta la presencia de una ecuación que explica la decisión de participación laboral (7), que debe permitir la corrección del problema de sesgo de selección de la función de salarios. La función de salarios depende de las características individuales (edad, sexo), variables de capital humano (años de estudio y experiencia laboral) y variables regionales que describen las características del mercado laboral.

Debido a a) los errores en la medición de la salud y b) su simultaneidad respecto del salario o endogeneidad de la variable salud, se corrige la estimación con el uso de variables instrumentales. El segundo punto requiere que las variables explicativas del salario se incluyan en la ecuación que instrumenta el indicador de salud H :

$$H = \beta_0 + \beta_1 X_H + \beta_2 X_W + \varepsilon_H \quad (5)$$

El término de error ε_H recoge el error de medición k ($\varepsilon_H = \varepsilon_{H^*} + k$).

En este contexto, la aceptación de la salud como una forma de capital humano conduce a su inclusión dentro de las variables explicativas de la productividad. De este modo, la ecuación salarial debería escribirse como:

$$\ln(W) = \alpha_0 + \alpha_1 X_W + \alpha_H H^* + \varepsilon_W \quad (6)$$

Donde X_W es un conjunto de variables relevantes, H^* denota el estado de la salud individual corregida y ε_W es un término aleatorio de error. Se emplea una especificación semilogarítmica por ser la más común en los estudios empíricos sobre los retornos de capital humano.

La ecuación salarial (6) presenta el sesgo de selección que debe ser corregido por el denominado procedimiento de Heckman o estimación de dos etapas (Heckman 1979, Lee 1983). La ecuación dicotómica que determina la decisión de participación en el mercado laboral (L) incluye como variables explicativas el salario, la salud y, además, un conjunto de variables X_L , que identifica el sistema. En la estimación, el salario no se incluye directamente por su no observabilidad cuando el individuo no participa en el mercado laboral, de modo que es reemplazado por sus variables explicativas X_W . Igualmente, la salud es sustituida por un conjunto de variables X_H que la instrumentan.

$$\begin{aligned} L &= L(W, H^*, X_L) \\ L &= L(X_W, X_H, X_L) \end{aligned} \quad (7)$$

Las ecuaciones (5), (6) y (7) conforman el sistema de ecuaciones. La salud es predecida en la ecuación (5), que se estima con un modelo tobit debido a la censura superior del indicador de salud H , y es incluida en la ecuación salarial (6).

3.2 El procedimiento de estimación

El cuadro 3.8 del apéndice señala las definiciones y los momentos muestrales de todas las variables utilizadas en las estimaciones del estudio.

En adición a la variable salud, la ecuación de salarios incluye edad, años de estudios y términos cuadráticos de ambos para considerar posibles

no linealidades en los impactos de esas variables. Asimismo, X_w incorpora dos variables adicionales: si reside en la ciudad capital del país y la tasa local de desempleo. Con esta última variable se espera capturar diferencias en los mercados laborales por distrito.

Se estimó la ecuación salarial sin incluir la salud. Los resultados muestran que los signos de los coeficientes de capital humano y las características individuales son los previstos por la teoría. Estos fueron robustos ante cambios en la especificación de la ecuación⁵.

En primer lugar, con relación a las variables que determinan la salud X_H , la teoría sugiere que habría características no observadas μ_H , asociadas a factores de heterogeneidad de los individuos, y que estarían incorporadas en el término de error $\varepsilon_H = \varphi_{H^*} + \mu_H + \kappa$.

En segundo lugar, debe notarse que la ecuación (5) es una función de demanda y no una función de producción de salud; por lo tanto, el vector X_H debe recoger como variables explicativas el ingreso y los precios de productos relevantes para la salud. Estas variables influyen en la cantidad de insumos de salud (por ejemplo, nutrientes, servicios médicos) que consume la unidad familiar.

La familia demanda los insumos de salud de sus miembros conociendo, entre otras cosas, sus dotaciones no observadas μ_H . Por ello, el nivel de consumo de esos insumos está probablemente correlacionado con el término de error ε_H . En definitiva, dentro de la demanda de salud solo pueden aparecer factores que, aunque afecten la producción de la misma, no sean determinados por el hogar, al menos en el corto plazo. Tal es el caso de la edad, la educación, los precios de alimentos, los servicios públicos ofertados, etc.

Dentro de las variables explicativas de la salud, el acceso a la atención médica ofertada por el Estado es importante para realizar un posterior análisis del impacto de las inversiones públicas en salud. La medición del acceso a estos servicios no está asociada a la asistencia recibida por cada individuo, porque se introduciría entonces el carácter endógeno de esos servicios. El uso es una decisión basada, entre otras variables, en el propio ingreso, el costo de oportunidad del tiempo (en ambos casos, medidos por el salario) y del estado de la propia salud.

5. La sustitución de la edad por la experiencia potencial mantuvo el ajuste de la regresión. Los coeficientes de las variables se modificaron de acuerdo con la relación lineal entre la experiencia, la edad y los años de estudio (EXPERIENCIA=EDAD-ESTUDIOS-6). Se eligió la especificación que incorpora la edad, la cual captura parte del impacto de la experiencia laboral.

Para simplificar nuestro análisis, introducimos en la ecuación de salud (5) el número per cápita de establecimientos públicos de salud en cada distrito. Esta variable permite una evaluación más directa del impacto de las inversiones públicas en salud por el lado de la oferta. Incluimos también el término cuadrático de esta variable para observar posibles efectos no lineales⁶.

4. *Análisis de los resultados*

La muestra empleada en las regresiones está conformada solo por individuos entre 18 y 70 años de edad, personas adultas que son potenciales participantes en el mercado laboral (la ecuación probit de participación en este mercado se adjunta en el cuadro 3.9 del apéndice). Los test de Wald indican que el conjunto de instrumentos, X_L , es significativo en las cuatro muestras: hombres y mujeres de áreas urbanas y rurales.

El cuadro 3.4 muestra las regresiones que tienen a la salud por variable dependiente. Empleamos como indicador de la salud la transformación $H = 1/(1+D)$, que cumple con plantear una relación inversa entre la duración de la enfermedad y el indicador de salud. Se halla censurada superiormente en 1 [= $1/(1+0)$].

El indicador de salud propuesto tiene la ventaja de mostrar un impacto marginalmente decreciente para los días de afección; esta característica es conveniente debido a la tendencia del individuo a redondear su respuesta cuando no recuerda el número exacto de días de su enfermedad, lo que es más probable cuando esta ha sido prolongada. El indicador H reduce la

6. La introducción del número de establecimientos públicos de salud dentro de la ecuación (5) presenta un problema de endogeneidad. El Estado no distribuiría sus servicios aleatoriamente, sin criterio alguno. Sen (1995) presenta una breve descripción de la economía política de la distribución de los beneficios de los programas sociales. Aun más allá del interés por beneficiar a quienes más lo necesitan -como sugieren Rosenzweig y Wolpin (1986) y Pitt, Rosenzweig y Gibbons (1995)-, aparecen problemas por enfrentar tales como la viabilidad política y la fuerza de los grupos más poderosos. La conocida teoría de los grupos de presión modela este fenómeno. Por otro lado, la teoría del altruismo formaliza el afán por compensar a los más necesitados. En particular, si la infraestructura pública se instalase preferentemente en localidades con peores dotaciones de salud, la correlación entre el término de error eH y el número de centros públicos sería distinta de cero, y su impacto sobre la salud quedaría sesgado hacia abajo. Esta endogeneidad de la infraestructura pública de salud requeriría métodos instrumentales. Por simplicidad, obviamos este análisis, pero reconocemos un posible sesgo hacia abajo en nuestros resultados.

Cuadro 3.4
Ecuación de salud por sexo y región, tobit censurado

Variable dependiente: $H = 1/(1 + \text{número de días enfermo})$ [T-estadístico en corchetes]

Variables independientes	Hombres		Mujeres	
	Urbana	Rural	Urbana	Rural
1 Constante	3,020* [10,54]	1,408*** [3,74]	2,367*** [10,84]	1,572*** [4,98]
<i>Características individuales</i>				
2 Edad [10 ²]	-0,578 [-1,11]	0,105 [0,13]	-1,163*** [-2,93]	-1,537** [-2,25]
3 Cuadrado de la edad [10 ⁻⁴]	-0,871 [-1,36]	-1,584* [-1,68]	-0,192 [-0,39]	0,093 [0,12]
<i>Variables de capital humano</i>				
4 Años de educación [$\times 10^2$]	3,827* [2,62]	5,899*** [3,26]	2,296*** [2,63]	-0,480 [-0,36]
5 Cuadrado de los años de educación [10 ⁻²]	-0,071 [-0,76]	-0,275** [-2,05]	-0,024 [-0,39]	0,178 [1,64]
<i>Activos del hogar</i>				
6 Ingreso no laboral	0,018 [1,35]	-0,017 [-0,53]	0,041*** [3,55]	-0,097* [-1,85]
<i>Infraestructura de la vivienda</i>				
7 Horas de oferta de agua [$\times 10^4$]	1,538 [1,25]	3,762* [1,86]	-0,155 [-0,16]	2,907* [1,75]
8 Sistema de desagüe adecuado	0,006 [0,22]	0,049 [0,57]	0,013 [0,61]	-0,113 [-1,63]
9 Piso no terroso	0,276* [3,66]	0,093 [1,22]	0,283*** [4,96]	0,124* [1,93]
<i>Variables regionales</i>				
10 Residencia en la costa	-0,130* [-2,98]	0,131** [2,31]	-0,101*** [-3,05]	0,228*** [4,86]
11 Residencia en Lima	0,182* [3,64]	-	0,176*** [4,60]	-
<i>Variables comunitarias</i>				
12 Indicador de pobreza	-0,978** [-1,99]	-7,095** [-2,20]	-0,711* [-1,76]	-1,214 [-0,45]
13 Tasa de desempleo	-1,095** [-2,22]	-1,036* [-1,74]	-1,361*** [-3,65]	-1,236** [-2,57]
<i>Infraestructura de salud</i>				
14 Número de establecimientos de salud per cápita	-0,321 [-0,66]	0,139** [2,15]	-0,797** [-2,18]	0,089* [1,70]
15 Cuadrado del número de establecimientos de salud per cápita	0,224 [0,48]	-0,014** [-2,50]	0,699** [1,99]	-0,012*** [-2,73]
<i>Precios de alimentos</i>				
16 Precio del arroz	-0,977* [-9,32]	-0,410*** [-2,92]	-0,718*** [-9,08]	-0,322*** [-2,77]
17 Precio del tomate	-0,285* [-6,64]	-0,092 [-1,37]	-0,198*** [-6,03]	-0,088 [-1,53]
18 Precio de la leche	0,276** [2,08]	0,607*** [3,26]	0,286*** [2,77]	0,475*** [2,92]
$\partial H/\partial[\text{Establecimientos}]$	-0,304 [-0,68]	0,135** [2,14]	-0,740** [-2,20]	0,085* [1,67]
Test de significancia conjunta [2]-[3]	180,3***	70,7***	280,5***	128,5***
Test de significancia conjunta [4]-[5]	49,7***	22,5***	56,1***	13,2***
Test de significancia conjunta [7]-[9]	16,4***	6,1	26,4***	8,6***
Test de significancia conjunta [10]-[11]	13,9***	-	21,2***	-

continúa

continuación

Variables independientes	Hombres		Mujeres	
	Urbana	Rural	Urbana	Rural
Test de significancia conjunta [12]-[13]	9,7***	6,2**	17,4***	6,7**
Test de significancia conjunta [14]-[15]	2,3	-	6,7**	-
Test de significancia conjunta [16]-[18]	101,2***	17,0***	97,4***	14,4***
Ln (F. de verosimilitud)	-12,209	-4,174	-16,107	-4,721
Chi-Cuadrado	483,3***	-	755,4***	-
Prob [H* < 1]	22,7%	29,1%	32,7%	38%
Número de observaciones	18.787	5.633	20.435	5.671

(*) Estadísticamente significativo al 10% de nivel de confianza. (**) Estadísticamente significativo al 5% de nivel de confianza. (***) Estadísticamente significativo al 1% del nivel de confianza.

importancia de variaciones en los días reportados de enfermedad en la medida en que esta es mayor⁷.

En el caso de la edad, tanto el término lineal como el cuadrático obtienen coeficientes negativos en la mayoría de los casos. En general, el paso de los años deteriora las condiciones de salud y acelera tal deterioro. El efecto final de la edad es siempre negativo sobre la salud, con la excepción de la muestra de hombres rurales.

Las variables indicadoras de la riqueza son significativas solo en algunos casos. El ingreso no laboral familiar *per cápita* es significativo solo para las mujeres y en el área rural. Las horas de acceso a la red pública de agua potable y disponibilidad apropiada de pisos en la vivienda afectan positiva y significativamente la salud de la población en las áreas urbanas.

La educación obtiene un impacto positivo que estaría asociado al mejor aprovechamiento de los conocimientos e insumos disponibles, que permiten un mejor cuidado de la salud. En general, los coeficientes de la educación en el cuadro 3.4 estarían sesgados hacia abajo si fuera cierto que personas más educadas reportan sus síntomas de enfermedad con mayor probabilidad que las de menor educación.

Con relación al impacto de los precios de los insumos de salud, con la excepción de la leche, los incrementos de los precios de los alimentos redujeron de forma significativamente la demanda de salud en todas las muestras⁸.

7. Se ensayaron otras transformaciones y se comprobó que los mayores niveles de verosimilitud eran alcanzados por aquellas que presentaban impactos marginales decrecientes para D (días de enfermedad reportados). En particular, $H_a = -\sqrt{D}$, $H_b = -\ln(1+D)$ y $H = 1/(1+D)$ obtuvieron los niveles más altos.

8. Solo algunos precios al consumidor resultaron disponibles para todos los departa-

Las condiciones comunitarias son relevantes en la determinación de la salud de los individuos. La calidad de construcción de las viviendas (suelo no terroso), el índice provincial de pobreza y la tasa local de desempleo muestran un impacto positivo sobre la salud. La salud sería afectada por las condiciones de vida en las que se desarrolla el individuo. Asimismo, la ciudad de Lima y la costa muestran un impacto positivo sobre la salud, verificado por el nivel local de pobreza y el acceso a los servicios públicos de salud, lo cual podría estar asociado a la utilización de otros insumos (como servicios privados) y otras condiciones (por ejemplo, factores climáticos).

En áreas rurales, el número per cápita de establecimientos públicos tiene un impacto positivo y significativo sobre las condiciones de salud. Se evalúa en la media de la muestra el efecto implícito en los coeficientes de los términos lineal y cuadrático. El coeficiente negativo de este último indica que los retornos de la inversión pública en salud son decrecientes. En las zonas urbanas, se obtienen impactos negativos y, entre las mujeres, este efecto es estadísticamente significativo. Los cuadros 3.5 y 3.6 muestran las estimaciones de las ecuaciones salariales en tres casos distintos: a) excluyendo a la variable salud, b) incluyendo los valores observados de la salud, y c) incluyendo los valores estimados del indicador de salud.

Cuadro 3.5
Ecuación de salarios: hombres

Mínimo cuadrado ordinario corregido por la estimación de Heckman en dos etapas.
Variable dependiente: $\ln[W]$, logaritmo natural de los salarios por hora. (T- estadísticos en corchetes)

Variables	Urbano			Rural		
	Excluyendo salud	Salud exógena	Salud [VI]	Excluyendo salud	Salud exógena	Salud [VI]
1 Constante	1,374*** [-8,50]	1,421*** [-8,77]	-2,103*** [-8,79]	1,496*** [-6,03]	-1,551*** [-6,21]	-3,944*** [-9,17]
<i>Características individuales</i>						
2 Edad	0,052*** [7,12]	0,051*** [6,94]	0,051*** [6,96]	0,029** [2,57]	0,028** [2,52]	0,015 [1,36]
3 Edad al cuadrado [$\times 10^{-2}$]	-0,053*** [-5,98]	-0,051*** [-5,77]	-0,048*** [-5,39]	-0,038*** [-3,05]	-0,037*** [-2,97]	-0,006 [-0,46]
<i>Variables de capital humano</i>						
4 Años de educación	0,108*** [10,14]	0,107*** [10,07]	0,094*** [8,40]	0,024 [1,25]	0,022 [1,17]	0,057*** [-2,60]
5 Años de educación al cuadrado [$\times 10^{-2}$]	-0,143** [-2,07]	-0,140** [-2,02]	-0,101 [-1,45]	0,537*** [3,79]	0,545*** [3,85]	0,938*** [6,16]
6 Indicador de salud	-	0,090*** [4,19]	0,933*** [4,13]	-	0,086* [1,77]	3,964*** [6,95]
<i>Variables del mercado laboral local</i>						
7 Residencia en Lima	0,265*** [13,91]	0,265*** [13,90]	0,276*** [14,32]	-	-	-
8 Tasa de desempleo [Distrito]	0,387* [1,65]	0,398* [1,70]	0,486** [2,06]	1,180** [2,35]	1,163** [2,32]	0,787 [1,57]
9 Término de selección	-0,184*** [-3,36]	-0,196*** [-3,57]	-0,193*** [-3,53]	0,147 [1,61]	0,143 [1,56]	0,129 [1,42]
Retorno de la educación	8,1%	8,0%	7,4%	9,0%	8,9%	5,8%
Retorno de la salud	-	0,5%	4,7%	-	0,4%	14,2%
Edad de máxima productividad	49,2	49,7	53,0	37,4	37,6	125,6
Test conjunto de confianza [2]-[3]	197,1***	202,1***	181,6***	17,9***	16,2***	15,8***
Test conjunto de confianza [4]-[6]	1.175,3***	1.192,8***	1.192,7***	291,5***	294,8***	343,1***
Test conjunto de confianza [4]-[5]	1.175,3***	1.165,6***	621,6***	291,5***	288,6***	150,5***
Test conjunto de confianza [7]-[8]	233,8***	236,3***	247,9***	10,2,***	9,8***	5,6*
Test de Hausman	-	-	184,1***	-	-	122,1***
Log Likelihood	-18,478	-18,469	-18,469	-7,164	-7,162	-7,139
Chi-cuadrado global	295,5***	261,1***	261,0***	76,6***	66,1***	73,2***
R ² ajustado	0,126	0,127	0,127	0,093	0,093	0,102
Número de observaciones	14.321	14.321	14.321	4.445	4.445	4.445

(*) Estadísticamente significativo al 10% de nivel de confianza. (**) Significancia estadística al 5% de nivel de confianza. (***) Significancia estadística al 1% de nivel de confianza.

Cuadro 3.6
Ecuación de salarios: mujeres

Mínimo cuadrado ordinario corregido por la estimación Heckman en dos etapas.

Variable dependiente: $\ln[W]$, logaritmo natural de los salarios por hora. (T- estadísticos en corchetes)

Variables	Urbano			Rural		
	Excluyendo salud	Salud exógena	Salud [VI]	Excluyendo salud	Salud exógena	Salud [VI]
1 Constante	-1,752*** [-10,44]	-1,784*** [-10,61]	-2,577*** [-9,81]	2,418*** -6,78	-2,487*** [-6,95]	-4,267*** [-7,25]
<i>Características individuales</i>						
2 Edad	0,074*** [10,26]	0,073*** [10,18]	0,074*** [10,26]	0,052*** [3,43]	0,051*** [3,32]	0,054*** [3,51]
3 Edad al cuadrado [$\times 10^{-2}$]	-0,079*** [-8,77]	-0,078*** [-8,64]	-0,073*** [-8,03]	-0,058*** [-3,27]	-0,055*** [-3,10]	-0,043** [-2,40]
<i>Variables de capital humano</i>						
4 Años de educación	0,105*** [10,45]	0,104*** [10,34]	0,091*** [8,53]	0,124*** [4,78]	0,124*** [4,78]	0,116*** [4,44]
5 Años de educación al cuadrado [$\times 10^{-2}$]	-0,279*** [-3,96]	-0,275*** [-3,90]	-0,243*** [-3,43]	-0,086 [-0,42]	-0,093 [-0,45]	-0,130 [-0,63]
6 Indicador de salud	-	0,064*** [2,60]	1,060*** [4,08]	-	0,146* [1,93]	2,247*** [3,94]
<i>Variables del mercado laboral local</i>						
7 Residencia en Lima	0,383*** [15,45]	0,381*** [15,37]	0,374*** [15,05]	-	-	-
8 Tasa de desempleo	-0,468	-0,435	-0,125	3,694***	3,646***	3,384***
9 Término de selección	[-1,43] 0,002 [0,04]	[-1,33] -0,007 [-0,12]	[-0,37] -0,011 [-0,19]	[4,52] 0,087 [1,08]	[4,47] 0,075 [0,94]	[4,14] 0,082 [1,02]
Retorno de la educación	5,9%	5,9%	5,1%	11,7%	11,6%	10,4%
Retorno de la salud	-	0,2%	3,4%	-	0,4%	6,2%
Edad de máxima productividad	46,7	47,0	50,4	45,3	46,2	62,0
Test conjunto de confianza [2]-[3]	221,4***	225,7***	206,6***	12,0***	11,7***	23,4***
Test conjunto de confianza [4]-[6]	630,2***	637,3***	647,9***	171,5***	175,6**	188,4***
Test conjunto de confianza [4]-[5]	630,2***	620,4***	268,8***	171,5***	168,7***	114,4***
Test conjunto de confianza [7]-[8]	239,8***	237,7***	227,9***	23,5***	22,5***	19,8***
Test de Hausman	-	-	229,3***	-	-	182,5**
Log Likelihood	-13,040	-13,036	-13,031	-3,254	-3,252	-3,246
Chi-cuadrado global	174,3***	153,5***	154,8***	41,5***	36,2***	38,1***
R ² ajustado	0,112	0,113	0,114	0,113	0,114	0,120
Número de observaciones	9.598	9.598	9.598	1.908	1.908	1.908

(*) Estadísticamente significativo al 10% de nivel de confianza. (**) Significancia estadística al 5% de nivel de confianza. (***) Significancia estadística al 1% de nivel de confianza.

En conclusión, los resultados del cuadro 3.6 confirman la teoría: las condiciones de buena salud tienen un efecto significativo y positivo sobre la productividad por sexo y región. La magnitud del impacto de la salud sobre la productividad varía según el grupo de la población. Los efectos de mejoras en las condiciones de salud tienen un impacto mayor en productividad en el área rural. Esta diferencia en favor de zonas rurales es mayor entre los hombres que entre las mujeres⁹ (cuadro 3.7)¹⁰.

Cuadro 3.7
Retornos de la salud en la productividad (porcentajes)

Grupo de población	Tasa de retorno de la salud*
Hombres, área urbana	4,7%
Mujeres, área urbana	3,4%
Hombres, área rural	14,2%
Mujeres, área rural	6,2%

(*) Efecto de un día adicional de buena salud en el salario en un período de 30 días.

Cuando no se controla la salud, se obtienen coeficientes de edad y educación ligeramente sesgados hacia arriba. Por tanto, la omisión de la variable salud hace que dichos coeficientes capturen parte de sus efectos sobre la productividad.

El impacto de la edad sobre la productividad, aunque es positivo en un inicio, es decreciente y, a partir de cierto momento, negativo. La edad crítica que marca el comienzo del declive de la productividad varía de una muestra a otra. Según las regresiones que omiten la salud, en las zonas urbanas se alcanza la máxima productividad a los 49,2 y 46,7 años de edad entre hombres y mujeres, respectivamente. Al controlar la salud, la edad crítica es más tardía: 53,0 años en los hombres¹¹ y 50,4 en las muje-

9. Como se mencionó, estos resultados son robustos a cambios del indicador de salud, siempre que este considere un impacto marginalmente decreciente para los días de enfermedad.

10. Dado que $H = 1/(1+D)$, se tiene que $\partial W/\partial D = (\partial W/\partial H) \cdot (\partial H/\partial D) = -\alpha_H/(1+D)^2$, donde α_H es el coeficiente del indicador H dentro de la ecuación salarial y D es evaluado en las medias muestrales.

11. Dado que la función estimada describe la relación entre edad y productividad como una U invertida, la edad de máxima productividad (el vértice de la parábola) se calcula $E^* = -\alpha_{E1} / [2 \cdot \alpha_{E2}]$, donde α_{E1} y α_{E2} son los coeficientes de los términos lineal y

res¹². La inclusión de la variable salud instrumentada determina que el ciclo de vida productiva se extienda a todos los individuos.

Incluyendo la salud instrumentada, los retornos de la educación en zonas urbanas son de 7,4% y 5,1% para hombres y mujeres, respectivamente; y en áreas rurales, 5,8% y 10,4%. Si se utiliza la variable salud instrumentada en la ecuación de salarios, los retornos de la educación de los hombres son más altos en 9,5% y 55,2% en el área urbana y rural respectivamente, que en el caso de hacer uso de la variable salud observada. En mujeres, la proporción de sobreestimación es de 15,7% y 2,9% en la zona urbana y rural, respectivamente. Este sesgo hacia arriba se explica por una esperada correlación positiva entre ambas formas de capital humano: educación y salud (Schultz 1996). En ausencia de la segunda, los años de educación capturan el efecto variable salud que es omitida.

El impacto de residir en Lima es siempre positivo e insensible a la inclusión de las condiciones de salud observada o instrumentada. Para los hombres, participar en el mercado laboral limeño implica un salario 28% mayor, para las mujeres 37%. De otro lado, el desempleo local por distrito debería controlar diferencias de los mercados laborales entre los distritos. Exceptuando a las mujeres urbanas, se obtienen coeficientes significativos y positivos.

El término de corrección del sesgo de selección (λ) es significativo en el caso de hombres urbanos, y tiene un signo negativo. Las características no observables que determinan la probabilidad de participación laboral están negativamente relacionadas con el nivel de salarios recibidos en el mercado, las cuales no son capturadas por las variables explicativas de la ecuación de salarios.

Extendimos el análisis al efecto cruzado entre salud y educación. Luego de instrumentar el término de interacción entre salud y estudios, este es introducido en la ecuación salarial y se obtiene que, para los hombres, existe una interacción positiva entre ambas formas de capital humano. La educación y la salud son complementarias una de la otra. La tasa de retorno de la educación es más alta cuando el individuo es más sano, y el retor-

cuadrático de la edad, respectivamente. En el caso de hombres urbanos, por ejemplo, la productividad es máxima a los 53,0 años = $-0.051 / [2 \times -0,00048]$.

12. En el caso de las mujeres que viven en las áreas rurales, el incremento de la edad crítica es mucho mayor, de 37,4 a 62,0 años de edad cuando se controla por salud. En el caso de los hombres rurales, se encuentra que la productividad es creciente a medida que transcurren los años.

no de la salud aumenta con los años de educación. Esta interpretación rechazaría la idea de que las buenas condiciones de salud favorecen a quienes realizan actividades físicas frente a los que efectúan un no trabajo no manual.

La inclusión del término de interacción entre el indicador de salud instrumentada y la edad muestra que la productividad es más sensible a cambios en las condiciones de salud usualmente para las personas de mayor edad. Políticas dirigidas a mejorar las condiciones de salud en la población de mayor edad tendría efectos en el aumento relativo de los salarios de este grupo. En todas las muestras se obtiene un coeficiente positivo del término cruzado del indicador de salud y la edad, y son significativos en el caso de los hombres rurales y las mujeres urbanas. Estos resultados no se incluyen por razones de espacio, pero pueden ser enviados al lector a su solicitud.

La calidad de la infraestructura de la vivienda tiene un efecto favorable en los salarios por hora a través de las mejores condiciones de salud. Los resultados sugieren que los salarios de las mujeres urbanas y hombres rurales son los más susceptibles a estos cambios, aunque no son de gran magnitud. Por ejemplo, un incremento de 50% en las horas ofertadas de agua, la calidad del suelo de la vivienda y del sistema de desagüe en el nivel comunitario, aumenta los salarios de las mujeres: 3,5% y 1,8% en el área urbana y rural respectivamente. En el caso de los hombres la variación es de 2,1% y 2,3% (ver cuadro 3.10 del apéndice).

Conclusiones

El estudio rescata la idea de que la salud es un componente clave en la formación de capital humano, y comprueba que las políticas públicas, al mejorar las condiciones de salud de las personas, pueden elevar sus salarios, y con ello el nivel de vida de los hogares. Las técnicas de variables instrumentales consideran el problema de endogeneidad en salud y permiten reducir los errores de medición que la información de salud involucra (disponible en la *Encuesta nacional de hogares*).

La salud tiene un impacto positivo en los salarios. Un día de vida sana adicional tiene un impacto mayor en el salario de los hombres (4,7% en el área rural y 10,4% en el área urbana) que en el de las mujeres (3,4% y 6,2% para el área rural y urbana respectivamente).

Además, los retornos estimados de la edad y educación están sobreestimados cuando la variable de salud es omitida de la ecuación de salarios. En particular, la productividad de los hombres y mujeres rurales resultó la más sensible a las condiciones de salud. Empíricamente, si no hubiesen sido corregidos, la simultaneidad y el error de medición habrían sesgado los coeficientes de la salud hacia abajo.

Con relación al impacto de los servicios públicos de salud, en las zonas rurales se aprecia una sensibilidad mayor en el acceso a ellos (aunque con un sesgo favorable a la salud masculina). Hay también cierta evidencia de que los retornos de la salud estarían ligeramente subestimados por la omisión de los términos de interacción.

La conclusión final del estudio es contundente: los individuos con mayor riqueza son más saludables, y la mejora en las condiciones de salud opera positivamente en el nivel de salarios. En el área rural, la infraestructura de la vivienda, el medio comunitario y la oferta de infraestructura de salud explican las condiciones de salud. Por otro lado, los salarios por hora de los hombres urbanos y las mujeres rurales son positivamente sensibles a la inversión en infraestructura en la vivienda, creando efectos positivos en sus condiciones de salud y, con ello, en el nivel de sus salarios. Estos instrumentos de política son útiles para mejorar el nivel de equidad del mercado laboral.

La investigación tuvo que enfrentar la falta de información de otras variables de política que pudieran ser incorporadas en la ecuación de salud. En la encuesta ENAHO 1995 hay información de la tasa de enfermedad y el número de días enfermo reportado por las personas. Por otro lado, ciertas variables que en teoría podrían explicar las condiciones de salud (como el número de médicos y/o enfermeras por cada 10.000 habitantes, el número de camas por distrito y el nivel de cobertura del Instituto de Seguridad Social por distrito) no resultaron con los coeficientes esperados. No ha sido posible diferenciar si es por la baja calidad de la información, insuficiente nivel de desagregación, serios problemas de medición o porque simplemente no tienen impacto sobre las condiciones de salud.

Finalmente, la continuación de esta área de investigación es necesaria para la mejor administración de recursos de la inversión pública y privada en salud, lo que redundará en el incremento de salarios de los agentes comprometidos. Actualmente es posible contar con la información antropométrica para adultos de la ENNIV 2000, es decir, que con la información de la talla o del índice de masa corporal se puede calcular nuevas tasas de retorno en salud. Queda pendiente la incorporación de nuevas fuentes de

información, principalmente las asociadas a instrumentos de política, tales como indicadores de oferta de los programas de salud y alimentos, que son de gran importancia en el presupuesto de la República y cuya evaluación, en cuanto a los efectos en la salud de las personas, permitirá apreciar sus impactos indirectos en los salarios. Esto podría ser de suma utilidad para diseñar nuevos criterios de asignación del gasto social.

Apéndice

Cuadro 3.8
Definiciones y momentos muestrales de las variables

Variable	Definición	Media [†]	Desviación estándar [†]
<i>Variables dependientes</i>			
Días de enfermedad reportados	Número de días de enfermedad durante los últimos quince días previos a la entrevista.	2,21	4,49
Tasa de enfermedad reportada	1 = reportó dolencia o enfermedad en los últimos quince días previos a la entrevista, 0 = de otro modo.	0,27	0,44
Ln (salario)	Logaritmo natural del salario (en nuevos soles) por hora del individuo (calculado a partir de las horas de trabajo semanal y los sueldos mensuales, salarios semanales y ganancias semestrales).	0,34	1,15
<i>Variables independientes</i>			
Edad	Años cumplidos de edad (sin considerar fracciones de año).	23,22	82,92
Años de educación	Años de estudios (calculados a partir de los grados aprobados).	8,07	4,08
Automóvil	Dicotómica: Propiedad de un automóvil = 1; de otra manera = 0.	0,10	0,31
Otro vehículo	Dicotómica: 1 = si el hogar dispone de algún vehículo distinto de un automóvil; 0 = de otro modo.	0,32	0,47
Ingreso no laboral	Ingresos en nuevos soles (laborales y no laborales) recibidos por el conjunto de miembros del hogar en el mes anterior, excluyendo el ingreso laboral del individuo en observación, dividido por el tamaño familiar.	6,23	57,37
Residencia en la costa	Dicotómica: Residencia en la costa del país = 1; de otra manera = 0.	0,44	0,50
Residencia en Lima	Dicotómica: Residencia en la ciudad capital = 1; de otra manera = 0.	0,14	0,35
Horas de suministro de agua	Horas de abastecimiento de agua de la red pública durante la última semana.	76,22	98,78
Sistema de desagüe apropiado	Dicotómica: Acceso a la red pública de desagüe dentro del hogar = 1; de otra manera = 0.	0,56	0,50

continúa

continuación

Variable	Definición	Media [†]	Desviación estándar [†]
Piso no terroso	Tasa distrital de hogares con suelo no terroso.	0,60	0,25
Establecimientos de salud per cápita	Número distrital de hospitales, postas o centros del Ministerio de Salud, IPSS, Gobierno Local u otro organismo estatal, por 10.000 habitantes.	4,06	8,72
Tasa de desempleo	Tasa distrital de desempleo	7,76	3,13
Índice de pobreza	Índice provincial de necesidades insatisfechas calculado por FONCODES.	2,22	2,22
Jefe del hogar	Dicotómica: El individuo es el jefe del hogar = 1; de otra manera = 0.	0,35	0,48
Precio de arroz	Precio en nuevos soles de un kilo de arroz corriente en noviembre de 1995 en el departamento.	1,27	0,15
Precio de leche	Precio en nuevos soles de una lata grande de leche evaporada en noviembre de 1995 en el departamento.	1,57	0,11
Precio de tomate	Precio en nuevos soles de un kilo de tomate en noviembre de 1995 en el departamento.	1,12	0,33
Zona urbana	Dicotómica: Residencia en zona urbana o semiurbana = 1 (según la calificación del INEI incluida en la encuesta); de otra manera = 0.	0,78	0,42

[†]: Calculadas para la muestra entre 17 y 70 años de edad.

Cuadro 3.9
Ecuación de participación laboral por sexo y región (regresión probit)

Variables independientes	Hombres		Mujeres	
	Urbana	Rural	Urbana	Rural
1 Constante	-3,251*** [-11,69]	-1,847*** [-4,02]	-2,067*** [-9,26]	-1,876*** [-4,89]
<i>Características individuales</i>				
2 Edad [10 ⁻²]	0,213*** [38,60]	0,107*** [10,07]	0,131*** 31,21	0,088*** [10,39]
3 Cuadrado de la edad [10 ⁻⁴]	-0,267*** [-41,01]	-0,123*** [-9,80]	-0,171*** -31,96	-0,103*** [-9,98]
<i>Variables de capital humano</i>				
4 Año de educación [$\times 10^{-2}$]	0,133*** [9,48]	0,067*** 2,81	0,014 [1,57]	0,044*** [2,74]
5 Cuadrado de los años de educación [10 ⁻²]	-1,017*** [-11,69]	-0,637*** [-3,76]	-0,089 [-1,41]	0,050 [0,40]
<i>Características del hogar</i>				
6 Cabeza del hogar [X _i]	0,753*** [22,93]	1,369*** [22,65]	0,794*** [24,70]	1,763*** [24,10]
<i>Activos del hogar</i>				
7 Ingreso no laboral	-0,126*** [-11,42]	-0,001 -0,01	-0,041*** [-3,74]	-0,242*** [-3,00]
8 Automóvil [X _i]	0,006 [0,16]	-0,242** -2,15	-0,005 [-0,17]	-0,092 [-0,91]
9 Otro vehículo [X _i]	0,044* [1,84]	-0,006 [-0,12]	0,053*** [2,75]	0,081* [1,75]
<i>Infraestructura de la vivienda</i>				
10 Horas de oferta de agua [$\times 10^{-4}$]	1,134 [0,90]	6,625*** [2,64]	-0,577 -0,59	7,488*** [4,28]
11 Sistema de desagüe adecuado	-0,104*** [-3,74]	-0,236** [-2,47]	0,074*** [3,40]	0,218*** [2,68]
12 Piso no terroso	-0,022 [-0,30]	-0,007 [-0,08]	-0,011 [-0,19]	0,320*** [4,15]
<i>Variables regionales</i>				
13 Residencia en la costa	0,074* [1,79]	0,098 [1,41]	-0,076** [-2,28]	0,062 [1,11]
14 Residencia en Lima	0,346*** [6,93]	- -	0,089** [2,27]	- -
<i>Variables comunitarias</i>				
15 Indicador de pobreza	-0,141 [-0,27]	-1,035 [-0,26]	0,578 [1,31]	6,691** [2,02]
16 Tasa de desempleo	-1,499*** [-3,17]	-2,966*** [-4,15]	-2,354*** [-6,15]	-2,024*** [-3,42]
<i>Infraestructura de salud</i>				
17 Número de establecimientos de salud per cápita	-0,319 [-0,58]	-0,220 [-0,96]	0,522 [1,38]	-0,251*** [-3,86]
18 Cuadrado del número de establecimientos de salud per cápita	0,385 [0,72]	0,092 [0,47]	-0,569 [-1,55]	0,018*** [3,11]
<i>Precios de alimentos</i>				
19 Precio del arroz	-0,348*** [-3,43]	-0,270 [-1,59]	0,060 [0,74]	-0,154 [-1,10]
20 Precio del tomate	0,002 [0,04]	-0,128 [-1,55]	0,033 [1,00]	0,040 [0,59]

continúa

continuación

Variables independientes	Hombres		Mujeres	
	Urbana	Rural	Urbana	Rural
21 Precio de la leche	0,205 [1,55]	0,366 [1,60]	-0,203* [-1,90]	-0,393** [-1,99]
Test de significancia conjunta [2]-[3]	1.735,9***	101,5***	1.021,5***	109,1***
Test de significancia conjunta [4]-[5]	173,5***	22,2***	2,5	79,7***
Test de significancia conjunta [7]-[9]	135,6***	4,7	22,1***	13,2***
Test de significancia conjunta [10]-[12]	14,8***	11,4***	11,7***	49,2***
Test de significancia conjunta [13]-[16]	120,8***	18,9***	74,8***	34,7***
Test de significancia conjunta [13]-[14]	111,2***	-	6,3**	-
Test de significancia conjunta [15]-[16]	10,3***	18,0***	38,6***	21,6***
Test de significancia conjunta [17]-[18]	2,0	3,1	4,1	-
Test de significancia conjunta [19]-[21]	14,8***	18,1***	80,6***	33,5***
Ln (F de verosimilitud)	-7.908	-2.003	-13.201	-3.107
Chi-Cuadrado	4.791***	1.798,2***	1.853***	1.029,2***
X ² [X _i] (variables de identificación)	529,7***	524,8***	615,4***	584,5***
Porcentaje de aciertos	81,9%	84,1%	61%	73,9%
Número de observaciones	18.787	5.633	20.465	5.671

(*) Estadísticamente significativo al 10% de nivel de confianza. (**) Estadísticamente significativo al 5% de nivel de confianza. (***) Estadísticamente significativo al 1% del nivel de confianza.

Cuadro 3.10
Efectos de mejoras en la infraestructura de la vivienda en el salario por sexo y región

Simulación 1: efecto en el salario ante...				
Políticas	Hombres urbanos	Hombres rurales	Mujeres urbanas	Mujeres rurales
a. 10% más en la media de las horas de oferta de agua (por distrito)	0%	0,1%	0%	0,1%
b. 10% más en la media del sistema de desagüe adecuado (por distrito)* 1.1	0,1%	0%	0%	-0,1%
c. 10% más en la media de la calidad del piso de la vivienda (por distrito)* 1.1	0,4%	0,3%	0,7%	0,3%
Efecto total = a+b+c	0,4%	0,4%	0,7%	0,3%
Simulación 2: efecto en el salario ante...				
Políticas	Hombres urbanos	Hombres rurales	Mujeres urbanas	Mujeres rurales
a. 30% más en la media de las horas de oferta de agua (por distrito)	0,1%	0,4%	0%	0,3%
b. 30% más en la media del sistema del desagüe adecuado (por distrito)	0%	0,1%	0,1%	-0,2%
c. 30% más en la media de la calidad del piso de la vivienda (por distrito)	1,2%	0,9%	2,0%	1,0%
Efecto total = a+b+c	1,3%	1,4%	2,1%	1,1%
Simulación 3: efecto en el salario ante...				
Políticas	Hombres urbanos	Hombres rurales	Mujeres urbanas	Mujeres rurales
a. 50% más en la media de las horas de oferta de agua (por distrito)	0,1%	0,7%	0%	0,4%
b. 50% más en la media del sistema de desagüe adecuado (por distrito)	0%	0,1%	0,2%	-0,3%
c. 50% más en la media de la calidad del piso de la vivienda (por distrito)	2,0%	1,5%	3,3%	1,7%
Efecto total = a+b+c	2,1%	2,3%	3,5%	1,8%

Estadísticas del mercado laboral

Gráfico 3.2
Participación laboral y años de educación

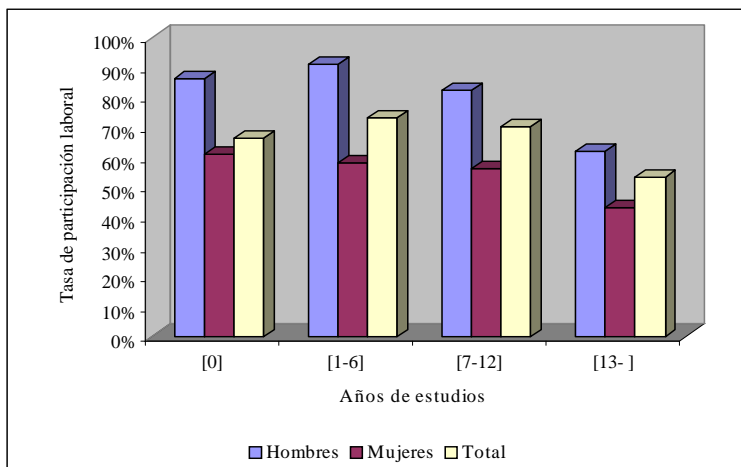


Gráfico 3.3
Participación laboral según edad

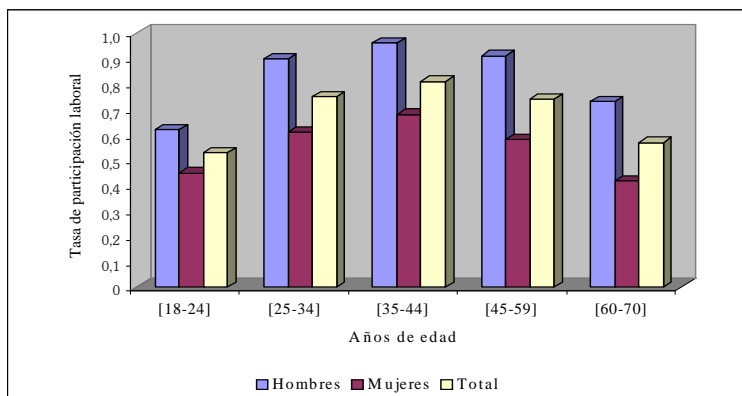


Gráfico 3.4
Salario por hora según años de estudio

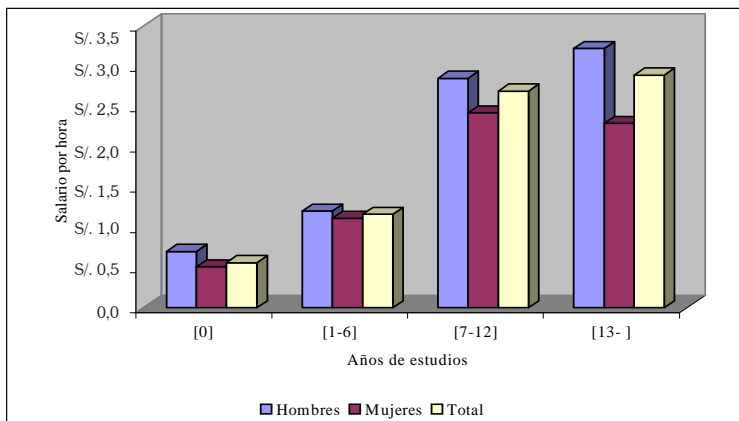
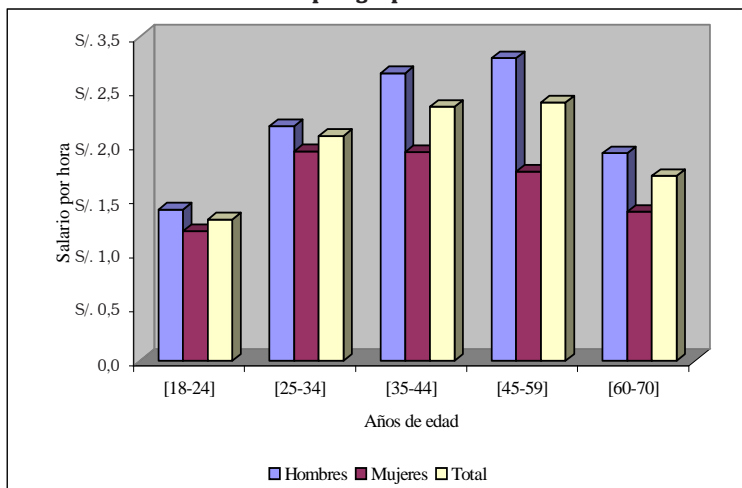


Gráfico 3.5
Salarios por grupos de edad



Bibliografía

- Barrera, Albino (1990). "The Role of Maternal Schooling and Its Interaction with Public Health Programs in Child Health Production", en *Journal of Development Economics*. Vol 32, pp. 69-91.
- Becker, Gary (1965). "A Theory of the Allocation of Time", en *Economic Journal*. Vol. 75, pp. 493-517.
- Behrman, Jere (1993). "The Economic Rationale for Investing in Nutrition in Developing Countries", en *World Development*. Vol. 21, pp. 1749-71.
- (1990). "Macroeconomic Adjustment, Household Food Consumption, Nutrient Intakes, and Health Status", en *Macroeconomic Reforms, Poverty and Nutrition: Analytical Methodologies*. New York: Cornell Food and Nutrition Policy Program.
- Behrman, Jere y A. Deolalikar (1988). "Health and Nutrition", en Chenery y Srinivasan (1988: 631-711).
- Chenery, Hollis B. y T. N. Srinivasan (eds.) (1988). *Handbook of Development Economics*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Cortez, Rafael (1999). *Salud y productividad en el Perú: un análisis empírico por género y región*. OCE. Inter-American Development Bank, Washington D.C., (Working Paper Series R-363).
- Deolalikar, Anil (1988). "Nutrition and Labor Productivity in Agriculture: Estimates for Rural South India", en *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 70, No. 3, pp. 406-13.
- Espinoza, J. y C. Hernandez (1999). *Productividad de la inversión en salud en los hogares en Nicaragua*. OCE. Inter-American Development Bank, Washington D.C., (Working Paper Series R-362).
- Haddad, Lawrence; Eileen Kennedy y Joan Sullivan (1994). "Choice of Indicators for Food Security and Nutrition Monitoring", en *Food Policy*. Vol. 19, No. 3, pp. 329-43.
- Heckman, James (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", en *Econometrica*. Vol. 47, No. 1, pp. 143-61.
- Knaul, Felicia (1999). *Linking Health, Nutrition and Wages: The evolution of Age at Menarche and labor Earnings among Adult Mexican Women*. OCE. Inter-American Development Bank, Washington D.C., (Working Paper Series R-355).
- Lee, Lung-Fei (1983). "Generalized Econometric Models with Selectivity", en *Econometrica*. Vol. 51, No. 2, pp. 507-12.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, (Econometric Society Monographs, No. 3).

- Mincer, Jacob (1962). "On-the-job Training: Costs, Returns and Some Implications", en *Journal of Political Economy*. Vol. 70, No. 5, pp. 50-79.
- Murrugarra, Edmundo y M. Valdivia (1999). *The Returns to Health for Peruvian Urban Adults: Differentials across Genders, the Life-Cycle and the Wage Distribution*. OCE. Inter-American Development Bank, Washington D.C., (Working Paper Series R-362).
- Parker, Susan (1999). *Elderly Health and Salaries in the Labor Market*. OCE. Inter-American Development Bank, Washington D.C., (Working Paper Series R-353).
- Pitt, Mark y Mark R. Rosenzweig (1985). "Health and Nutrient Consumption across and within Farm Households", en *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 67, No. 2, pp. 212-23.
- Pitt, Mark; Mark R. Rosenzweig y M. N. Hassan (1990). "Productivity, Health and Inequality in the Intrahousehold Distribution of Food in Low-Income Countries", en *American Economic Review*. Vol. 80, No. 5, pp. 1139-56.
- Pitt, Mark M.; Mark R. Rosenzweig y Dona M. Gibbons (1995). "The Determinants and Consequences of the Placement of Government Programs in Indonesia", en Van de Walle y Nead (1995).
- Rosenzweig, Mark R. y T. Paul Schultz (1983). "Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs, and Their Effects on Birth Weight", en *Journal of Political Economy*. Vol. 91, No. 5, pp. 723-46.
- (1982). "Market Opportunities, Genetic Endowments and Intrafamily Resource Distribution: Child Survival in Rural India", en *The American Economic Review*. Vol. 72, No. 4, pp. 803-15.
- Rosenzweig, Mark R. y Kenneth I. Wolpin (1986). "Evaluating the Effects of Optimally Distributed Public Programs: Child Health and Family Planning Interventions", en *The American Economic Review*. Vol. 76, No. 3, pp. 470-82.
- Sahn, David E. y Harold Alderman (1988). "The Effects of Variables de Human Capital on Wages, and the Determinants of Labor Supply in a Developing Country", en *Journal of Development Economics*. Vol. 29, No. 2, pp. 157-83.
- Savedoff, William y Paul T. Schultz (eds.) (2000). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Washington D.C.: Latin American Research Center. Inter-American Development Bank.
- Schultz, T. Paul (1996). "Wage Rentals for Reproducible Variables de Capital Humano: Evidence from Two West African Countries". Mimeo.
- Schultz, T. Paul y Aysit Tansel (1997). "Wage and Labor Supply Effects of Illness in Côte d'Ivoire and Ghana: Instrumental Variable Estimates for Days Disabled", en *Journal of Development Economics*. Vol. 53, No. 2, pp. 251-86.
- Sen, Amartya (1995). "The Political Economy of Targeting", en Van de Walle y Nead (1995).
- Strauss, John (1986). "Does Better Nutrition Raise Farm Productivity?", en *Journal of Political Economy*. Vol. 94, No. 2, pp. 297-320.

- Strauss, John; Paul Gertler, Omar Rahman y Kristin Fox (1993). "Gender and Life-Cycle Differentials in the Patterns and Determinants of Adult Health", en *The Journal of Human Resources*. Vol. 28, No. 4, pp. 791-837.
- Thomas, Duncan y John Strauss (1997). "Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil", en *Journal of Econometrics*. Vol. 77, No. 1, pp. 159-86.
- Van de Walle, Dominique y Kimberly, Nead (eds.) (1995). *Public Spending and the Poor: Theory and Evidence*, Baltimore y Londres: Banco Mundial.
- Wolfe, Barbara y Jere Behrman (1984). "Is Income Overrated in Determining Adequate Nutrition?", en *Economic Development and Cultural Change*. Vol. 31, No. 3, pp. 525-49.
- (1984). "Determinants of Women's Health Status and Health-Care Utilization in a Developing Country: A Latent Variable Approach", en *Review of Economics and Statistics*. Vol. 56, No. 4, pp. 703-20.

Nutrición y productividad de los agricultores pobres en los Andes peruanos*

José Iturrios

Introducción

Este estudio presenta una dimensión nueva en la discusión acerca de la importancia de la alimentación de las personas, en particular de las más pobres: el impacto económico que puede tener la elevación de su nivel nutricional. Estudios efectuados en otros países prueban que para niveles muy bajos de ingresos, y por ende de consumo alimentario, la elevación del nivel nutricional repercute positivamente sobre la productividad del trabajo.

Dividimos el capítulo en varias secciones y adelantamos que los principales hallazgos de nuestra investigación se resumen en la segunda sección. Previamente, en la primera parte se revisa la relación entre ingesta de alimentos, proceso de gasto de energía y desnutrición, para comprender la relación técnica entre alimentación y nutrición. La tercera sección revisa las características nutricionales en la sierra rural del Perú, a partir de la información proporcionada por la *Encuesta nacional de niveles de vida* de 1994. La cuarta sección presenta el modelo utilizado; y las últimas incluyen los resultados y las sugerencias para futuras investigaciones.

Nuestros objetivos son, en primer lugar, verificar la hipótesis que sostiene que el nivel nutricional de los trabajadores agrícolas de la sierra rural influye sobre la productividad de la mano de obra en estas áreas, caracterizadas por niveles de ingresos y consumo alimentario muy bajos; y en segundo lugar, estimar el impacto económico que una mejora de índole nutricional tendría en esta población.

* Este estudio forma parte de la investigación: *Nutrition and Productivity among Poor Peasant in the Peruvian Andes*, por José Agustín Iturrios Padilla, Master Thesis, Iowa State University, 1996.

1. *Ingesta de alimentos, el proceso de gasto energético y la malnutrición energético-proteínica*

El trabajo físico requiere levantar un peso contra la fuerza de gravedad, razón por la cual demanda un gasto de energía que se mide en calorías. Una caloría es igual a la cantidad de calor requerida para elevar la temperatura de 1 gramo de agua en un grado Celsius al nivel del mar. Una kilocaloría (kcal) equivale a 1.000 calorías.

El promedio diario de gasto de energía varía según las edades, las características antropométricas de cada raza y el tipo de ocupaciones cotidianas de las personas. Se estima que en el caso de adultos hombres, el rango de gasto energético puede ir de 1.911 a 2.866 kilocalorías por día; y en el caso de mujeres adultas, puede estar entre 1.792 y 2.389 kilocalorías por día (Bender 1993).

Las fuentes de energía metabólica son los carbohidratos, las grasas, las proteínas y el alcohol. La energía producida por fuentes metabólicas se ilustra en el cuadro 4.1.

Cuadro 4.1
Kilocaloría por fuente de energía metabólica

Componentes	Kilocalorías / gramo
Carbohidratos	4.063
Proteínas	3.824
Grasa	8.843
Alcohol	6.931

Fuente: Bender 1993: 3.

El balance de energía requiere que la ingesta de combustión metabólica sea equivalente al gasto energético corporal. El cálculo del gasto de energía de una persona considera los componentes del gasto de energía corporal: (a) la tasa metabólica en reposo (TMR); (b) el efecto térmico del ejercicio; (c) el efecto térmico del alimento; y (d) la termogénesis facultativa.

Si la ingesta de combustión metabólica es mayor que la requerida para balancear el gasto de energía, la reserva se acumulará en forma de tejido adiposo. Cuando la dieta no reúne los requerimientos de energía, el cuerpo convierte sus reservas de grasa, carbohidratos (glicógeno) y proteínas para cumplir con la necesidad de energía. La malnutrición energético-proteínica

ocurre cuando el cuerpo usa la proteína como combustión al agotarse sus reservas de grasa o carbohidratos; el resultado es la pérdida de peso y masa muscular.

Si una persona está expuesta a largos períodos de baja ingesta, gastando la misma cantidad de energía, el cuerpo agotará sus reservas de grasa y proteína (músculos). Consiguientemente habrá una pérdida de proteína del corazón, hígado y riñones y, en el extremo, se generará el marasmo, que es un estado muy serio de desnutrición aguda. La regeneración del tejido intestinal es asimismo impedida con la disminución de absorción de alimentos, lo cual empeora el problema (Bender 1993).

En los períodos largos y severos de malnutrición, disminuye la capacidad de trabajo del cuerpo humano y este se expone al riesgo de enfermedad y muerte. A corto plazo, una ingesta de alimentos muy por debajo de los requerimientos energéticos puede conducir a la pérdida de peso y eventualmente a la enfermedad y la muerte.

En poblaciones sometidas a largos períodos (décadas o siglos) de escasez de alimentos, se producen otros mecanismos de respuesta, algunos de ellos de consecuencias igualmente graves para un normal desenvolvimiento. La presencia de una crónica y baja ingestión de energía fomenta el inicio de tres mecanismos adaptativos: el metabólico, el genético biológico y el socio-conductual (Waterlow 1984).

Ferro-Luzzi (1984) menciona que la principal adaptación metabólica para una ingesta de energía baja se representa por una disminución hasta un máximo de 15% en la TMR, que es 10% menos del gasto de energía corporal. La adaptación genético-biológica a la baja ingesta de energía toma la forma de un cuerpo corporal pequeño, bajando la TMR. A esta se le conoce como la hipótesis de “pequeño pero saludable”; sin embargo, ha sido criticada por otros autores.

Waterlow observó que esta adaptación implica una reducida capacidad para el trabajo y menos oportunidades de empleo; según él, dichos individuos pueden ser clasificados como impedidos en lugar de individuos adaptados (Waterlow 1984). La respuesta socio-conductual se traduce en una disminución sustancial del nivel de actividad física en estas poblaciones, es decir, entre otras cosas, trabajan menos. Waterlow critica igualmente el término “adaptación” para la respuesta socio-conductual de reducir la actividad física, al tener una ingesta baja de energía: “Considero estos dos ejemplos (la adaptación metabólica-genética y la conductual) como respuestas al *stress* ambiental, en lugar de adaptaciones, porque ellas no dependen del mecanismo fisiológico para mantener una constancia relativa

dentro de un rango definido preferido” (Waterlow 1984: 9). Es decir, estas personas son obligadas a una respuesta que las coloca en desventaja física frente a otras en ciertos aspectos, aunque otras funciones vitales puedan ser realizadas con aparente normalidad.

El rango en que pueden darse estas adaptaciones, tan criticadas por Waterlow como tales, son materia de discusión para algunos otros investigadores. Por ejemplo, Korjenek cita un trabajo de Sukhatme (1981) en donde sugiere que los individuos pueden adecuarse a ingestas bajas hasta -30% o altas hasta +30% del promedio requerido, sin ningún efecto negativo sobre sus funciones normales (Korjenek 1990). Sukhatme reitera sus puntos de vista iniciales y señala que, en la literatura actual, los requerimientos de energía del hombre para un determinado estatus, patrón de actividad física y masa corporal, son fijos.

Por otro lado, datos experimentales disponibles muestran que la masa corporal es variable y autorregulada sobre un rango considerable; debajo del límite inferior de este rango el hombre está bajo el *stress* de energía, retardo de crecimiento y se adapta a un tamaño corporal pequeño (Sukhatme 1989: 75). Una respuesta al *stress* de energía es la reducción de la actividad física en el corto plazo, y otra –más compleja y de largo plazo– es la disminución de los requerimientos energéticos al reducir el tamaño de la masa corporal. Los efectos están relacionados con ciertos aspectos de la capacidad para el trabajo y tienen consecuencias económicas en las personas.

2. La hipótesis del salario de eficiencia y los principales resultados de los estudios sobre nutrición y productividad

2.1 La hipótesis del salario de eficiencia

Mirrlees (1976), Bliss y Stern (1978a) y Haddad y Bouis (1991) reconocen a Harvey Leibenstein (1957) como el pionero en estudiar la relación entre la ingesta de alimentos y la productividad del trabajo. Él trató de explicar la coexistencia de un excedente de fuerza de trabajo con salarios positivos para quienes se dedicaban a la agricultura, pues de acuerdo con las reglas de competencia perfecta, los salarios en esas áreas deberían ser cero.

Una respuesta a esta paradoja es la distinción entre oferta de tiempo de trabajo (horas hombre) y oferta de trabajo (o esfuerzo). Las unidades de trabajo (o esfuerzo) dependen del nivel nutricional del trabajador, que depende a su vez del salario o ingreso percibido: diferentes salarios

generarán diferentes cantidades de trabajo o esfuerzo. Aunque la oferta de horas hombre pueda ser inelástica en el corto plazo, las unidades de trabajo o esfuerzo se incrementan conforme aumentan las tasas salariales y, por tanto, el consumo.

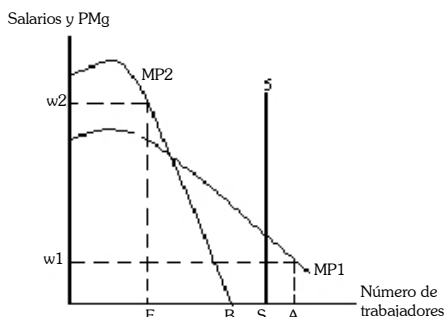
La relación entre productividad marginal por unidades de trabajo o esfuerzo y la productividad marginal por trabajador y el salario es una importante respuesta al desempleo observado en áreas rurales densamente pobladas. En el gráfico 4.1 se muestra la relación entre dos curvas de productividad marginal: MP_2 es la curva de producto marginal para un salario w_2 , y MP_1 es la correspondiente a un salario w_1 ; cuando el salario es igual a w_1 , se observa un exceso de demanda de trabajo: la cantidad demandada de trabajo (salario = producto marginal) es igual a OA y la cantidad ofertada de trabajo es igual a OS.

¿Cómo puede suceder esto? A una baja tasa salarial como w_1 , el producto marginal por unidad de trabajo y por trabajador es mayor que la tasa salarial. Más trabajadores serán contratados antes de que el producto marginal decline lo suficiente como para igualar la tasa salarial. Con un salario w_1 suficientemente bajo, el producto marginal del trabajo al nivel de pleno empleo, SC, será positivo. En cambio, cuando el salario es relativamente más alto, cada nuevo trabajador contratado contribuirá con muchas unidades de trabajo o esfuerzo. El producto marginal de la última unidad de trabajo y por trabajador declina rápidamente, hasta igualarse con la tasa de salario. En este caso, se observa un exceso de oferta de trabajo, pues la cantidad demandada de trabajo será igual a OF, mientras que la cantidad ofrecida es igual a OS. El producto marginal en el nivel de pleno empleo será igual o cero, o menos.

Leibenstein concluye que, a muy bajos salarios, habrá un déficit de trabajo, debido a que las unidades de trabajo producidas por hombre son muy bajas. Pero a salarios mayores, las unidades de trabajo por hombre se incrementan rápidamente, de tal manera que se crea un excedente de trabajo. Para áreas subdesarrolladas, esto podría significar que el exceso de fuerza de trabajo observado en la agricultura no existe realmente cuando los salarios son muy bajos, pero ello es cierto cuando los salarios crecen suficientemente (Leibenstein 1957: 69).

Una consecuencia de la relación salario-productividad es que, bajo determinadas circunstancias, es mejor para el empleador pagar salarios reales por encima del nivel salarial de competencia. El gráfico 4.2 nos ayuda a entender este caso. La curva OE representa la curva de demanda de trabajo, y la oferta de trabajo de corto plazo está representada por la curva

Gráfico 4.1
Salarios, producto marginal y oferta de trabajadores en el corto
plazo en la perspectiva de Leibenstein

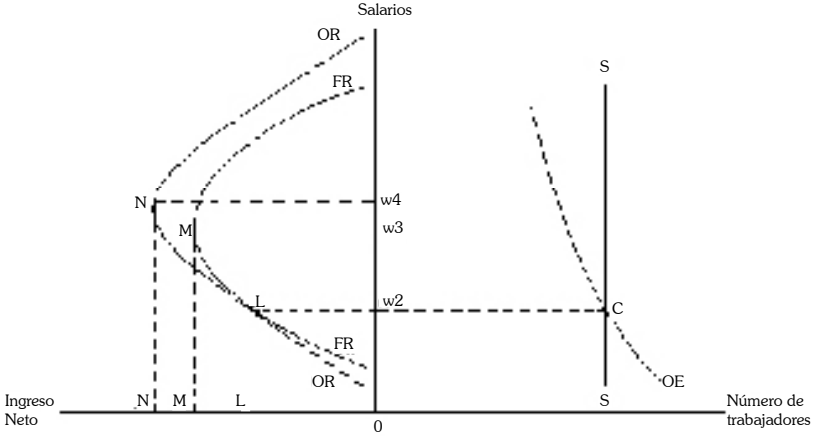


SS. Por cada nivel de salario y el punto respectivo en la curva de demanda, existe su correspondiente ingreso neto, representado por la curva OR sobre el lado izquierdo del gráfico. Asimismo, si se asume que toda la mano de obra es empleada, obtenemos otra curva de ingreso neto, FR. Ambas, OR y FR, tienen un segmento que aumenta con la tasa salarial debido a que se incrementa el esfuerzo por trabajador; y como el número óptimo de trabajadores declina, los costos por unidad de trabajo declinan también. Como consecuencia, se esperará que el ingreso neto se incremente. Más allá de cierto nivel, los mayores incrementos salariales ocasionarán que los ingresos netos disminuyan, porque las unidades de trabajo producidas por trabajador se incrementarán proporcionalmente menos que los salarios.

Con un salario w_4 , los empleadores maximizan sus ingresos netos, pero se produce un exceso de oferta en el mercado de trabajo. La competencia llevará los salarios a la baja hasta el punto w_2 , donde demanda y oferta coinciden. Esto generará un ingreso neto LO, sin embargo, con el salario w_3 , el ingreso neto de los empleadores sería mayor, OM (el punto máximo en la curva de ingreso neto de pleno empleo). Dada la relación entre consumo (salario) y productividad, es conveniente para los empleadores utilizar toda la fuerza laboral con un salario w_3 , porque así se obtiene un ingreso neto mayor. Esto explica la existencia de salarios positivos en áreas con exceso de fuerza laboral.

En “A Pure Theory of Underdevelopment Economies”, Mirrlees desarrolla aun más la hipótesis del salario de eficiencia con base nutricional. Asume empleadores maximizadores de beneficios y una función de producción que depende de unidades de trabajo efectivo. Mirrlees propone

Gráfico 4.2
Equilibrio en el mercado de trabajo bajo la hipótesis del salario de eficiencia



que la calidad y la cantidad de trabajo provista por el trabajador puede ser medida por un factor, h , el cual es función del salario, w , que recibe. Esto se expresa en la ecuación siguiente:

$$y = f [n h (w)]$$

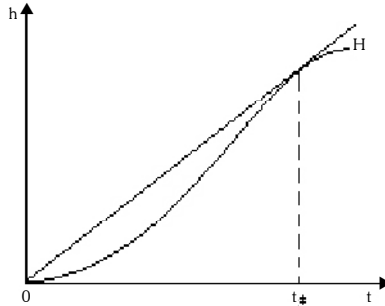
donde n es el número de trabajadores y $h (w)$ es la función de trabajo efectivo. La función de producción está sujeta a retornos constantes y producto marginal decreciente. La función de trabajo efectivo, de acuerdo con Mirrlees, se describe en el gráfico 4.3. La función de maximización del beneficio es:

$$\Pi = f [n h (w)] - n h (w)$$

Los empleadores eligen el número de trabajadores que quieren contratar para producir y fijar w . Ellos podrían pagar más que el precio de oferta de los trabajadores, pero en ausencia de una relación salarios-productividad no hay razón para hacerlo. La función que maximiza el beneficio es:

$$\Pi = f [n h (w)] - n h (w) \cdot w / h(w)$$

Gráfico 4.3
Curva de la función de trabajo efectivo de Mirrlees



Para maximizar sus beneficios, los empleadores pueden escoger salarios w que hacen $w/h(w)$ (el costo por unidad de trabajo efectivo) tan pequeño como sea posible y luego escogen nh para maximizar sus beneficios. En el gráfico 4.3 se puede apreciar que $w/h(w)$ es más pequeño cuando la tangente a la curva h pasa a través del origen, este es el punto $w = c^*$. Si el precio de los trabajadores se encuentra por encima de c^* , el empleador no puede hacer nada mejor que pagar el precio de oferta, pero si es menor que c^* , no pagará menos que c^* . Así, la tasa salarial que maximiza los beneficios será:

$$w = \text{Max.} (c^*, w_s)$$

Donde c^* maximiza h/w (el rendimiento por costo de unidad de trabajo) y w_s es el precio de oferta del trabajo. Se concluye que, cuando la oferta de trabajadores y el número de empresas están fijos, el precio de oferta del trabajo será mayor que c^* solo si hay un exceso de demanda de trabajo.

Así como Leibenstein y Mirrlees, Stiglitz (1976) se preguntó acerca de la coexistencia de desempleo con un salario positivo (aunque bajo) en trabajadores contratados de países en desarrollo. Él plantea también la hipótesis del salario de eficiencia como una explicación. Si w es el salario percibido por un trabajador, luego $\lambda(w)$ será el índice de eficiencia al cual corresponde ese salario. La forma de $\lambda(w)$, o curva de eficiencia, es mostrada en el gráfico 4.4. El costo salarial por unidad de trabajo eficiente es igual a:

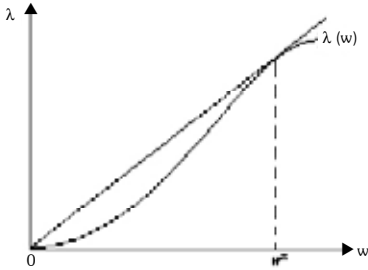
$$\theta = w / \lambda$$

Para minimizar dicho costo, obtenemos la derivada de θ con respecto a w y la igualamos a cero:

$$\delta \theta / \delta w = 1 / \lambda - \lambda' w / \lambda^2 = 0$$

$$\lambda' = \lambda / w$$

Gráfico 4.4
Determinación del salario de eficiencia según Stiglitz

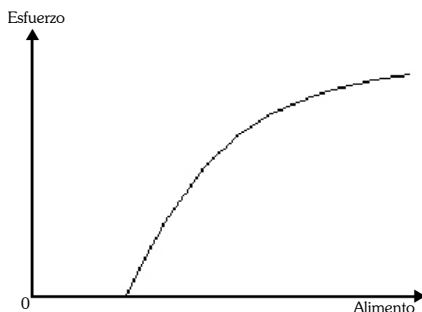


Esta expresión representa el salario de eficiencia como el ratio entre la función de trabajo eficiente y el salario de mercado, o la pendiente de la curva de eficiencia. Usando el mismo esquema que Mirrlees (1975), Stiglitz afirma que el producto agrícola depende del número de unidades efectivas de trabajo provisto y no solo del tiempo de trabajo horario.

Bliss y Stern (1978a, 1978b y 1978c) especificaron una forma estrictamente convexa para la función de trabajo efectivo, iniciándose esta en el rango positivo del eje X. Este rango positivo de consumo de alimentos puede ser considerado como el mínimo consumo requerido para la subsistencia biológica. La forma de esta curva se aprecia en el gráfico 4.5.

La hipótesis del salario de eficiencia basado en el nivel nutricional es una asociación técnica entre el consumo alimentario y el esfuerzo de trabajo por unidad de tiempo. La función de producción es modificada de tal manera que el producto dependerá del esfuerzo puesto en el trabajo antes que del tiempo de trabajo. Esta teoría predice contratos de largo plazo entre trabajadores y empleadores, y la provisión de alimentos directamente por el empleador como parte de este contrato, de forma que este se apropie de los mayores rendimientos de la mano de obra mejor alimentada. El salario que minimiza el costo por unidad de trabajo eficiente corresponderá a la tangente de una línea recta que pasa por el origen y la función de trabajo

Gráfico 4.5
Función de trabajo efectivo de Bliss y Stern



eficiente. Al nivel del salario de eficiencia, el costo por unidad de trabajo eficiente será el mínimo, o lo que es lo mismo, este maximiza el rendimiento por unidad de costo de trabajo. Una prueba básica consiste en evaluar si la productividad está positivamente relacionada con el consumo de alimentos (Rosenzweig 1988: 725).

2.2 Resultados de los estudios sobre nutrición y productividad

Sorkin (1994) y Behrman (1993) dividen los diversos estudios sobre la relación entre nutrición y productividad del trabajo en dos tipos: (a) estudios basados en medios experimentales y (b) estudios basados en medios no experimentales.

2.2.1 Estudios experimentales

Leibenstein (1957) realizó su estudio experimental en Alemania entre 1942 y 1945, donde observó que la provisión de un suplemento nutricional incrementó el rendimiento de trabajadores en labores mineras. Estudios experimentales más recientes, como los de Basta *et al.* (1979), Popkin (1978), Imminik y Vitteri (1981), Wolgemuth *et al.* (1982) y Martorrel (1993), también se basaron en el suplemento alimentario.

Basta *et al.* (1979) analizaron el impacto de la anemia por deficiencia de hierro en la productividad de trabajadores adultos masculinos en una plantación de caucho en Indonesia. El rendimiento de los trabajadores con

anemia era significativamente menor que el de los trabajadores saludables. Como la forma de pago era a destajo, el trabajador anémico tenía un ingreso menor, comía menos y aumentaba su riesgo de enfermarse; a la vez, incrementaba las ausencias al trabajo, lo que implicaba obtener finalmente menores ingresos. Este círculo vicioso de desnutrición, enfermedad y pobreza entrampó a estos trabajadores.

Basta (1979) seleccionó por sorteo a 302 trabajadores de una lista de 440. De los seleccionados, 152 eran considerados anémicos y 150 no anémicos, según la prueba de hematocrito. El grupo en tratamiento recibió 100 miligramos de sulfato ferroso durante 60 días, mientras que el grupo control recibió una dosis idéntica de placebo. Después del período de tratamiento, los trabajadores a quienes inicialmente se les diagnosticó anemia y luego recibieron tratamiento, mejoraron su productividad significativamente (balde de látex por día, área de zanjas por trabajador por día). Previo al tratamiento, los colectores de látex o caucho no anémicos colectaban un promedio de 18,7% más látex que aquellos con anemia. Después del tratamiento, todos los colectores originalmente anémicos mostraron una mayor productividad, pero solo aquellos que recibieron el suplemento de hierro (y no los receptores de placebo) alcanzaron el nivel de productividad de los trabajadores no anémicos. Los trabajadores no anémicos no registraron incremento en el promedio de productividad, recibiendo o no el suplemento de hierro o placebo.

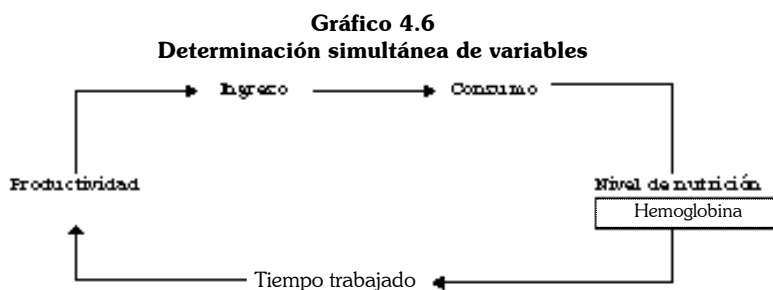
Popkin (1978) en su estudio con trabajadores de construcción de carreteras en la región de Bicol, Filipinas, recolectó datos sobre hemoglobina, peso, talla y datos socioeconómicos de 157 trabajadores. Un 58% fue considerado anémico de acuerdo con los resultados de concentración de hemoglobina. Su rendimiento fue medido en términos de metros cúbicos de cargamento de tierra, descarga y apisonado por grupo de trabajadores. Se utilizó la técnica de mínimos cuadrados ordinarios para regresionar la productividad del trabajador (el rendimiento por tierra apisonada por día) contra los niveles de hemoglobina y otros factores. Los resultados muestran una asociación significativa positiva entre hemoglobina y productividad, tanto para la forma funcional aditiva como para la multiplicativa (log).

El estudio de Popkin intentó encontrar los rangos de hemoglobina con secciones crecientes y decrecientes de productividad; para ello testeó la siguiente relación parabólica:

$$\text{Productividad} = a_0 + a_1 \text{ Hemoglobina} + a_2 \text{ Hemoglobina}^2 + \text{otros factores}$$

No hubo resultados estadísticamente significativos y no se identificó un rango de rendimientos crecientes, tal como predice la teoría del salario de eficiencia basado en el nivel nutricional. Sin embargo, encontró que los incrementos del nivel de hemoglobina estaban asociados con un incremento significativo del promedio de horas trabajadas y una disminución de las ausencias, “trabajadores con niveles de hemoglobina de 14 g/100 ml. tuvieron 0,67 más días de trabajo que aquellos con niveles de hemoglobina bajos” (Popkin 1978: 123). Al igual que Basta *et al.* (1979), Popkin usa la productividad promedio, y no la productividad marginal, para medir el impacto de la ingesta nutricional; además, tanto la productividad como la nutrición son variables endógenas.

El nivel nutricional, el número de horas trabajadas y la productividad son variables simultáneamente determinadas, tal como observamos en el gráfico 4.6. Las regresiones por mínimos cuadrados ordinarios son, en este caso, regresiones entre variables endógenas. Greene (1993) menciona que, en estos casos, los parámetros obtenidos serán sesgados e inconsistentes, inclusive si la muestra es grande.



Wolgemuth *et al.* (1982) realizaron un estudio en Kenia, con trabajadores de construcción de carreteras. Los objetivos del estudio fueron determinar la relación entre el estado nutricional del trabajador y su productividad laboral, y comparar los efectos de un suplemento alimentario con alto contenido de energía con los de un suplemento dietético de bajo contenido energético sobre el estado nutricional y la productividad (Wolgemuth: 69).

En el estudio inicialmente participaron 224 trabajadores, 138 de los cuales eran varones. Los trabajadores fueron divididos en dos grupos: el primero recibió un suplemento energético de bajo nivel (200 kcal/día) y el segundo, un suplemento alimentario de alto contenido de energía (1.000 kcal/día). Para mostrar la relación de consumo-producto antes de la inter-

vección, regresionaron la productividad promedio contra edad, circunferencia del brazo, niveles de hemoglobina, infección parasitaria, sexo, lugar y tipo de trabajo. Una desviación estándar en la circunferencia del brazo fue asociada con un incremento leve del 3,9% de productividad ($p < 0,10$). La hemoglobina también se halló significativa al 1% y una desviación estándar en esta variable se asoció con un cambio de 5,6% en la productividad. Las infecciones parasitarias no mostraron una relación significativa pero la señal es negativa, lo cual implica que la presencia de enfermedad disminuía la productividad.

Después de la intervención, había registros de la línea basal y de productividad final para 47 casos de trabajadores varones. El cambio promedio en la productividad por trabajador fue de 0,065 m³/mh, es decir, un aumento de 8,4% en la productividad media del trabajador. En el segundo grupo, con una dieta calórica alta, la productividad se incrementó 0,10 m³/mh, que es aproximadamente 12,5% de alza. En el grupo del suplemento calórico bajo, el aumento solo fue de 0,03 m³/mh y no fue estadísticamente significativo.

Al igual que en los casos anteriores, el problema de endogeneidad estuvo presente: las condiciones físicas (circunferencia del brazo), niveles de hemoglobina, horas trabajadas, todas pertenecen al mismo grupo de variables endógenas. Varios autores (Korjenek 1990, Behrman 1993, Strauss 1986) señalan también que son implícitamente variables de elección del individuo, que no pueden ser usadas para explicar otras variables endógenas.

Imminik y Vitteri (1981) estudiaron a un grupo de 158 agricultores cortadores de caña de azúcar en Guatemala, quienes fueron divididos en dos grupos para el experimento. Se decidió no asignar trabajadores al azar a uno u otro grupo, debido a la fuerte interacción entre los agricultores en la comunidad durante y después del trabajo; por lo que ambas comunidades en su totalidad recibieron el tratamiento. Los autores refieren que “como la asignación no fue hecha al azar, debilitó la validez del diseño de la investigación” (Imminik y Vitteri 1981: 257).

El grupo tratado recibió un suplemento de alto contenido energético y el grupo control recibió un suplemento de baja energía. El programa de suplemento tuvo una duración continua de 28 meses. Las comparaciones previas a la suplementación entre los grupos no mostraron diferencia significativa entre las características físicas y gasto de energía en el trabajo. El grupo de trabajadores que recibió suplemento de alta energía incrementó de manera significativa su ingesta energética diaria, almacenamiento de

energía invariable, así como su nivel diario de gasto energético. Los autores comprobaron la siguiente hipótesis: “el aumento de la ingesta calórica mejora la productividad laboral”. En los resultados no se hallaron diferencias estadísticas significativas en los cambios de productividad entre el grupo con suplemento de alta energía y el grupo con suplemento energético bajo. Los autores emplearon la hipótesis de que el mayor nivel de energía es disipado en otras actividades en lugar de trabajo adicional o más fuerte.

En un segundo documento relacionado con el mismo tema (Imminik y Vitteri 1981), los investigadores trataron de estimar una curva de eficiencia, para lo cual usaron una función de log-inversa. Toneladas de caña de azúcar (unidades de trabajo) producidas por hombre por día son vistas como una función de la ingesta energética diaria, talla y área del tríceps, como indicadores del nivel nutricional de los trabajadores. Encontraron que “sobre un amplio rango de ingesta energética diaria, el suministro de unidades de trabajo fue insensible al aumento de ingesta energética, y hubo retornos decrecientes en la productividad del trabajo casi inmediatamente después de cubrir los requerimientos básicos de energía” (Imminik y Vitteri 1981).

Los resultados mencionados son cuestionados por diferentes razones. Imminik y Vitteri utilizaron la productividad promedio como variable dependiente, en lugar de una productividad laboral marginal. El problema de endogeneidad está presente en los estimados de mínimos cuadrados ordinarios de los parámetros. El experimento proveía un control inadecuado para evitar el problema de la sustitución de alimentos en casa, además del problema de que la muestra seleccionada no fue hecha al azar. Ya que ambos grupos conocían el tipo de tratamiento que estaban recibiendo, se podría haber creado un efecto motivador que podía implicar una correlación falsa.

Basado en los estudios longitudinales del Instituto de Nutrición de Centro América y Panamá (INCAP) entre 1969 y 1977, Martorell (1993) descubrió efectos a largo plazo de una mejor nutrición sobre la productividad. Este estudio fue diseñado para determinar el impacto del comportamiento intrauterino y de la malnutrición preescolar. Dos líquidos fueron preparados y distribuidos en cuatro pueblos muy pobres entre 1969 y 1977. El primer tratamiento, llamado Atole, proveía 163 kilocalorías, 11,5 gramos de proteína y también era una fuente rica en vitaminas. El Atole fue distribuido y consumido en un ambiente asignado para la alimentación dos veces al día todos los días, a la media mañana y a la media tarde. El grupo focal consistía en mujeres embarazadas, madres de niños menores de dos años y niños de hasta siete años de edad. Todos los consumidores de este

grupo fueron registrados. El segundo líquido se llamó Fresco y contenía 59 kilocalorías, luego se le agregó vitaminas y minerales. El estudio observó efectos positivos en los infantes: una significativa reducción de la mortalidad infantil (66% en el pueblo del Atole, comparado al 24% de disminución en los pueblos Fresco). En el estudio de seguimiento (1987-1989) se cubrió al 72% de los sujetos originales (89% de las personas que no habían migrado). Los resultados apoyaban la hipótesis inicial de que “una mejor nutrición durante la infancia resulta en adultos con mayor potencial de salud y vidas productivas” (Martorell 1993: 10). Los adolescentes que ingirieron regularmente Atole durante los tres primeros años fueron más altos, tuvieron mayor capacidad de trabajo y un mejor desarrollo intelectual. La capacidad de trabajo mejoró significativamente en ambos pueblos.

Los problemas con los estudios experimentales sobre consumo y producción han sido bien resumidos por Behrman: “Los estudios experimentales por lo general se basan en una muestra pequeña, y a veces seleccionada, debido a los altos costos, teniendo dificultades en asegurar buenos controles para que no haya redistribución de alimentos al interior de los hogares que parcialmente compensan los efectos del experimento, adicionalmente las muestras pueden sufrir una pérdida selectiva de casos, o por lo general, no tienen suficiente duración para saber si se trata de efectos transitorios o permanentes” (Behrman 1993: 1763). No obstante estos problemas, los resultados positivos recurrentes en estos experimentos apoyan la relación consumo-productividad en la población de menores recursos.

2.2.2 Estudios basados en encuestas socioeconómicas

En esta sección revisaremos los estudios basados en encuestas socioeconómicas transversales y longitudinales. En estos estudios, el problema de los grupos de control desaparece, pero persiste el de endogeneidad.

Hersch (1985) encontró una relación positiva entre la cantidad disponible de energía y el producto en una muestra de 135 trabajadores, 68 varones y 67 mujeres, en una fábrica de ropa en Rochester, Nueva York, donde los trabajadores recibían un pago fijo por pieza.

Hersch consideraba que el ingreso por trabajo dependía del esfuerzo ejercido y del tiempo dedicado. El esfuerzo en el trabajo tiene dos componentes, psicológico y fisiológico. El componente fisiológico o físico depende de la ingesta calórica. Hersch usa la ingesta calórica como un “proxi” de la intensidad del esfuerzo laboral y define un modelo con una función de utilidad que incluye la disponibilidad de calorías en la dieta y el nivel de

gasto energético fuera del trabajo. Esta función de utilidad está sujeta a restricciones presupuestarias y a una función de producción. La última depende de la disponibilidad de energía en el trabajo, determinada por las calorías disponibles después de restar la tasa básica de requerimientos metabólicos. Hersch estimó la demanda derivada por calorías y encontró que la cantidad requerida está positivamente relacionada con la tasa por pieza y negativamente relacionada con el costo por caloría. El problema del estudio es la falta de variables instrumentales para controlar la endogeneidad, ya que productividad, ingreso, consumo y calorías son todas variables endógenas.

Imminik, Vitteri y Helms (1982) intentaron dilucidar si los incrementos en la ingesta de energía de la fuerza laboral rural podrían contribuir con la formación de capital humano. Utilizaron información basal de 158 cortadores de caña de azúcar en la costa de Guatemala, cuatro meses antes de iniciar el programa de suplemento, cuyos resultados fueron resumidos tempranamente (Imminik y Vitteri 1981). La regresión del promedio diario de productividad contra la talla, músculo superior del brazo, relación de peso-talla y la relación de ingesta diaria a peso corporal dieron bajos coeficientes de determinación. Todas las variables, excepto la relación peso-talla, fueron estadísticamente significativas. Un aumento en la estatura de los adultos estuvo asociado con un incremento en el tonelaje de zafra. El problema metodológico persistente es que todas las variables son endógenamente determinadas.

Sahn y Alderman (1988) analizaron los determinantes de la oferta de trabajo sobre la base de una encuesta socioeconómica y de fuerza laboral realizada en Sri Lanka, entre 1980 y 1981. Utilizaron los salarios como medida de la productividad marginal, hicieron la corrección del sesgo de selección usando el procedimiento de Heckman (Heckman 1979) y aplicaron la regresión corregida de mínimos cuadrados ordinarios del salario. El estudio trató de examinar el vínculo entre una mejor nutrición y la productividad del trabajo, utilizando la disponibilidad proyectada de calorías como un indicador del nivel nutricional. Para eliminar el problema de endogeneidad, se utilizó la predicción de disponibilidad calórica en lugar de la disposición actual de calorías, las que fueron derivadas usando un grupo de variables exógenas, como las variables precio y otras de índole demográfica. El procedimiento se limitó a las áreas rurales debido a la limitada variación de precios en las áreas urbanas. Los resultados mostraron un efecto positivo y estadísticamente significativo de la predicción de calorías sobre los salarios de los hombres solamente.

En otra investigación en Filipinas, Haddad y Bouis (1991) se refirieron al impacto del nivel nutricional de los trabajadores sobre las tarifas salariales agrícolas. Emplearon tres diferentes medidas para el estado nutricional: ingesta calórica, el peso dividido por talla, y talla. Usando un panel de datos, estimaron la relación salarial con el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) y los mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas (2SLS), con efectos fijos y técnicas de efectos al azar. Con esta metodología encontraron que la talla está significativa y positivamente relacionada con las tarifas salariales agrícolas; que la elasticidad de la talla relativa a la tasa salarial era igual a 1,0; y que “de un individuo 15 cm. más alto que un individuo de talla media podría esperarse un rendimiento 13% mayor en la tasa salarial” (Haddad y Bouis 1991: 59). Los efectos de los otros dos indicadores del estado nutricional no fueron significativos cuando fueron probados utilizando 2SLS y efectos fijos.

El estudio de Martorell (1995) mostró que una mejor nutrición en la niñez tiene efectos a largo plazo, particularmente en talla, confirmando los resultados del presente estudio. No queda claro cómo la talla actúa para obtener efectos positivos en los salarios agrícolas. Posiblemente, los trabajadores más altos eligen los trabajos de tarifa-pieza, que exigen mayor esfuerzo físico, pero también son los mejores pagados.

Pitt, Rosenzweig y Hassan (1990) trabajaron con una muestra de 385 hogares en Bangladesh. Las observaciones son parte de la encuesta nutricional de la zona rural de Bangladesh realizada en 1982-1983, llevada a cabo para determinar el impacto de la distribución de alimentos intrahogar en la productividad laboral agrícola. El promedio diario de ingesta calórica de un varón de 12 años o más fue de 2.672 kilocalorías contra 2.063 kilocalorías para una mujer en el mismo rango de edad. Una hipótesis que explica esta disparidad es que los varones están comprometidos en actividades con mayor demanda de energía que las mujeres, lo cual refleja diferencias de oportunidades en el mercado laboral.

Ellos postulan una función de utilidad cuyas variables son: salud, consumo de alimentos y esfuerzo, y cuya maximización está sujeta a una restricción presupuestal tal que los ingresos salariales y no salariales deben igualar al gasto en alimentos. La salud está positivamente relacionada con el consumo alimentario y negativamente con el esfuerzo. La tasa salarial como medida de productividad laboral es, por lo tanto, una función del esfuerzo y la salud. En esta aproximación, el consumo de alimentos incrementará la productividad laboral vía un incremento del estado de salud. Una característica importante de este modelo es que “mientras que la literatura sobre

el salario de eficiencia de base nutricional asume una relación puramente tecnológica entre esfuerzo y salud (o consumo de alimentos), aquí ambos, consumo de alimentos y esfuerzo, son variables electivas” (Pitt, Rosenzweig y Hassan 1990: 1142).

Los autores estimaron una función de producción de salud considerando el peso dividido por talla como medida del estado de salud, y la ingesta calórica y el nivel de actividad en la ocupación respectiva como variables explicativas, junto con otras características individuales. Utilizaron los métodos OLS y 2SLS para la función de producción de salud, para lo cual emplearon como variables instrumentales: la escolaridad, la edad y el precio de los alimentos. La elasticidad de la ingesta calórica con respecto a salud, utilizando ya sea OLS o 2SLS, fue positiva y significativa. El nivel de actividad estuvo negativamente relacionado con el estado de salud cuando se usó 2SLS, pero no cuando se usó OLS.

También derivaron las dotaciones de salud (peso dividido por talla) para cada individuo y utilizaron estos valores para calcular el consumo de calorías *per cápita*. Informaron que “los resultados indican que un aumento del 10% en la dotación de salud masculina (peso dividido por talla) incrementa su distribución calórica en 6,8%; el mismo efecto de dotación de salud en mujeres provoca un décimo del de los hombres” (Pitt, Rosenzweig y Hassan 1990: 1155).

Behrman y Deolalikar (1989a y 1989b) analizaron la influencia de la estacionalidad en los niveles nutricionales y de salud y los salarios estacionales a partir de un panel de datos de 240 trabajadores de un área rural al sur de la India. Usando precios y activos como instrumentos para la ingesta calórica y peso dividido por talla, como medidas a largo y corto plazo del estado nutricional, respectivamente, ellos estimaron una ecuación semilogarítmica de salarios para las estaciones pico y de calma, usando variables *dummy* para este propósito. Para la muestra como un todo encontraron que los salarios solo fueron un 5% mayores en la estación pico. La ingesta calórica tuvo un mayor impacto en las tarifas salariales en el pico de la estación, pero el peso dividido por la talla tuvo un efecto menor en los salarios para la misma época. Durante la estación baja, el nivel de ingesta calórica no fue significativamente determinante en las tarifas salariales, pero el peso dividido por talla sí lo fue.

Encontraron también que existen diferencias notables entre la submuestra femenina y la masculina. Los salarios recibidos por las mujeres no estuvieron relacionados con la ingesta calórica y el peso por talla, ya sea en la estación alta o baja. Una posible explicación es la división de género

del trabajo entre hombres y mujeres en la actividad agrícola: los hombres están más involucrados en actividades con mayor exigencia física, que se traduce en mejor pago. El estudio muestra que la ingesta alimenticia tiene un impacto inmediato en la productividad de los adultos masculinos, lo cual apoya la hipótesis de la relación positiva entre consumo y productividad laboral.

Korjenek (1990) probó esta misma hipótesis en una muestra de trabajadores urbanos y rurales en la región de Bicol, Filipinas, usando un panel con datos que van desde 1977 y con seguimiento hasta 1981. Como una medida de salud, el autor usó el peso dividido por la talla. Las horas trabajadas por día son una función de la experiencia, educación, peso dividido por talla, el salario diario y los activos. El salario diario, a su vez, es una función de la experiencia, educación, peso dividido por talla y horas trabajadas por día. El autor usa una 2SLS para calcular estos dos sistemas de ecuaciones debido a que la ingesta calórica, salud, tasa salarial y horas trabajadas son variables endógenas en el modelo. Las variables instrumentales utilizadas fueron los precios, características del hogar y facilidades de salud en la comunidad. La muestra está dividida en tres grupos: terratenientes, arrendatarios y trabajadores asalariados. El estudio no halló relación significativa entre salarios y peso dividido por talla, o entre horas trabajadas y la misma variable salud-nutrición en el grupo de propietarios de tierras.

Esto es consistente con las implicaciones analizadas por Bliss y Stern (1978a), quienes señalaban que los dueños de tierras recibían salarios más bajos que los trabajadores sin propiedad. En los campesinos arrendatarios, la variable a largo plazo de salud-nutrición, peso dividido por talla, tuvo un impacto positivo en las tarifas salariales. Entre los trabajadores asalariados se observó también una relación positiva entre las variables salario y la variable salud-nutrición. Korjenek encontró además evidencias de una relación positiva entre nutrición, tasa salarial y horas trabajadas de trabajadores de la zona urbana.

Strauss (1986) en Sierra Leona, África, estimó dicha función de producción usando una encuesta de corte transversal aplicada a una muestra de 134 hogares rurales. El autor usó la disponibilidad calórica en lugar de la ingesta calórica, debido al tipo de dato recolectado. El trabajo efectivo, familiar y el trabajo efectivo del asalariado mostró coeficientes positivos y estadísticamente significativos. Para calcular la función de producción y la función de trabajo efectivo, Strauss utilizó variables instrumentales para evitar la endogeneidad. Se discutirán los detalles del modelo más adelante.

Deolalikar (1988), usando un panel de datos de 240 hogares rurales al sur de India, estimó simultáneamente una ecuación semilogarítmica para salarios y una ecuación doble logarítmica representando la función de producción del hogar rural, usando el procedimiento 2SLS para corregir la endogeneidad. En la ecuación salarial, el promedio de ingesta energética diaria y el peso dividido por talla fueron usados como medidas de largo y corto plazo del estado nutricional, respectivamente. El autor probó la ecuación para efectos fijos y al azar. En ambos casos, la ingesta de energía no es un determinante significativo de la tasa salarial o productividad marginal, pero el peso dividido por talla es significativo en el nivel del 5%. La producción del hogar rural está modelada como una función Cobb-Douglas, definiendo el trabajo efectivo como un producto entre el promedio de ingesta de energía diaria y el peso promedio dividido por talla de los trabajadores familiares de la granja. El autor encontró que para efectos al azar y fijos, el promedio del peso de los miembros del hogar dividido por la talla tenía un efecto significativo y positivo en la producción del hogar rural, pero el promedio de calorías o ingesta calórica no. La principal conclusión es que el estado nutricional es un determinante importante en la productividad laboral en el sector agrícola de los países en desarrollo.

Behrman señala que “estudios basados en encuestas socioeconómicas, por lo general, tienen dificultad en controlar elecciones simultáneas, efectos fijos no observados, selectividad y distribuciones intra hogar, y en explorar algunos efectos a largo plazo” (Behrman 1993: 1763). Los estudios revisados anteriormente trataron estos problemas; sus resultados apoyan la relación consumo-producción, que resume la hipótesis del salario de eficiencia para los trabajadores rurales en países en desarrollo. Según Behrman, una redistribución del ingreso que aumente los niveles nutricionales de los trabajadores rurales tendría dos efectos paralelos: mejoraría la igualdad e incrementaría la productividad en beneficio de toda la sociedad.

3. Características nutricionales

3.1 Requerimientos energéticos de la sierra rural en estudios previos

El área seleccionada por el estudio está comprendida por aproximadamente 420.000 kilómetros cuadrados, entre 2.000 y 4.500 metros sobre el nivel del mar. La adaptación de los residentes a gran altura es perfecta

y no existe diferencias en sus requerimientos de energía. En un estudio de 17 adultos que residen a 14.900 pies sobre el nivel del mar en el Perú, Picón-Reátegui (1960) encontró que utilizando como estándar de referencia el área de superficie corporal, la tasa metabólica basal (TMB) del residente de la altura está dentro de los límites considerados normales en el adulto saludable en el nivel del mar.

Varene *et al.* (1973) hallaron que el individuo expuesto a ejercicio moderado puede funcionar en grandes alturas tan eficientemente como en el nivel del mar. Sin embargo, hay un mayor consumo de oxígeno por kilo de la masa libre de grasa en el residente de las alturas, lo que refleja la adaptación a un medio bajo de oxígeno. La tasa de producción de energía aeróbica es la misma en la altura como en el nivel del mar. El cargamento de calor es el mismo para ambos casos.

Según estimados de la FAO/WHO/UNU (1985), los requerimientos de energía de un adulto hombre con una actividad física moderada podrían estar en el rango de 1.911 a 2.866 kilocalorías/día. Estos estimados podrían resultar excesivos dadas las características de nuestra población rural serrana.

Cuadro 4.2
Estimados de energía disponible a partir del consumo alimenticio en diversas zonas de la sierra rural peruana

Referencia	Localización	Mes/año/encuesta	Kcal
Leonard y Thomas (1989)	Nuñoa	enero - mayo 1985	1.150
		junio - agosto 1985	1.519
Thomas (1973)	Nuñoa	abril 1968	1.336
		junio 1968	1.571
Gursky (1969)	Nuñoa	julio - agosto 1967	1.485
Mazess y Baker (1964)	Nuñoa	julio 1962	3.170
Collazos <i>et al.</i> (1954)	Chacan	diciembre 1951	1.194
		junio 1953	1.404

Fuente: Leonard y Thomas 1989: 70.

La mayor parte de los estudios divide la disponibilidad de calorías en dos períodos: precosecha (entre diciembre y mayo) y poscosecha (junio-agosto), (ver cuadro 4.2). De acuerdo con el modelo de requerimientos de energía de la FAO antes mencionado, estos niveles son marginales para ambos períodos. Sin embargo, Leslie, Bindon y Baker (1984) cuestionan el uso

generalizado de modelos tipo FAO, ellos más bien postulan un modelo distinto adaptado a las características de la población residente en los Andes. En su modelo, los requerimientos de energía son calculados sobre la base de información específica, como es el tamaño y composición corporal, el promedio de niveles de actividad, estructura demográfica, etc. Siguiendo este planteamiento alternativo, Leonard y Thomas (1989) estimaron requerimientos calóricos de 1.435 kcal/día para las mujeres y 1.512 kcal/día para los hombres de la comunidad de Nuñoa en el altiplano peruano. De acuerdo con ello, la ingesta poscosecha sería adecuada, pero la ingesta precosecha sería muy baja.

3.2 Disponibilidad calórica en la sierra rural a partir de la Encuesta nacional de hogares sobre medición de niveles de vida

La región de estudio incluye 720 hogares divididos en tres regiones: el área rural de la sierra norte, central y sur. La información recolectada sobre consumo se basó en la disponibilidad de alimentos, no en la observación de la ingesta alimentaria; por lo tanto, mide el potencial de consumo. El promedio de disponibilidad de alimento per cápita obtenido puede sobreestimar la disponibilidad real de alimento durante el año 1994, por utilizar el período de poscosecha.

En el cuadro 4.3 se detallan el promedio de calorías disponible por regiones y otros indicadores de su distribución en la sierra rural, así como el gasto per cápita.

Cuadro 4.3
Características de la distribución de calorías disponibles en hogares de la sierra rural

Indicadores	Sierra rural norte	Sierra rural centro	Sierra rural sur	Sierra rural Total
Promedio (kcal)	2.370	1.850	1.706	1.934
Mediana (kcal)	2.131	1.642	1.559	1.766
Desviación estándar (kcal)	1.045	978	867	991
Rango (kcal)	5.187	4.891	4.362	5.187
Mínimo (kcal)	249	483	364	249
Máximo (kcal)	5.436	5.374	4.726	5.436
Gasto per cápita S/. ¹	1,34	1,16	1,08	1,18

1: S/. 1 = US\$ 0,5.

Elaboración propia.

Fuente: ENNIV, 1994.

El promedio de calorías per cápita disponibles para la sierra rural llegó a 1.934 kcal/día, mientras que la mediana estuvo por debajo de este promedio: 1.766 kcal./día (ver cuadro 4.4). Por la dispersión, este sería un mejor indicador de la disponibilidad media de calorías en la sierra rural.

Cuadro 4.4
Calorías potenciales disponibles per cápita por deciles de ingreso

Deciles de ingresos	Ingreso per cápita (S/.) ¹	Índice de ingreso per cápita (Promedio=100)	Calorías disponibles (kcal)	Índice de calorías disponibles (Prom.=100)
1 (Inferior)	0,35	30	670	35
2	0,55	47	1.048	54
3	0,71	60	1.264	65
4	0,85	72	1.493	77
5	1,00	85	1.775	92
6	1,14	97	1.919	99
7	1,30	110	2.086	108
8	1,49	126	2.553	132
9	1,77	150	2.897	150
10 (Superior)	2,63	223	3.748	194
Todos deciles	1,18	100	1.934	100

1: S/. 1 = US\$ 0,5.

Elaboración propia.

Fuente: ENNIV 1994.

Al ser el ingreso la variable explicatoria principal, en el cuadro 4.5 observamos que la disparidad es muy grande en la disponibilidad de calorías entre los grupos de ingreso bajo y alto. El decil más alto recibe 7,4 veces más de ingreso per cápita y 5,5 veces más de disponibilidad calórica per cápita que el decil más bajo. Solo tres de los deciles más altos alcanzaron el límite menor de los requerimientos calóricos estimados por Kashiwazaki *et al.* (1995) para hombres en 2.214 calorías. Los deciles del 6 al 10 pueden alcanzar el límite menor de los requerimientos de energía propuestos por Bender (1993). La mitad de la población rural andina sufre de *stress* alimentario.

En la sierra rural, aproximadamente el 45% del consumo potencial de calorías fue producido por el mismo hogar. En la sierra rural sur, el 55% de las calorías disponibles provenía de la producción de sus propias parcelas, 40% de la sierra centro y 37% de la sierra norte. Las zonas relativamente

más desarrolladas dependen más del mercado para el abastecimiento de calorías. El cuadro 4.5 resume las fuentes de calorías del área rural de la sierra peruana.

Cuadro 4.5
Fuentes de calorías per cápita en la zona rural de los Andes

Fuente	Sierra rural norte	Sierra rural centro	Sierra rural sur	Sierra rural Total
Comprado	1.459	1.122	763	1.066
Producido	911	728	943	868
Total	2.370	1.850	1.706	1.934

Fuente: ENNIV, 1994.
Elaboración propia.

Mientras más pobre es el hogar rural, la proporción de calorías que proviene de la propia producción del hogar es mayor (ver cuadro 4.6).

Cuadro 4.6
Calorías disponibles per cápita, por fuente y niveles de ingreso, en todas las regiones de la sierra rural

Deciles de ingreso	Total calorías disponibles (en kcal)	Calorías compradas (en kcal)	Calorías producidas (en kcal)
1	670	312	359
2	1.048	531	517
3	1.264	564	700
4	1.493	842	621
5	1.775	1.063	712
6	1.919	1.043	876
7	2.086	1.117	967
8	2.553	1.479	1.072
9	2.897	1.561	1.334
10	3.748	2.212	1.534
TOTAL	1.934	1.072	862

Fuente: ENNIV 1994.
Elaboración propia.

Los estudios relacionados con la composición de la dieta en los Andes (Collazos *et al.* 1954, Ferroni 1982, Mazzes y Baque 1964) revelan que los tubérculos son el alimento principal de la dieta en la sierra rural, y los cereales oriundos (como quinua, tarhui o cañihua) y el chuño y la moraya (formas de papa secada al frío) son también parte de su dieta regular; mientras que la carne y otros productos de origen animal tienen una proporción menor. Leonard y Thomas encontraron la contribución de la distribución calórica que se muestra en el cuadro 4.7; según este estudio, casi la mitad de disponibilidad calórica proviene de tubérculos frescos de la estación poscosecha.

Cuadro 4.7
Contribución calórica porcentual de siete alimentos durante los períodos de pre y poscosecha para una muestra de hogares de Nuñoa, Perú

Alimento	Precosecha %	Poscosecha %
Tubérculos frescos	11,7	44,6
Chuño/Moraya	12,9	5,5
Harina	15,6	8,9
Arroz	10,5	5,2
Pan	8,2	5,5
Azúcar	8,2	5,2
Productos animales	6,6	10,6
Totales	73,7	85,5

Fuente: Leonard y Thomas 1989: 71.

Nuestros resultados indican que en el área rural de los Andes peruanos, solo el 10,3% de las calorías disponibles proviene de tubérculos. Según los datos de la encuesta ENNIV 1994, el arroz es el contribuyente más importante de calorías con el 16,5% del total de calorías disponible per cápita, mientras que los productos de origen animal contribuyen solo con 5,4% del total de calorías disponibles. La variedad de la dieta encontrada en la ENNIV es alta.

Cuadro 4.8
Promedio de calorías per cápita por tipo de alimento en la sierra rural del Perú

Tipo de alimento	Sierra norte rural kcal	Sierra norte rural %	Sierra centro rural kcal	Sierra centro rural %	Sierra sur rural kcal	Sierra sur rural %	Total sierra rural kcal	Total sierra rural %
Arroz	532	22,4	311	16,8	183	10,7	319	16,5
Tubérculos	184	7,8	183	9,9	224	13,1	199	10,3
Azúcar	241	10,2	180	9,7	185	10,8	198	10,2
Cebada	105	4,4	160	8,6	231	13,5	173	8,9
Pan	178	7,5	229	12,4	126	7,4	172	8,9
Aceite	241	10,2	139	7,5	128	7,5	162	8,37
Maíz	166	7,0	96	5,2	131	7,7	129	6,7
Frijoles	265	11,2	94	5,0	49	2,9	123	6,4
Trigo	125	5,3	123	6,6	98	5,7	112	5,8
Fideos	126	5,3	99	5,4	68	4,0	93	4,8
Leche	39	1,6	58	3,1	60	3,5	54	2,8
Quinua	14	0,6	28	1,5	90	5,3	49	2,5
Carne	33	1,4	44	2,4	53	3,1	45	2,3
Huevos	37	1,6	24	1,3	21	1,2	26	1,3
Frutas	24	1,0	22	1,2	16	0,9	20	1,0
Aves	25	1,1	25	1,4	12	0,7	20	1,0
Vegetales	14	0,6	20	1,1	15	0,9	16	0,8
Pescado	20	0,8	16	0,9	11	0,6	15	0,8
M. Sub ¹	1	0,0	0	0,0	0	0,0	1	0,0
Promedio	2.370	100,0	1.850	100,0	1.706	100,0	1.934	100,0

1: Sub-productos de carne.

Fuente: ENNIV 1994.

Elaboración propia.

Con los precios de los alimentos de las principales ciudades de la sierra rural se construyó el índice del costo por caloría disponible. Los resultados se ilustran en el cuadro 4.9.

Cuadro 4.9
Promedio de calorías disponible per cápita por día y precio relativo al por menor de caloría por región

Tipo de alimento	Sierra norte rural kcal	Sierra norte rural Index ²	Sierra centro rural kcal	Sierra centro rural Index ²	Sierra sur rural kcal	Sierra sur rural Index ²
Arroz	532	1,00	311	1,00	183	1,00
Tubérculos	184	4,25	183	2,42	224	3,16
Azúcar	241	1,36	180	1,16	185	1,18
Cebada	105	0,70	160	0,61	231	0,63
Pan	178	2,48	229	1,74	126	1,68
Aceite	241	1,29	139	1,11	128	1,13
Maíz	166	2,04	96	1,51	131	2,02
Frijoles	265	2,12	94	1,31	49	1,82
Trigo	125	1,77	123	1,44	98	1,92
Fideos	126	2,31	99	1,94	68	1,90
Leche	39	4,29	58	6,92	60	4,92
Quinoa	14	2,55	28	1,67	90	2,07
Carne	33	11,79	44	9,77	53	10,93
Huevos	37	8,31	24	7,39	21	7,36
Frutas	24	7,46	22	5,63	16	6,99
Aves	25	10,94	25	9,07	12	8,08
Vegetales	14	10,95	20	6,51	15	8,20
Pescado	20	8,12	16	6,96	11	7,34
M.Sub ¹	1	17,26	0	13,65	0	12,40
Promedio	2.370		1.850		1.706	

1: Subproductos de la carne.

2: Es el precio relativo por caloría si el arroz equivale a 1,00 en cada región.

Fuente: ENNIV 1994.

Elaboración propia.

Hay un alto grado de correlación negativa entre el costo calórico relativo de los alimentos y la cantidad consumida de calorías por tipo de alimento. Solo la cebada es relativamente más barata por caloría que el arroz. Los tubérculos muestran un precio relativamente alto, pero su consumo es importante en las tres regiones en conjunto. Debemos tener en cuenta que los hogares rurales son tanto consumidores como productores de papa;

y el efecto sustitución, el cual es negativo, puede ser compensado por el efecto ingreso de precios más altos, el cual es positivo. El chuño, hecho de la papa secada al frío, permite guardar calorías para el consumo en la estación de precosecha.

En el sector rural andino, el 55% del potencial de consumo de calorías fue comprado, el restante fue producido por el hogar (ver cuadro 4.10). Casos típicos de producción propia son los de tubérculos, cebada, maíz y trigo. Los alimentos procesados o no regionales (como arroz, azúcar, pan (moldes), aceite, fideos, frutas, vegetales y pescado) son artículos comprados predominantemente.

El sur, la región más pobre de los Andes, es la región con la imagen más tradicional del sector rural. La cebada y los tubérculos son los dos principales productos proveedores de calorías y, por lo general, son cultivados en casa.

En cambio, las zonas rurales de los Andes centrales están comercialmente integradas al área de Lima Metropolitana. La autoproducción tiende a ser desplazada por las compras. El norte andino bordea las zonas con mayor producción de arroz de la selva, correspondientemente el porcentaje de hogares productores de arroz aumenta.

El déficit de calorías disponibles es de 60% en la población rural andina. Un alto porcentaje de las calorías disponibles para el consumo proviene de la autoproducción, especialmente en los estratos más pobres. Los Andes rurales parecen ser un área en donde la hipótesis del salario de eficiencia (que predice que individuos mejor alimentados serán más productivos) puede ser aplicable por los bajos niveles de ingesta y consumo observados.

4. *El modelo*

Se utiliza el modelo desarrollado por Strauss (1985) y se considera que los miembros de la familia rural son simultáneamente trabajadores, productores y consumidores (De Janvry y Soudelot 1995). La familia elige una canasta de consumo conformada por alimentos, otros bienes y ocio, así como insumos laborales y no laborales, para maximizar la función de utilidad del hogar sujeta a una función de producción agrícola, una dotación limitada de tiempo para el trabajo o el ocio, una dotación limitada de crédito para la producción y otras características fijas.

La producción agrícola es una función de la suma de horas de *trabajo efectivo* de la familia y de los trabajadores asalariados, de los insumos va-

Cuadro 4.10
Promedio de calorías disponibles per cápita, por día, por tipo de alimento,
por fuente, total de los Andes rurales

Tipo de alimento	Sierra rural kcal	Sierra rural %	Sierra rural comprado kcal	Sierra rural comprado %	Sierra rural producido kcal	Sierra rural producido %
Arroz	319	100	280	88	39	12
Tubérculos	199	100	34	17	165	83
Azúcar	198	100	189	95	9	5
Cebada	173	100	20	12	153	88
Pan	172	100	157	91	15	9
Aceite	162	100	154	95	8	5
Maíz	129	100	10	8	119	92
Frijoles	123	100	36	29	87	71
Trigo	112	100	12	11	100	89
Fideos	93	100	85	91	8	9
Leche	54	100	9	17	45	83
Quinua	49	100	10	20	39	80
Carne	45	100	17	38	28	62
Huevos	26	100	4	15	22	85
Frutas	20	100	18	90	2	10
Aves	20	100	5	25	15	75
Vegetales	16	100	12	75	4	25
Pescado	15	100	14	93	1	7
M. Sub ¹	1	100	0	0	1	100
Promedio	1.934	100	1.066	55	868	45

1: Subproductos de la carne.

Fuente: ENNIV 1994.

Elaboración propia.

riables no laborales, del capital fijo y de la cantidad de tierra cultivada. El trabajo efectivo, asalariado o familiar, es una función del nivel nutricional (medido por el nivel de ingesta calórica) y del número de horas trabajadas. A su vez, la ingesta calórica depende del consumo de alimentos del hogar. El flujo de calorías en el año actual afecta el *trabajo efectivo*.

La función de trabajo efectivo (L_1^*) es igual al producto del número de horas trabajadas (L_1) por una función que asocia la eficiencia por hora trabajada con la ingesta calórica.

$$L_i^* = h(X_c^i) L_i \quad i = \text{familiar, asalariada} \quad (1)$$

La función trabajo efectivo, $h(X_c^i)$, tiene un rango con retornos crecientes y luego decrecientes (Mirrlees 1975, Stiglitz 1976, Bliss y Stern 1978a). El hogar maximiza su función de utilidad sujeta a la función de producción agrícola, y a las restricciones de tiempo y de liquidez.

$$\text{Max. } U = U(X_a, X_m, X_l) \quad (2)$$

$$\text{s. a: } p_m X_m = p_a (Q - X_a) - w^* (L^* - L_f^*) \text{ restricción de liquidez} \quad (3)$$

$$X_l + L_f = T \quad \text{tiempo disponible} \quad (4)$$

$$Q = Q(L_f^*, L_h^*, A, K, V) \quad \text{función de producción} \quad (5)$$

donde:

- X_a : canasta de alimentos
- X_m : canasta de bienes no alimentarios
- X_l : ocio
- P_a : precios de los alimentos
- P_m : precios de los productos no alimentarios
- P_v : precios de otros insumos variables
- W : salario del mercado
- w^* : salario efectivo
- Q : rendimiento de la granja
- L_f^* : trabajo efectivo familiar
- L_h^* : trabajo efectivo asalariado
- L^* : demanda total de trabajo efectivo
- T : total de tiempo disponible para la familia
- A : tierra cultivada
- K : capital
- V : insumos variables no laborales

Si insertamos las ecuaciones (4) y (5) en la ecuación (3), obtenemos:

$$p_m X_m = p_a (Q(L_f^*, L_h^*, A, K, V) - X_a) - w^* ((L^* - T) + X_l) \quad (6)$$

La ecuación (1) especifica la función de trabajo efectivo familiar y asalariado. La demanda total de labor efectiva (L^*) es la suma de la labor efectiva familiar y de la labor efectiva contratada. Si se insertan estas dos identidades en la ecuación (6), se obtiene:

$$p_m X_m + p_a X_a + w^* h(X_c) X_l \\ = w^* h(X_c) T + (p_a Q(L_f^*, L_h^*, A, K, V) - w^* L_f^* - w^* L_h^* - p_v V) \quad (7)$$

La ecuación (7) es una versión simplificada de la restricción del ingreso total (*full income constraint*) porque excluye, en este caso, el ingreso que no proviene de la parcela. La tasa efectiva salarial (w^*) es la relación entre el salario del mercado (w) y la función de trabajo efectivo ($h(X_c)$):

$$w^* = w / h(X_c) \quad (8)$$

La función de trabajo efectivo es idéntica para el trabajo familiar y el trabajador asalariado. Definimos el beneficio neto como sigue:

$$\pi = (p_a Q(L_f^*, L_h^*, A, K, V) - w^* L_f^* - w^* L_h^* - p_v V) \quad (9)$$

El problema de optimización es:

$$T \quad \text{MAX } L = U(X_a, X_m, X_l) + \lambda ((p_m X_m + p_a X_a + w^* h(X_c) X_l - w^* h(X_c) \\ - (p_a Q(L_f^*, L_h^*, A, K, V) - w^* L_f^* - w^* L_h^* - p_v V)) \quad (10)$$

La condición de primer orden para el trabajo efectivo familiar y el asalariado iguala el valor del producto marginal trabajo efectivo al salario de eficiencia:

$$p_a (\delta Q / \delta L_f^*) = w^* \quad (11)$$

$$p_a (\delta Q / \delta L_h^*) = w^* \quad (12)$$

En las ecuaciones (11) y (12) destaca una diferencia importante con respecto del modelo estándar de la economía del hogar rural. En el caso estándar, el valor del producto marginal se iguala al salario del mercado por hora. El valor del producto marginal del trabajo (familiar o asalariado) es igual al salario de eficiencia. La demanda de trabajo (familiar o asalariado) se deriva al resolver las ecuaciones (11) y (12) en términos de precios, p_a y w^* , los parámetros tecnológicos de la función de producción y los factores fijos de producción como la tierra, capital, etc.

$$L_f^* = L_f^*(w^*, p_a, A, K) \quad (13)$$

$$L_h^* = L_h^*(w^*, p_a, A, K) \quad (14)$$

La demanda derivada de trabajo (familiar o asalariado) nos da un juego de posibles decisiones asociadas con la conducta de maximización de ganancia en el hogar rural como unidad de producción.

La condición de primer orden para otras variables son:

$$\delta L / \delta X_a = \delta U / \delta X_a - \lambda p_a [1 - p_a L_f \delta Q / \delta L_f^* dh(X_c) / dX_a - w^* / p_a [T - L_f X_l] dh(X_c) / dX_a] = 0 \quad (15)$$

$$\delta L / \delta X_m = \delta U / \delta X_m - \lambda p_m = 0 \quad (16)$$

$$\delta L / \delta X_l = \delta U / \delta X_l - \lambda (w^* h(X_c)) = 0 \quad (17)$$

$$\delta L / \delta l = (p_m X_m + p_a X_a + w^* h(X_c) X_l - w^* h(X_c) T - (p_a Q(L_f^*, L_h^*, A, K, V) - w^* L_f^* - w^* L_h^* - p_v V)) = 0 \quad (18)$$

Resolviendo las ecuaciones (15), (16) y (17), combinadas con la restricción (18), se obtienen las funciones de demanda para alimento, otros bienes de consumo no alimentario y ocio.

El precio marginal real del alimento es menor que su precio en el mercado debido a la incorporación de niveles nutricionales en el modelo. Como Strauss observó, “desde las condiciones de primer orden es claro que el precio marginal real de los alimentos es menor que el precio de mercado al punto que la productividad laboral en la parcela (y fuera de la parcela) varía positivamente con la ingesta calórica” (1986: 303).

5. La base de datos

Se utilizaron los resultados de la *Encuesta nacional de hogares sobre medición de niveles de vida 1994* (ENNIV 1994), recopilada por el Instituto Cuánto entre junio, julio y agosto de ese año. Incluye a 3.544 hogares, distribuidos en siete dominios (costa urbana, costa rural, sierra urbana, sierra rural, selva urbana, selva rural y Lima Metropolitana). De estos, 1.344 casos eran de áreas rurales y 2.200 de áreas urbanas.

En nuestra área de interés, la zona rural de la sierra, fueron entrevistados un total de 720 hogares. Al descartar los hogares que no registraban producción agrícola, la muestra del estudio se redujo a 503 hogares. Todos los valores monetarios de la encuesta son expresados en precios de junio de 1994.

5.1 Las variables por utilizar

Calorías per cápita

Las calorías per cápita se computan de los registros de consumo y autoconsumo de la encuesta en los últimos 15 días. El autoabastecimiento es valorizado al precio del mercado local. Se utilizaron precios de la zona rural andina: norte, centro y sur. Se dividieron los gastos de comida por los precios para hallar la disponibilidad de comida en kilos o litros. El total de la vivienda fue dividido entre el número de miembros de la familia y, luego, entre 15 para estimar la disponibilidad calórica por día.

El producto

El producto bruto agrícola del hogar es la medida de rendimiento agrícola agregado.

Trabajo familiar

Se mide en horas trabajadas por los miembros de la familia en su propia unidad agrícola.

Mano de obra asalariada

Se determinó dividiendo el gasto anual efectuado por el hogar rural en salarios al momento de la encuesta y el salario promedio local. 215 de los 503 hogares usaron fuerza de trabajo contratada.

Tierra

La cantidad de tierra cultivada se tomó como indicador de la variable tierra.

Capital

El valor del equipo utilizado en la actividad agrícola según la valoración personal.

Salarios

Es el valor promedio en las actividades agrícolas en el momento de la encuesta.

6. La estimación econométrica

Siguiendo el modelo de Strauss (1986), se estimará una función Cobb-Douglas de producción agrícola sin y con trabajo efectivo. Si los parámetros de trabajo horario y trabajo efectivo son diferentes y estadísticamente significativos en estas funciones de producción, quedaría demostrado que el nivel nutricional afecta la productividad laboral del área elegida por el estudio.

La función de producción es:

$$Q = \beta_1 (L_f^*)^{\beta_2} (L_h^*)^{\beta_3} K^{\beta_4} A^{\beta_5} \quad (19)$$

Q = producto agrícola

L_f^* = labor efectiva familiar

L_h^* = labor efectiva contratada

K = capital

A = tierra cultivada

Bliss y Stern 1978a, Stiglitz 1976 y Mirrless 1975 señalan que el trabajo efectivo es el producto del número de horas trabajadas y una función que relaciona la eficiencia por hora trabajada con la ingesta calórica. La función de labor efectiva se puede especificar como:

$$L_i^* = h(X_c^i) L_i \quad i = \text{familiar y asalariado} \quad (20)$$

donde:

L_i = trabajo efectivo, familiar y asalariado

$h(X_c^i)$ = función labor eficiente

L_i = número de horas trabajadas, familiar y asalariado

Considerando que la función de trabajo efectivo es la misma para el trabajo familiar y el trabajo asalariado, al insertar (20) en (19) se obtiene:

$$Q = \beta_1 (h(X_c^i) L_f)^{\beta_2} (h(X_c^i) L_h)^{\beta_3} K^{\beta_4} A^{\beta_5} \quad (21)$$

Strauss (1986) utilizó un método econométrico no lineal para estimar simultáneamente los parámetros de la función de producción agrícola y la función de trabajo efectivo. En nuestro estudio, la estimación se realiza en dos etapas: primero se estiman los parámetros de la función que relaciona la eficiencia por hora trabajada con la ingesta calórica ($h(X_c^i)$); luego, estos

estimados se utilizan para corregir las variables trabajo familiar y asalariado, y así obtener el trabajo efectivo de cada uno.

La ecuación lineal de producción es:

$$\ln Q = \beta_1 + \beta_2 \ln (h (X_c^i) L_p) + \beta_3 \ln (h (X_c^i) L_h) + \beta_4 \ln K + \beta_5 \ln A \quad (22)$$

El consumo alimentario (por ejemplo, consumo potencial de calorías) se determina simultáneamente con la producción agrícola del hogar (Strauss 1984, Singh *et al.* 1986). Las variables “independientes” en (22) podrían estar correlacionadas con el error, razón por la cual el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) genera estimados sesgados e inconsistentes (Greene 1993, Pindyck y Rubinfeld 1981, Maddala 1993).

La demanda de un bien puede definirse como función del ingreso, precio y un término estocástico de error:

$$DEMANDA = \beta_0 + \beta_1 * PRECIO + \beta_2 * INGRESO + ERROR_1 \quad (23)$$

El error estocástico captura todas las otras influencias que afectan la demanda. Hay un efecto de retroalimentación entre producción (o demanda), precios e ingreso. La producción (o demanda) depende de los precios, precios altos son un incentivo para altos niveles de producción (o menores niveles de demanda); pero es igualmente cierto que los precios dependen de la producción (o demanda), pues un incremento importante de algunos proveedores de ese bien en el mercado disminuirá su precio. Si una variable no incluida en el modelo varía (por ejemplo, el uso de una nueva tecnología, mejor organización laboral, etc.), la producción de este bien se incrementará y sus precios caerán. Debido a esta retroalimentación, valores altos del término de error estarán asociados con precios bajos del bien en nuestra ecuación de demanda. La correlación del error con la variable por predecir violaría la asunción básica del análisis de regresión por MCO. Se generarían coeficientes sesgados, debido a que el modelo original implica que los niveles de precios provocan un incremento de la producción (o caída de la demanda). El algoritmo de los MCO utilizado en el procedimiento de regresión lineal trata la porción del error correlacionada al precio como provocada por el precio, a pesar de que ciertamente la correlación aparece en otra dirección, desde el efecto de retroalimentación de demanda sobre el precio.

El problema en la estimación econométrica de la función de producción agrícola del hogar rural con trabajo efectivo familiar y asalariado, es

la determinación simultánea de producción, consumo y horas trabajadas. La explicación formalizada de este problema de endogeneidad utiliza dos ecuaciones del modelo keynesiano de determinación de ingreso, como la presentada en Gujarati (1988):

$$\text{Función de consumo: } C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \mu, \quad 0 < \beta_1 < 1 \quad (24)$$

$$\text{Identidad del ingreso: } Y_t = C_t + I_t \quad (25)$$

Las variables de consumo e ingreso son endógenas, y solo la inversión puede ser considerada como variable exógena, es así que en la ecuación (24) el consumo es regresionado contra otra variable endógena, el ingreso (ambas dependen la una de la otra). En este caso, el ingreso está correlacionado con el término de error μ .

Para ver esto sustituimos (24) en (25):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \mu + I_t$$

$$Y_t = (\beta_0 / 1 - \beta_1) + (1 / 1 - \beta_1) I_t + (1 / 1 - \beta_1) \mu \quad (26)$$

Tomando valores esperados tenemos:

$$E(Y_t) = (\beta_0 / 1 - \beta_1) + (1 / 1 - \beta_1) I_t \quad (27)$$

Debido a que $E(\mu) = 0$ y el valor esperado de las variables exógenas I_t es el mismo I_t .

Restando (27) de (26) se obtiene:

$$Y_t - E(Y_t) = (1 / 1 - \beta_1) \mu$$

Sabemos que: $\mu - E(\mu) = \mu$. Entonces:

$$\begin{aligned} \text{cov}(Y_t, \mu) &= E[Y_t - E(Y_t)] [\mu - E(\mu)] = E(\mu^2) / 1 - \beta_1 \\ &= \sigma^2 / 1 - \beta_1 \end{aligned} \quad (28)$$

Dado que σ^2 es positivo, la covarianza entre ingreso y el término error μ debe ser diferente de cero, por lo tanto el ingreso y el término de error están correlacionados. Se violan así los supuestos del modelo de regresión

lineal sobre la independencia del término del error, o al menos el que no esté correlacionado con las variables explicativas. En ese caso, los estimados son sesgados e inconsistentes (Gujarati 1988, Pindyck y Rubinfeld 1981, Maddala 1993). Para demostrar por qué es inconsistente en nuestro ejemplo de ingreso y consumo, solo tómanse las variables en forma de desviación de las ecuaciones (24) y (25) y estímesse β^* por el MCO; tendríamos el siguiente modelo:

$$c = \beta y + u, \quad y = c + I$$

donde las letras minúsculas indican la mismas variables de la ecuación (24) y (25), pero en forma de desviación. El parámetro β^* será:

$$\beta^* = \Sigma c y / \Sigma y^2 \quad (29)$$

Si sustituimos c en la ecuación (29) obtenemos:

$$\begin{aligned} \beta^* &= \Sigma (y (\beta y + u)) / \Sigma y^2 \\ \beta^* &= \beta + \Sigma y u / \Sigma y^2 \end{aligned} \quad (30)$$

Un estimado es consistente si su probabilidad en el límite ($plim$) es igual al valor poblacional real. Al tomar el límite de probabilidad ($plim$) de (30) se produce:

$$\begin{aligned} plim \beta^* &= plim(\beta) + plim (\Sigma y u / \Sigma y^2) \\ plim \beta^* &= plim(\beta) + plim [(\Sigma y u / N) / (\Sigma y^2 / N)] \\ plim \beta^* &= \beta + plim [(\Sigma y u / N) / plim (\Sigma y^2 / N)], \end{aligned} \quad (31)$$

donde N es el número total de observaciones en la muestra. Las cantidades en paréntesis son la covarianza de la muestra entre el ingreso y el término de error y la varianza de ingreso de la muestra, respectivamente. El resultado (31) nos dice que el $plim$ de β^* es la verdadera β más el ratio de la covarianza de la muestra entre y e u , y el $plim$ de la varianza de la muestra de y . A medida que se incrementa la muestra, la covarianza de esta debe estar cerca al valor real de la covarianza de población, la que –de acuerdo con nuestros resultados– es $\sigma^2 / 1 - \beta_1$. Y del mismo modo, a mayor muestra N , la varianza de la muestra de y tiende a la verdadera varianza de población real σ_y^2 . Así, la ecuación (31) puede ser escrita de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{plim } \beta^* &= \beta + (\sigma^2 / 1 - \beta_1) / \sigma_y^2 \\ \text{plim } \beta^* &= \beta + (1 / 1 - \beta_1) (\sigma^2 / \sigma_y^2), \end{aligned} \quad (32)$$

Como β^* se encuentra entre 0 y 1, y además σ^2 , σ_y^2 son positivos, el *plim* de β^* siempre será mayor que el valor real de β ; por lo tanto, β^* sobreestima el valor real de β (Gujarati 1988, Pindyck y Rubinfeld 1981). La dirección del sesgo no siempre es conocida, como lo mencionan Pindyck y Rubinfeld. Aun para un modelo sencillo de abastecimiento y demanda, la dirección del sesgo generalmente es desconocida.

El uso de variables instrumentales puede ayudar a superar esta dificultad. El método de la variable instrumental consiste en hallar una variable z que no esté correlacionada con w (el término de error), pero que sí esté correlacionada con x (variable explicativa), se calculan los parámetros mediante la siguiente fórmula:

$$\beta_{IV} = \Sigma y z / \Sigma x z, \quad (33)$$

Donde y es la variable dependiente y z es llamada la variable instrumental. Así que si tenemos el siguiente modelo:

$$y = \beta x + w \quad (34)$$

La ecuación normal para calcular OLS será:

$$\Sigma x (y - \beta x) = 0 \quad (35)$$

es válida bajo la asunción de que $\text{cov}(x, w)$ es cero. Pero si este supuesto es violado, no podremos usar la ecuación normal (35) para encontrar nuestro parámetro, en su lugar reemplazamos nuestra condición por $\text{cov}(z, w) = 0$ y reemplazamos la ecuación normal (35) por:

$$\Sigma z (y - \beta x) = 0 \quad (36)$$

entonces,

$$\begin{aligned} \beta_{IV} &= \Sigma z y / \Sigma z x \\ \beta_{IV} &= \Sigma z (\beta x + w) / \Sigma z x \\ \beta_{IV} &= \beta + \Sigma z w / \Sigma z x \end{aligned} \quad (37)$$

que es el estimador obtenido por variables instrumentales. Esto es consistente porque:

$$\begin{aligned} \text{plim } \beta_{IV} &= \text{plim } [\Sigma z (\beta x + w) / \Sigma z x] \\ &= \beta + \text{plim } \{ [(1/n (\Sigma z w))] / [(1/n (\Sigma z x))] \} \\ &= \beta + \text{cov} (z, w) / \text{cov} (z, x) = \beta \end{aligned} \quad (38)$$

ya que $\text{cov} (z, w) = 0$ y $\text{cov} (z, x)$ es diferente de cero (Maddala 1993).

El método de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) es una aplicación del método de variables instrumentales. En la primera etapa se crea un instrumento; en la segunda se involucra una variante del método de estimación de variables instrumentales (Pindyck y Rubinfeld 1981). En el método de MC2E, los estimados de las variables predictoras son usadas como regresores en lugar de como instrumentos (Maddala 1993), ambos proporcionan los mismos resultados. Para verlo consideremos la siguiente ecuación:

$$y_1 = \beta_1 y_2 + \beta_2 c_1 z_1 + u_1 \quad (39)$$

donde y_1 e y_2 son variables endógenas y z_1 , así como z_2 , z_3 y z_4 son variables exógenas en el sistema. Sea y_2^* el valor estimado de y_2 a partir de una regresión de esta sobre z_1 , z_2 , z_3 y z_4 , entonces:

$$y_{12} = y_2^* + v_2$$

donde v_2 , el residuo, no está correlacionado con ninguno de los regresores z_1 , z_2 , z_3 y z_4 , y, por lo tanto, tampoco con y_2^* .

Las ecuaciones normales por el método de variables instrumentales eficientes V son:

$$\begin{aligned} \Sigma y_2^* (y_1 - \beta_1 y_2 - \beta_2 z_1) &= 0 \\ \Sigma z_1 (y_1 - \beta_1 y_2 - \beta_2 z_1) &= 0 \end{aligned}$$

Sustituyendo $y_2 = y_2^* + v_2$

$$\Sigma y_2^* (y_1 - \beta_1 y_2 - \beta_2 z_1) - \beta_1 \Sigma y_2^* v_2 = 0 \quad (40)$$

$$\Sigma z_1^* (y_1 - \beta_1 y_2 - \beta_2 z_1) - \beta_1 \Sigma z_1 v_2 = 0 \quad (41)$$

Pero $\Sigma z_1 v_2 = 0$ y $\Sigma y_2^* v_2 = 0$, dado que z_1 y y_2^* no están correlacionadas con v_2 . Luego, las ecuaciones (40) y (41) resultan en:

$$\begin{aligned}\Sigma y_2^* (y_1 - \beta_1 y_2 - \beta_2 z_1) &= 0 \\ \Sigma z_1^* (y_1 - \beta_1 y_2 - \beta_2 z_1) &= 0\end{aligned}$$

y estas son las ecuaciones normales si reemplazamos y_2 por y_2^* en la ecuación (39) y estimamos la ecuación por OLS (Maddala 1993). Así, el estimador 2SLS es similar al estimador de la variable instrumental y ambos dan estimadores consistentes. Por lo tanto, MC2E involucra dos pasos: primero se hace un estimado de la variable endógena regresionándola por MCO contra variables exógenas en el modelo; y luego se reemplaza el lado derecho de la variable endógena por y_2^* (estimado de la variable endógena) y se estima la ecuación por MCO.

6.1 Estimación de la función de trabajo eficiente

La formulación de Strauss (1986) para la función de trabajo efectivo es una función normal cuadrática, la cual “es razonablemente flexible aun permitiendo un rango de efectos negativos de productividad en altos niveles de ingesta alimentaria”. En este estudio empleamos dos formas funcionales para la función de trabajo eficiente: (a) la función cuadrática, y (b) forma de inversa de logaritmo o forma sigmoide, pero sin normalización. Las especificaciones funcionales para la función de labor efectiva serían:

$$\begin{aligned}h(X_c^i) &= \alpha + \alpha_1 X_c^i + \alpha_2 (X_c^i)^2 && \text{(cuadrática)} \\ \ln [h(X_c^i)] &= \alpha - \alpha_1 (1/X_c^i) && \text{(inversa del logaritmo)}\end{aligned}$$

donde:

$$\begin{aligned}h(X_c^i) &= \text{productividad marginal del trabajo} \\ X_c^i &= \text{disponibilidad de calorías por hogar}\end{aligned}$$

Bajo el supuesto de competencia perfecta en el mercado laboral, entonces, los salarios son aproximaciones de la productividad laboral marginal (Korjenek 1992, Behrman 1993). Los parámetros de la función de trabajo efectivo se obtienen de la ecuación de salarios (producto marginal del trabajo) contra las calorías disponibles por hogar.

Debido a que las calorías disponibles (proporcionadas por el consumo de alimentos) son determinadas simultáneamente con la producción, para nuestra función de trabajo efectivo es necesario encontrar la variable instrumental para la variable calorías.

En el caso de las calorías, ambas variables de precio e ingreso son candidatas lógicas. Sin embargo, enfrentamos dos problemas: el primero es que no tenemos un juego transversal de precios regionales en orden de regresionar estos contra la variable de calorías (solo tenemos los precios para las tres regiones, norte, centro y sur de la sierra rural, lo cual no nos permite obtener buenas predicciones de la variable). Asimismo, el ingreso es una variable simultánea dentro del modelo del hogar. Sin embargo, en este caso, tenemos la opción del llamado método de agrupación empleado para construir una variable instrumental mencionado por varios autores (Maddala 1993, Johnston 1972, Greene 1993). Los tres métodos principales de agrupamiento fueron sugeridos en la literatura por Wald (1940), Bartlett (1949) y Durbin (1950).

Siguiendo a Maddala (1993), quien usó el método de Wald (1940), clasificamos las X y agrupamos aquellas que están sobre la mediana de X en un grupo y las que están por debajo de la mediana en otro. Si las medias en cada grupo son, respectivamente, $Y1$, $X1$ y $Y2$, $X2$, estimamos la pendiente β a través de:

$$\beta^* = (Y2 - Y1) / (X2 - X1)$$

Al construir nuestra variable instrumental tenemos:

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } X > \text{mediana} \\ 1 & \text{si } X < \text{mediana} \end{cases}$$

y al usar el estimador por variables instrumentales resulta:

$$\beta^* = \sum Y_i Z_i / \sum X_i Z_i$$

Johnston (1972) explicó este método utilizando el modelo de regresión lineal para dos variables expresado en forma de matriz. Los parámetros, por el método de las variables instrumentales, son los siguientes:

$$b = (Z'X)^{-1} Z'y \quad (42)$$

aquí Z es la matriz de las variables instrumentales, la cual no solo no está correlacionada con el término de error, sino que tampoco con la variable explicatoria X . Supongamos que hay un número par de observaciones de la muestra y definimos una matriz Z como:

$$Z' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ -1 & -1 & -1 & \dots & -1 \end{bmatrix} \begin{matrix} 1 \\ 1 \end{matrix}$$

donde los segundos elementos en la segunda fila de Z' son más o menos uno en función de si el correspondiente valor de X está por encima o por debajo de la mediana de X . La matriz X para usar en esta regresión es:

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ x_1 & x_2 & x_3 & \dots & x \end{bmatrix}$$

donde $x_i = (X_i - X)$

La variable instrumental definida por (42) será:

$$b = \begin{bmatrix} n & 0 \\ 0 & (n/2)/(x_2 - x_1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -1 & nY \\ (n/2) & (Y_2 - Y_1) \end{bmatrix}$$

donde x_2 y x_1 denotan el valor promedio de las desviaciones para aquellos valores de X encima y debajo de la mediana, y donde Y_2 e Y_1 son el promedio de los correspondientes Y . Así:

$$b = \begin{bmatrix} Y \\ Y_2 - Y_1 / x_2 - x_1 \end{bmatrix}$$

La pendiente es:

$$\beta^* = (Y_2 - Y_1) / (x_2 - x_1) = (Y_2 - Y_1) / (X_2 - X_1), \text{ y}$$

$$\alpha^* = Y - \beta^* X$$

Para encontrar una predicción para las calorías, por lo tanto, regresionamos las calorías contra el ingreso (o gasto per cápita como medida aproximada del ingreso per cápita) y elaboramos una variable instrumental para esta variable por el método de Wald. Así, el modelo por ser estimado es:

$$\text{Calorías disponibles} = \text{alfa} + \text{beta} * \text{ingreso} + \text{error}$$

Los resultados se presentan de manera resumida en el cuadro 4.11.

Cuadro 4.11
Regresión de calorías contra ingreso

Variable	Parámetros	Valor-t	Significant t
Income (expenditure)	1440,82	33,506	0,0000
Constant	240,45	4,393	0,0000
R ²	0,692		
Sample size	503		

Usamos este estimado de las calorías disponibles como regresor en nuestra función de trabajo efectivo, la cual puede ser estimada utilizando MCO:

$$h(X_c^i) = \alpha + \alpha_1 X_c^i + \alpha_2 (X_c^i)^2$$

$$\ln [h(X_c^i)] = \alpha - \alpha_1 (1/X_c^i)$$

donde:

$$h(X_c^i) = \text{producto marginal del trabajo por el salario de mercado}$$

$$X_c^i = \text{estimado de calorías disponibles}$$

Se implementó un proceso de dos etapas similar al procedimiento MC2E. Primero creamos una variable instrumental regresionando las calorías disponibles contra el ingreso, utilizando el método de agrupamiento sugerido por Wald. Seguidamente, este instrumento (los estimados de calorías disponibles) fue usado como regresor. Los cuadros 4.12 y 4.13 presentan los resultados: (a) para la muestra como conjunto; (b) para los hogares que empleaban trabajadores asalariados al momento de la encuesta; y (c) para los hogares agrupados por rangos de disponibilidad de calorías. Al

reunirse los datos pueden obtenerse dos efectos: (1) los parámetros serán menos eficientes debido a la pérdida de información; (2) mejora el ajuste de la regresión. Los estimados MCO, sin embargo, permanecen sin sesgo (Greene 1993).

El cuadro 4.12 muestra que el efecto lineal de la disponibilidad calórica estimada es altamente significativa en todos los casos; y su efecto cuadrático es solo marginalmente significativo. El cuadro 4.13 muestra el efecto logarítmico inverso de la disponibilidad calórica estimada como altamente significativo estadísticamente en todos los casos. En la forma funcional log-inversa, la constante tiene un significado económico. Esta función es asintótica en e^α , donde α es la constante de la ecuación, e indica que la contribución calórica al producto laboral marginal alcanza un punto de saturación a medida que el consumo calórico se incrementa. Este parámetro es significativo estadísticamente en la muestra más grande.

Cuadro 4.12
Resultados comparativos de la función eficiente de trabajo
 $H(X_c^I) = \alpha + \alpha_1 X_c^I + \alpha_2 (X_c^I)^2$

Parámetros	Función de trabajo efectivo (cuadrática) ¹	Función de trabajo efectivo (cuadrática) ²	Función de trabajo efectivo (cuadrática) ³
Calorías	1,5859	1,7930	1,8235
Valor-t	3,2150	3,2670	3,4610
Significado	0,0014	0,0013	0,0008
Calorías al cuadrado	-0,00010	-0,00016	-0,00016
Valor-t	-1,162	-1,810	-1,7640
Significado	0,2459	0,0718	0,0890
Constante	3737.0000	5064.3700	4929.1700
Valor-t	6,2710	6,9120	7,5420
Significado	0,0000	0,0000	0,0000
R ² (%)	8,42	12,7	26,3
Muestra	503	215	101

1: Calculada sobre el total de la muestra.

2: Calculada sobre aquellos hogares que reportaron trabajadores asalariados al momento de la encuesta.

3: Calculada agrupando por niveles de calorías.

Nota: todos los parámetros fueron multiplicados por 10.000, incluyendo la constante.

Cuadro 4.13
Resultados comparativos de la función eficiente de trabajo

$$LN [H (X'_c)] = \alpha - \alpha_1 (1 / X'_c)$$

Parámetros	Función de trabajo efectivo (inversa-log.) ¹	Función de trabajo efectivo (inversa-log.) ²	Función de trabajo efectivo (inversa-log.) ³
1 / Calorías	-140,82	-383,51103	-318,7985
Valor-t	-3,42	-4,928	-4,6470
Significado	0,0007	0,0000	0,0000
Constante	-0,2453	-0,055197	-0,0827
Valor-t	-8,173	-1,119	-1,6510
Significado	0,0000	0,2643	0,1019
R ² (%)	2,2	10,2	18,1
Muestra	503	215	101

1: Calculada sobre el total de la muestra.

2: Calculada sobre aquellos hogares que reportaron trabajadores asalariados al momento de la encuesta.

3: Calculada agrupando por niveles de calorías.

Nota: Todos los parámetros fueron multiplicados por 10.000, incluyendo la constante.

6.2 Estimación de la función de producción agrícola del hogar rural

En este caso se presenta el problema de endogeneidad, pues la demanda de horas de trabajo y el número de horas de trabajo familiar ofertados son determinados simultáneamente con la producción. Se utilizan variables instrumentales para la variable trabajo familiar y trabajo asalariado. Se usaron dos de estas variables: miembros de las familias de 11 años o mayores, y salarios del mercado. El cuadro 4.14 resume los resultados de la estimación de la función de producción a partir de una muestra conjunta de 503 observaciones para varias alternativas:

- (1) Mínimos cuadrados ordinarios, sin la función de eficiencia laboral.
- (2) Mínimos cuadrados en 2 etapas, sin la función de eficiencia laboral.
- (3) Mínimos cuadrados en 2 etapas, con la función de eficiencia laboral cuadrática.
- (4) Mínimos cuadrados en 2 etapas, con función de eficiencia laboral logarítmica inversa.

Cuadro 4.14
Estimados de la función de producción en la sierra rural

Variables	OLS	2SLS, no ELF	2SLS, ELF cuadrática	2SLS, EFL inv. logaritm.
TRABAJO FAMILIAR	0,122	0,245	0,492	0,496
(valor-t)	(2,285)	(1,349)	(2,343)	(1,743)
Significado T	0,0227	0,1781	0,0195	0,0820
TRABAJO ASALARIADO	0,0489	0,095	0,095	0,165
(valor-t)	(6,818)	(3,531)	(3,777)	(2,773)
Significado T	0,0000	0,0005	0,0002	0,0058
TIERRA	0,341	0,315	0,294	0,269
(valor-t)	(9,505)	(7,52)	(6,884)	(4,531)
Significado T	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
CAPITAL	0,283	0,185	0,144	0,022
(valor-t)	(5,495)	(2,336)	(1,798)	(0,148)
Significado T	0,0000	0,0199	0,0728	0,8824
Constante	5,00	4,671	2,919	3,728
(valor-t)	(11,004)	(3,694)	(1,937)	(2,198)
Significado T	0,0000	0,0002	0,0533	0,0284
R **2	0,33	0,29	0,28	0,22
Muestra	503	503	503	503

La elasticidad-producto de la tierra es estadísticamente significativa para los cuatro casos y aproximadamente igual a 0,30. La elasticidad-producto del trabajo asalariado es pequeña y estadísticamente muy significativa para los cuatro procedimientos de estimación. La elasticidad-producto del trabajo familiar es grande cuando se ajusta teniendo en cuenta la función de trabajo efectivo y se corrige apropiadamente la endogeneidad. Sin estas dos consideraciones, la elasticidad-producto del trabajo familiar es igual a 0,12, indicando una baja productividad marginal de este ingreso. El procedimiento sencillo de MCO da una alta productividad marginal del capital, su elasticidad-producto es igual a 0,28 y es estadísticamente muy significativa. Ajustando por trabajo efectivo y endogeneidad, la aparente importancia del capital en el proceso de producción disminuye hasta convertirse en no significativo estadísticamente. Tratándose de unidades muy pobres, con poca dotación de equipos, es plausible que la dotación de capital sea poco significativa en su impacto sobre la producción agrícola de los hogares rurales.

7. Los resultados

Los Andes peruanos son una región con suficientes características para probar la hipótesis del salario de eficiencia, porque crónicamente una gran proporción de la población experimenta una disponibilidad calórica per cápita por debajo del requerimiento mínimo de consumo de alimentos para mantener una labor física moderada. Utilizando los requerimientos calóricos de Kashiwazaki (1995) para los Andes rurales, estimamos que el 70% de la población rural andina se encuentra por debajo del nivel mínimo de calorías requerido durante la estación de poscosecha, mientras que el 90% de la misma población enfrenta la aludida situación durante la precosecha. En estimados más conservadores, aproximadamente un 50% de la población rural andina atraviesa un *stress* alimentario. Se concluye que la nutrición es un importante factor que explica la productividad rural.

7.1 La función de eficiencia laboral en los Andes rurales

La función de eficiencia laboral (EFL) muestra la relación entre el nivel nutricional y la productividad marginal del trabajo. Asumiendo una competencia perfecta en el mercado de trabajo, usamos los salarios como medida del producto marginal laboral. Sin embargo, el dato agregado no permite distinguir diferentes tipos de tareas dentro de la actividad agrícola en el área estudiada, por lo que usamos el promedio salarial de un grupo de actividades agrícolas en el nivel local.

Para toda la muestra, el mejor modelo de adaptación obtenido fue el de la forma funcional de logaritmo inverso. Ambos parámetros son estadísticamente significativos. La forma funcional cuadrática aparece como la más conveniente de la submuestra de 215 hogares y la muestra conjunta de 101 niveles de calorías. La forma funcional del logaritmo inverso en la muestra conjunta indica un nivel asintótico de la función estadísticamente significativa solo al 10%.

Resumiendo los resultados de las estimaciones de los parámetros relevantes en nuestras funciones de trabajo efectivo, encontramos que siete de ellos son significativos al nivel 0,01 de significancia, y tres lo son al 0,10. Solo en dos casos, los parámetros relevantes no son significativos estadísticamente. Concluimos que los resultados muestran una relación positiva entre consumo calórico (potencial o consumo disponible en nuestro caso particular) y el producto marginal del trabajo. El nivel nutricional importa como insumo productivo de la zona rural andina.

7.2 Consumo de calorías y unidades de trabajo efectivo

Con la estimación de la función de trabajo efectivo (FTE) podemos estratificar la fuerza laboral según el nivel de su eficiencia, medido por la cantidad de las unidades de trabajo efectivo. Para estimar las unidades de trabajo eficiente de acuerdo con el consumo de calorías, usaremos los parámetros de dos de nuestras FTE: la forma funcional del logaritmo-inverso del conjunto de la muestra (503 observaciones) y la forma cuadrática para clasificación agrupada por niveles calóricos (101 observaciones). Los resultados se presentan en el cuadro 4.15.

Cuadro 4.15
Calorías disponibles para consumo y unidades de trabajo efectivo

Calorías disponibles para consumo (en kcal)	Unidades de trabajo efectivo inversa-logarítmica FTE (muestra = 503)	Unidades de trabajo efectivo FTE cuadrática (muestra = 101)
500	0,83	0,76
1.000	0,96	0,86
1.500	1,00	0,95
1.782	1,01	1,00
2.000	1,03	1,03
2.500	1,04	1,11
3.000	1,05	1,17
3.500	1,06	1,22
4.000	1,06	1,26
4.500	1,07	1,29
5.000	1,07	1,31

En el caso de la forma funcional del logaritmo-inverso, una unidad de labor eficiente es obtenida en el nivel de 1.500 kcal de consumo calórico, en el cual una hora de trabajo es igual a una hora de labor efectiva. El consumo de calorías por debajo de este nivel corresponde a una labor efectiva de menos de la unidad, es decir, una hora de trabajo del horario laborable es menor a una hora medida de unidades efectivas.

Recíprocamente, el consumo de calorías sobre este nivel produce unidades efectivas mayores a la unidad: una hora del horario laborable es mayor a una unidad efectiva laboral. Cabe resaltar que este monto de

calorías (1.500 kcal/día) coincide con los estimados de Leonard y Thomas (1989) como el requerimiento mínimo indispensable para un varón adulto en la sierra rural utilizando el método de Leslie (Leslie, Bindon y Baker 1984), tal como se vio en la segunda sección de esta investigación.

En el estimado de la forma cuadrática para los 110 agrupamientos por nivel de calorías, la unidad de trabajo efectivo se alcanza a 1.782 kcal/día. Niveles sobre y por debajo de este monto tendrán los efectos ya mencionados. En esta forma funcional, sin embargo, las unidades de trabajo efectivo son mayores que con la forma logarítmico-inversa para cada nivel de calorías sobre 1.781 kcal/día. Por ejemplo, en el nivel de 4.000 kcal/día, la forma logarítmico-inversa produce 1,06 unidades de labor efectiva, pero 1,26 unidades si se utiliza la forma cuadrática. Por otro lado, para los bajos niveles de consumo calórico, por ejemplo, entre 500 a 1.500 kcal/día, la función logarítmica inversa muestra más unidades de trabajo efectivo que la forma funcional cuadrática.

7.3. Elasticidad productividad-calorías

La elasticidad productividad-calorías nos dice en cuántos puntos porcentuales el producto marginal laboral (asumido igual al salario de mercado) cambia cuando el consumo de calorías aumenta en uno por ciento. Para el logaritmo inverso, la elasticidad es definida como:

$$(d \ln (w) / d \text{ Calorías}) * (\text{Calorías } w) = - \beta \text{ Calorías},$$

donde: β = parámetro que pertenece a (1 / calorías) en la función correspondiente.

Para la forma funcional cuadrática la elasticidad es:

$$(d \ln (w) / d \text{ Calorías}) * (\text{Calorías } w) = (\beta_1 + 2 \beta_2 \text{ Calorías}) * \text{Calorías } w,$$

donde β_1 y β_2 son los parámetros pertenecientes a las variables calorías y calorías al cuadrado en la forma funcional cuadrática. El cuadro 4.16 presenta estimados de esta elasticidad para diferentes niveles de consumo calórico, los cuales podrían ser usados para analizar el impacto de un hipotético programa nutricional en la zona rural andina.

Cuadro 4.16
Elasticidad productividad-calorías en los Andes rurales en diferentes niveles de consumo calórico

Calorías disponibles para consumo (en kcal)	Elasticidad productividad-calorías (FTE inversa-logarítmica)	Elasticidad productividad-calorías (FTE cuadrática)
500	0,282	0,161
1.000	0,141	0,242
1.500	0,094	0,275
1.782	0,079	0,279
2.000	0,070	0,278
2.500	0,056	0,261
3.000	0,047	0,233
3.500	0,040	0,196
4.000	0,035	0,154
4.500	0,031	0,110
5.000	0,028	0,064

La función de logaritmo inverso muestra una alta elasticidad para el nivel más bajo de calorías (entre 500 a 1.000 kcal/día). En la media de la muestra (1.500 kcal/día), el punto de elasticidad para esta forma funcional es igual a 0,094. A medida que el nivel de calorías llega a 4.500 kcal/día la elasticidad productividad-calorías cae hasta 0,031; pero para el nivel de 500 kcal/día, la elasticidad productividad-caloría iguala 0,282. Strauss (1984) encontró una elasticidad igual a 0,18 en la media de la muestra usando la misma forma funcional.

Para la forma funcional cuadrática, la elasticidad en la media de la muestra es 0,279. Strauss (1986) encontró un valor de 0,33 en la media de la muestra, usando la misma forma funcional. En 4.500 kcal/día la elasticidad es 0,11.

7.4 La función de producción agrícola del hogar rural con trabajo efectivo

El cuadro 4.17 compara nuestros resultados con los obtenidos por Strauss (1986). Usando la forma funcional cuadrática, él encontró una elasticidad de 0,60 para las horas laborables efectivas de la familia; nuestros estimados son 0,49 y 0,495 para la misma variable usando el cuadrático

ELF y el logaritmicamente inverso ELF, respectivamente. En el último caso, el parámetro es significativo solo en el nivel de 8,2%.

Cuadro 4.17
Comparación de los resultados de Strauss con este estudio

Variables	Strauss (FTE cuadrática) ¹	Nuestro estudio (FTE cuadrática)	Nuestro estudio (FTE inv.-logaritm.)
Trabajo efectivo familiar	0,60*	0,49*	0,50 ²
Trabajo efectivo asalariado	0,13*	0,10*	0,17*
Capital	0,03*	0,14	0,02
Tierra	0,26*	0,29*	0,27*
R ²	0,52	0,28	0,22
Muestra	134	503	503

* Significativo al 0,05%.

1: Tomado en el promedio muestral.

2: Significativo al 0,082%.

Fuentes: Strauss (1986: 314) y este estudio.

La elasticidad del trabajo asalariado es 0,095 para una FTE cuadrática y 0,165 para una FTE logarítmica-inverso, ambos casos son significativos estadísticamente. Strauss encontró una elasticidad de 0,13, valor cercano al de nuestros resultados.

Utilizando mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), la variable capital es marginalmente significativa bajo una FTE cuadrática y no es significativa con una FTE logaritmo-inverso. En Strauss (1986) la elasticidad producto-capital fue muy pequeña: 0,03, similar a la obtenida con una FTE logarítmica-inversa. Con pequeños agricultores pobres, que trabajan con bajos niveles tecnológicos, el escaso significado estadístico de la variable capital es posible. La tierra es significativa y similar al valor encontrado por Strauss. El nivel nutricional, medido como potencial de ingesta calórica, aumenta la productividad laboral actual y la producción agrícola en la sierra rural.

Bibliografía

- Barlett, M. S. (1949). "Fitting of Straight Lines When Both Variables Are Subject to Error", en *Biometrics*, Vol. 6, pp. 207-12.
- Basta, S.; D. Soekirman, Karyadi y N. Scrimshaw (1979). "Iron Deficiency Anemia and Productivity of Adult Males in Indonesia", en *American Journal of Clinical Nutrition*. Vol. 32, pp. 916-25.
- Behrman, J. (1993). "The Economic Rationale for Investing in Nutrition in Developing Countries", en *World Development*. Vol. 21, pp. 1749-71.
- Behrman, J. y A. Deolalikar (1988). "Health and Nutrition", en Chenery y Srinivasan (1988: 631-711).
- (1989a). "Seasonal Demands for Nutrient Intakes and Health Status in Rural South India", en Sahn (1989: 66-78).
- (1989b). "Agricultural wages in India: the role of health, nutrition and seasonality", en Sahn (1989: 107-117).
- Bender, D. (1993). *Introduction to Nutrition and Metabolism*. Primera edición, London: University College London.
- Blaxter, K. y J. C. Waterlow (eds.) (1984). *Nutritional Adaptation in Man*. Londres: John Libbey.
- Bliss, Ch. y N. Stern (1978a). *Productivity, Wages and Nutrition in the Context of Less Developed Countries*. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- (1978b). "Productivity, Wages and Nutrition: Part 1, The Theory", en *Journal of Development Economics*. Vol. 5, pp. 331-62.
- (1978c). "Productivity, Wages and Nutrition: Part 2, Some Observation", en *Journal of Development Economics*, Vol. 5, pp. 331-62.
- Chenery, Hollis B. y T. N. Srinivasan (eds.) (1988). *Handbook of Development Economics*. Amsterdam: North Holland.
- Collazos, C. et al. (1954). "Dietary Surveys in Peru Chananac and Vicos, Rural Communities in the Peruvian Andes", en *Journal of American Dietary Association*. Vol. 30, pp. 1222-48.
- De Janvry, A. y E. Soudelot (1995). *Quantitative Development Policy Analysis*. Baltimore: John Hopkins University Press.
- Deolalikar, A. (1988). "Nutrition and Labor Productivity in Agriculture: Estimates for Rural South India", en *Review of Economics and Statistics*. Vol. 70, No. 3, pp. 406-13.
- Durbin, J. (1950). "Errors in Variables", en *Review of International Statistical Institute*. Vol. 22, pp. 23-32.
- FAO/WHO/UNU (1985). *Energy and Protein Requirements. Report of the Joint FAO/WHO/UNU Expert Consultation*. Génova: Organización Mundial de la Salud.

- Ferro-Luzzi, A. (1984). "Work Capacity and Productivity in Long-Term Adaptation to Low Energy Intakes", en Blaxter y Waterlow (1984: 62-9).
- Ferroni, M. A. (1982). "Food Habits and the Apparent Nature and the Extent of Nutritional Efficiencies in the Peruvian Andes", en *Archives Latin-Americans of Nutrition*. Vol. 32, pp. 850-66.
- Greene, W. (1993). *Econometrics Analysis*. Segunda edición, New York: Macmillan.
- Gujarati, D. (1988). *Econometría básica*. Caracas: McGraw-Hill Latinoamericana.
- Haddad, L. y H. Bouis (1991). "The Impact of Nutritional Status on Agricultural Productivity: Wage Evidence from the Philippines", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 53, No.1, pp. 45-68.
- Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", en *Econometrica*. Vol. 47, pp. 153-61.
- Hersch, J. (1985). "Allocation of Time and Human Energy and its Effects on Productivity", en *Applied Economics*. Vol. 17, pp. 867-84.
- Immink, M. y F. Viteri (1981). "Energy Intake and Productivity of Guatemalan Sugar Cane Cutters: An Empirical Test of the Efficiency Wage Hypothesis, Parts I and II", en *Journal of Development Economics*. Vol. 9, pp. 252-87.
- Immink, M.; F. Viteri y R. Helms (1982). "Energy Intake over the Life Cycle and Human Capital Formation in Guatemalan Sugar Cane Cutters", en *Economic Development and Cultural Change*. Vol. 30, pp. 351-72.
- Instituto Cuánto (1995). *Encuesta nacional de hogares sobre medicion de niveles de vida 1994 (ENNIV 1994)*. Lima: Instituto Cuánto.
- Johnston, J. (1972). *Econometric Methods*. Segunda edición, New York: McGraw-Hill.
- Kashiwazaki, H.; Y. Dejima, J. Orias-Rivera y W. Coward (1995). "Energy Expenditure Determined by the Doubly Labeled Water Method in Bolivian Aymara Living in a High Altitude Agropastoral Community", en *American Journal of Clinical Nutrition*. Vol. 62, pp. 902-10.
- Korjenek, P. (1990). *Do Nutrition and Health Affect Worker Productivity in the Philippine Labor Market? A Test of the Efficiency Wage Hypothesis*, Doctoral Dissertation, Oregon State University.
- (1992). "The Relationship Between Consumption and Worker Productivity: Nutrition and Economic Approaches", en *Social Science and Medicine*. Vol. 35, No. 9, pp. 1107-13.
- Leibenstein, H. (1957). *Economic Backwardness and Economic Growth*. New York: Wiley.
- Leonard, W. y R. Thomas (1989). "Biosocial Responses to Seasonal Food Stress in Highland Perú", en *Human Biology*. Vol. 61, No. 1, pp. 65-85.
- Leslie, P. W.; J. R. Bindon y P. T. Baker. (1984). "Caloric Requirements of Human Populations: A Model", en *Human Ecology*. Vol. 12, pp. 137-62.
- Maddala, G. S. (1993). *Introduction to Econometrics*. Segunda edición, New York: Macmillan.

- Martorell, R. (1993). "Enhancing Human Potential in Guatemalan Adults Through Improved Nutrition in Early Childhood", en *Nutrition Today*. January-February, pp. 6-13.
- Martorell, R. y N. Scrimshaw (eds.) (1995). *The Effects of Improved Nutrition in Early Childhood: the Institute of Nutrition of Central America and Panama (INCAP) Follow-Up Study*, Suplemento de *Journal of Nutrition*. Supplement Vol. 125, No. 4S, April.
- Mazzes, R. B. y P. T. Baker (1964). "Diet of Quechua Indians Living at Altitude: Nuñoa, Perú", en *American Journal of Clinical Nutrition*. Vol. 15, pp. 341-51.
- Mirrlees, J. (1975). "A Pure Theory of Underdeveloped Economies", en Reynolds, (1975: 84-106).
- Picón-Reátegui, E. (1960). "Basal Metabolic Rate and Body Composition at High Altitude", en *Journal of Applied Physiology*. Vol. 16, pp. 432-34.
- Pindyck, R. y D. Rubinfeld (1981). *Econometrics Models and Economic Forecast*. Tercera edición, New York: McGraw-Hill.
- Pitt, M.; M. Rosenzweig y M. N. Hassan (1990). "Productivity, Health and Inequality in the Intrahousehold Distribution of Food in Low-Income Countries", en *American Economic Review*. Vol. 80, No. 5, pp. 1139-56.
- Popkin, B. (1978). "Nutrition and Labor Productivity", en *Social Science and Medicine*. Vol. 12C, pp. 117-25.
- Reynolds, Lloyd G. (ed.) (1975). *Agriculture in Development Theory*. New Haven Yale University Press.
- Rosenzweig, M. (1988). "Labor Markets in Low-Income Countries", en Chenery y Srinivasan (1988: 713-62).
- Sahn, David y Harold Alderman (1988). "The Effect of Human Capital on Wage, on the Determinants of Labor Supply in a Developing Country", en *Journal of Development Economics*. Vol. 29, 2, pp. 157-84.
- Sahn, David E. (ed.) (1989). *Seasonal Variability in Third World Agriculture*. Baltimore: John Hopkins University Press.
- Singh, I.; L. Squire y J. Strauss (eds.) (1986). *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*. Baltimore: John Hopkins University Press.
- Sorkin, A. (1994). "Nutrition and Worker Productivity: An Empirical Review", en *Research in Human Capital and Development*. Vol. 8, pp. 25-41.
- Stiglitz, J. (1976). "The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labor and the Distribution of Income in LDCs", en *Oxford Economics Papers*. Vol. 28, pp. 185-207.
- Strauss, J. (1986). "Does Better Nutrition Raise Farm Productivity?", en *Journal of Political Economy*. Vol. 91, pp. 297-320.
- (1985). *The Impact of Improved Nutrition on Labor Productivity and Human Resource Development: An Economic Perspective*: Economic Growth Center, Yale University, (Discussion Paper 494).

- (1984). “Joint Determination of Food Consumption and Production in Rural Sierra Leone: Estimates of a Household-Firm Model”, en *Journal of Development Economics*. Vol. 14, pp. 77-103.
- Sukhatme, P. (1989). “Nutritional Adaptation and Variability”, en *European Journal of Clinical Nutrition*. Vol. 43, pp. 75-87
- (1981). *Relationship Between Malnutrition and Poverty*, documento preparado para la Primera Conferencia Nacional de Ciencias Sociales, New Delhi.
- Varene, P; C. Jaquemin y J. Durand (1973). “Energy Balance During Moderate Exercise at Altitude”, en *Journal of Applied Physiology*. Vol. 34, pp. 633-38.
- Wald, A. (1940). “The Fitting of Straight Lines if Both Variables Are Subject to Error”, en *Annals of Mathematical Statistics*, pp. 284-300.
- Waterlow, J. (1984). “What Do We Mean by Adaptation?”, en Blaxter y Waterlow (1984: 1-12).
- Wolgemuth, J.; M. Latham, A. Hall, A. Chester y E. Crompton (1982). “Worker Productivity and the Nutritional Status of Kenyan Road Construction Laborers”, en *American Journal-of Clinical Nutrition*. Vol. 36, pp. 68-78.