

Morbilidad autoreportada y los retornos
a la salud para los varones urbanos en el Perú:
Enfermedad vs. Incapacidad

Edmundo Murrugarra
Martín Valdivia



consorcio de investigación
económica y social



grade

Grupo de Análisis para el Desarrollo

Documento de Trabajo 31

MORBILIDAD AUTOREPORTADA Y LOS RETORNOS A LA SALUD PARA LOS VARONES URBANOS EN EL PERÚ: ENFERMEDAD VS. INCAPACIDAD*

Edmundo Murrugarra
Banco Mundial

Martín Valdivia
Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE)

* Este documento es parte de la investigación que los autores realizaron en el proyecto *Salud, Nutrición, Productividad e Ingresos en el Perú*, financiado por el Consorcio de Investigación Económica (CIE). Versiones previas se han visto beneficiadas por los comentarios de T. Paul Schultz, John Strauss, Bill Savedoff y todos los participantes del taller de la Red de Centros de Investigación del BID que tuvo lugar en San José, Costa Rica, en marzo de 1998. Los autores también agradecen especialmente la valiosa asistencia en la investigación por parte de Tami Aritomi. Marjorie Chinen también tuvo una participación importante en las etapas iniciales del proyecto. Ciertamente, los errores que se encuentren en el documento son de exclusiva responsabilidad de los autores.

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

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

1ª Edición: Lima, 2000.

Impreso en el Perú

Hecho el Depósito Legal N° 1501162000-2729

© Grupo de Análisis para el Desarrollo, GRADE
Av. del Ejército 1870, San Isidro, Lima
Agosto del 2,000

CENDOC - BIBLIOTECA - GRADE: Catalogación en la fuente:

Murrugarra, Edmundo; Valdivia, Martín

Morbilidad autoreportada y los retornos a la salud para los varones urbanos en el Perú: enfermedad vs. incapacidad. – Lima : GRADE, 2000. – (Documento de trabajo, 31).

<CONDICIONES DE SALUD><PRODUCTIVIDAD><ECONOMIA DE LA SALUD><CAPITAL HUMANO><MERCADO DE TRABAJO><MEDIO URBANO><PERU>

ISBN : 9972-615-08-1

Contenido

1.	Introducción	7
2.	Modelo conceptual	10
3.	La base de datos	12
4.	El método econométrico y la estrategia de estimación	16
4.1	La ecuación del estado de la salud.....	16
4.2	El modelo de elección del sector laboral	18
4.3	La ecuación de salarios.....	18
5.	Los resultados econométricos	20
5.1	Las ecuaciones sobre el estado de la salud: un modelo Tobit de dos límites	20
5.2	Efectos del capital humano sobre la morbilidad auto-reportada	23
5.3	Instrumentando diferentes indicadores de salud en la ecuación de salarios	25
6.	Comentarios y observaciones finales	33
7.	Referencias.....	36

Lista de figuras

Figura 1: Midiendo el impacto de la salud sobre los ingresos.....	9
Figura 2: Casos de enfermedad e incapacidad reportados por los adultos peruanos.....	14
Figura 3: Distribución truncada de días de enfermedad.....	14
Figura 4: Distribución truncada de días de inhabilitación.....	14
Figura 5: Días de enfermedad e incapacidad reportados por los varones urbanos según grupos de edades	15

Lista de tablas

Tabla 1: Determinantes de la salud para los varones urbanos del Perú: un modelo Tobit de dos límites.....	22
Tabla 2: Efecto neto sobre la salud para los varones urbanos por grupos de edad	24
Tabla 3a: Ecuación para el logaritmo del ingreso por horas para los varones urbanos asalariados: instrumentando las variables de salud	26
Tabla 3b: Ecuación para el logaritmo del ingreso por horas para los varones urbanos independientes: instrumentando las variables de salud.....	27
Tabla 4: Resumen de los efectos de la salud sobre los ingresos por horas: varones	32

RESUMEN

El efecto del nivel de salud de los individuos sobre su productividad y sus ingresos es incuestionable desde varios puntos de vista. Sin embargo, la medición de ese efecto ha sido bastante más complicada que, por ejemplo, la correspondiente al efecto de la educación. Las razones de esta complejidad son de carácter conceptual, técnico y de calidad de la información. Esta medición se complica aún más en países en desarrollo debido a las limitaciones de los indicadores de salud disponibles, en su mayoría afectados por la propia percepción del individuo.

En este sentido, el presente reporte muestra evidencia acerca de los determinantes de salud para los varones adultos de zonas urbanas y sus efectos en la productividad, usando dos medidas de morbilidad autoreportadas: el número de días de enfermedad y el número de días de incapacidad. Ambas se encuentran afectadas por el problema de la endogeneidad, pero parecen diferir en la magnitud del error de reporte asociado a ellas.

La literatura relacionada tiende a adjudicar una menor subjetividad a la medida de días de incapacidad respecto a la de días de enfermedad, y los resultados de este estudio apoyan esa idea. En primer lugar, el efecto de la educación sobre los días de enfermedad y los días de incapacidad reportados es negativo, fuerte y claramente en aumento con la edad para varones mayores de 35 años. Sin embargo, los jóvenes más educados tienden a reportar más días de enfermedad, patrón que no se observa en los días de incapacidad reportados.

El uso de infraestructura sanitaria en el hogar y los costos de atención en salud, medidos a través de la distancia al centro de salud y el tiempo promedio de espera para la atención a nivel distrital, permiten la construcción de un estimador de variable instrumental para los efectos de la salud sobre los salarios. Estos instrumentos son estadísticamente significativos para ambas medidas de morbilidad.

Los efectos de la salud (morbilidad) sobre los salarios son positivos (negativos) y robustos entre los varones peruanos de zonas urbanas. Los retornos a la salud promedio estimados son mayores cuando se utiliza los días de incapacidad como medida de morbilidad. Esta diferencia, sin embargo, desaparece cuando la muestra se restringe a grupos de población más homogéneos, tales como aquéllos en el mismo grupo de edad y en similar ubicación en la distribución de salarios. Mayores efectos de un día de enfermedad o de incapacidad adicional se encuentran entre los varones mayores independientes y entre aquéllos ubicados en la parte inferior de la distribución

de salarios por hora. Los retornos a la salud entre los asalariados en el sector privado son mayores que en el sector público, pero la magnitud depende de la medida de morbilidad utilizada.

Finalmente, en términos de una agenda futura de investigación, los resultados del presente estudio pueden interpretarse como evidencia a favor de la recopilación de medidas objetivas de salud, tales como las medidas antropométricas, o del nivel de hemoglobina en la sangre, en las encuestas a hogares que se realizan en países en desarrollo, y en el Perú en particular.

1. Introducción

La conexión empírica entre las inversiones en educación y los salarios ha sido extensamente analizada, tanto en países desarrollados como en desarrollo. En contraste, los retornos a la inversión en salud en el mercado laboral han sido mucho menos estudiados, aunque la conexión conceptual ha estado largamente presente en la literatura acerca del desarrollo, por ejemplo, a través de la idea de salarios de eficiencia.¹ Las razones de esto radican en dificultades tanto conceptuales como técnicas, así como también en la falta de bases de datos que incluyan tanto variables de salud como medidas de salarios y productividad.

En términos conceptuales, la dificultad se asocia al carácter multi-dimensional de la salud. Como se indica en la figura 1, la salud puede representarse por la capacidad de desarrollar actividades regulares, o la escasa inclinación a enfermarse, entre otras. Lo más importante es que, el nivel de correlación entre cada una de ellas está lejos de ser perfecto. No son pues diferentes indicadores de lo mismo, sino diferentes dimensiones de la salud. En tal sentido, la pregunta es cuál es la dimensión de la salud que se conecta más o mejor con la productividad de los individuos.

La dificultad técnica se asocia a la doble direccionalidad de la relación. Individuos más saludables tenderían a ser más productivos ya sea en el trabajo o en la escuela, y, consecuentemente, terminarían obteniendo salarios más altos en el mercado laboral. Pero individuos más ricos también tenderían a ser más saludables, ya sea porque poseen mayores recursos para ser destinados a la salud o porque tienen un mayor conocimiento acerca de las consecuencias de sus elecciones de consumo y del comportamiento de su propia salud. Esta doble direccionalidad de la relación entre salud e ingresos laborales dificulta la inferencia del impacto de intervenciones de política destinadas a mejorar la salud sobre los ingresos de los individuos.

Siendo importante, existen métodos econométricos que permiten resolver el problema técnico. La situación más grave se da con las limitaciones de información acerca de la salud de los individuos, especialmente considerando el carácter multi-dimensional de la misma. Medidas adecuadas del estado de salud de los individuos son generalmente escasas en países en desarrollo, especialmente para adultos, y en encuestas que también incluyan información de ingresos y gastos (Ferrer, 2000). En general, indicadores objetivos de estados de salud, tales como medidas antropométricas, son preferidos por los investigadores al estimar los

¹ Para una visión general acerca de las teorías de salarios y su conexión con la salud, ver Strauss y Thomas (1995).

retornos sobre la salud. No obstante, las encuestas peruanas incluyen esta información sólo para niños menores de 5 años de edad. Para los adultos, los indicadores más comúnmente disponibles en países en desarrollo son los relacionados a la morbilidad autoreportada, ya sea en días de enfermedad o en días de incapacidad a lo largo de un período de referencia. Bajo estas circunstancias, la mayoría de estudios empíricos tienden a usar medidas de incapacidad dado que son menos argumentables en forma subjetiva y, en este sentido, preferibles para estudiar los retornos (ver Schultz y Tansel, 1997).²

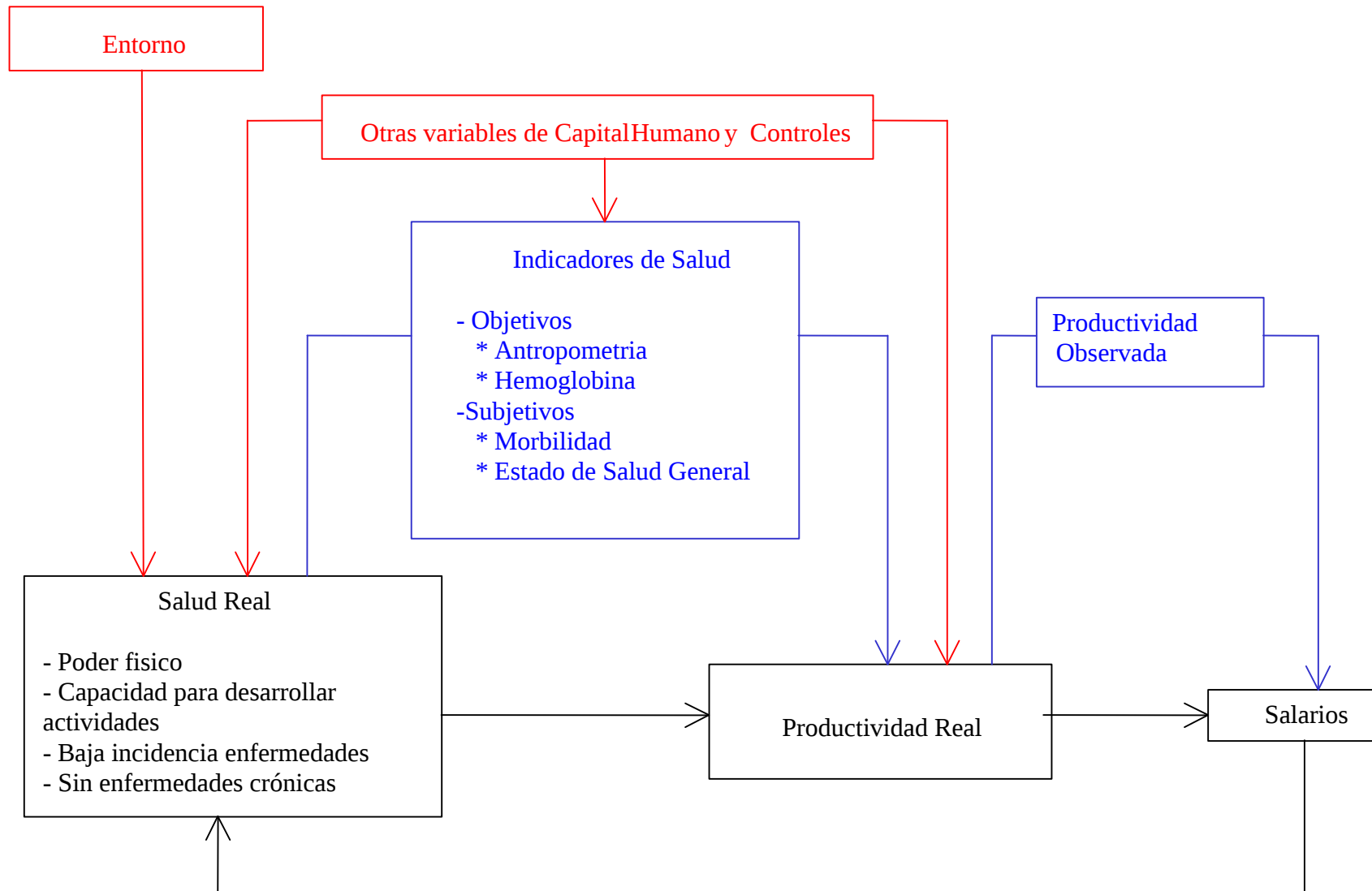
El presente estudio se centra precisamente en la comparación de los efectos de la salud — medida a través de los días de enfermedad y de incapacidad reportados por los varones adultos para las cuatro semanas previas al día de la encuesta— sobre el ingreso promedio por hora que obtienen los asalariados y los trabajadores independientes en el Perú urbano. La contribución de esta investigación está basada en cuánto pueden enseñarnos los resultados de las dos medidas de salud acerca de la naturaleza del sesgo reportado que usualmente se asocia a ellas y acerca del valor de medidas objetivas de salud. La base de datos utilizada proviene de la Encuesta Nacional sobre Medición de Niveles de Vida (ENNIV) para 1994.

En primer lugar, en este documento se analizan los determinantes de los estados de salud, usando los dos indicadores de morbilidad mencionados y evaluando las diferencias asociadas al nivel de subjetividad respecto de cada uno. En segundo lugar, se analiza la naturaleza de la interacción entre los dos tipos clásicos de capital humano, educación y salud, en la ecuación de salarios.³ En tercer lugar, se examinan las diferencias en los retornos estimados a la salud, usando los dos indicadores de morbilidad a través de diferentes submuestras distinguidas por género, edad, localización en la distribución de salarios y tipo de empleador (público/privado) y empleo (asalariado/independiente). El documento está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se describe el modelo usado para derivar las ecuaciones de salarios y salud. En la sección 3 se discute la naturaleza de la data en la ENNIV

² La figura 1 muestra un problema adicional asociada a las dificultades para observar perfectamente la productividad individual. Este punto es analizado con mayor detalle al evaluar las diferencias en la relación salud-salarios entre asalariados e independientes.

³ El indicador de productividad utilizado es el ingreso neto por horas en el caso de los independientes. A lo largo del documento, sin embargo, cuando nos referimos a la ecuación de salarios, en realidad nos referimos a ambas ecuaciones: la de salarios y la de ingreso neto por hora de los independientes.

Figura 1: Midiendo el Impacto de la Salud sobre los Ingresos



de 1994, centrándose en las comparaciones entre las dos medidas de morbilidad. En la sección 4 se describe el modelo econométrico usado para estimar ambas ecuaciones y se discute la estrategia seguida para superar los problemas usuales que surgen en este tipo de estimación. La sección 5 presenta los resultados del modelo básico de enfermedad e incapacidad, así como también las diferencias que resultan de utilizar submuestras interesantes. Finalmente, la sección 6 incluye un resumen de las comparaciones y algunas observaciones finales.

2. El modelo conceptual

El primer paso consiste en describir la manera en que la salud afecta las decisiones individuales y del hogar. Este análisis se elabora sobre la base de un modelo de hogares con una maximización restringida de una función de utilidad conjunta, siguiendo el marco conceptual iniciado por Becker (1981). Se asume que una familia con n miembros está dirigida por una cabeza del hogar, que maximiza una función de utilidad (U) que depende del consumo, salud y ocio de todos los miembros⁴,

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

donde,

$$C^i = (C_1^i, \dots, C_J^i) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

esto es, C^i es un vector J dimensional, con elementos que corresponden a un grupo de bienes, h^i denota el estado de la salud y l^i denota el ocio del miembro i . Se asume que la función de utilidad es continua, estrictamente creciente, estrictamente cuasi-cóncava y continuamente diferenciable de segundo grado en todos sus argumentos. Además, satisface la condición de Inada, es decir, que la utilidad marginal $U_x \rightarrow \infty$ cuando $x \rightarrow 0$, para $x = C^i, h^i, l^i$, para todo i .

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

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

⁴ Esto es equivalente a asumir que los miembros de la familia tienen preferencias idénticas, que un dictador rige el hogar, o, en forma general, que se trata de un modelo familiar unitario. El asumir la negociación para explicar las asignaciones intrafamiliares complica los resultados y no provee ideas adicionales para las metas del presente trabajo.

donde Y^i denota el consumo de insumos relacionados a la salud por parte de un individuo i , Z^i denota las características observadas del individuo i , F denota el acceso a infraestructura sanitaria y/o médica, y u denota el vector de características no observadas. Además, X^i denota el consumo, salud y ocio de los demás miembros de la familia; finalmente, Z^i y u^i denotan los vectores de características individuales observadas y no observadas, respectivamente. Las variables específicas que aparecen en la producción de salud cambian si el i -ésimo miembro es un adulto o un niño. Por ejemplo, en la función de producción de salud de un niño, el consumo de leche y la educación de los padres son componentes importantes de C^i y Z^i , respectivamente, a pesar de que probablemente no sean importantes dentro de la función de producción de salud de un adulto. Dado que los adultos tienden a cuidarse por sí solos, será su propio nivel de educación el que cuente. En el caso de adultos, el set de características no observables incluye el estado de salud o nutricional de años anteriores, especialmente durante niños.

La familia también enfrenta una restricción de ingreso total, que es derivada de las restricciones de tiempo e ingresos,

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

donde (P) representa el precio, (V) es el ingreso no laboral, (W) es el nivel de salario, (T^a) es el tiempo total disponible de los miembros adultos, y (S) es el ingreso total. El ingreso no laboral (V) incluye las ganancias netas de cualquier empresa familiar, así como otras rentas.

La forma reducida de la salud de los adultos tendría la siguiente forma⁵ :

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

A pesar de que las funciones de demanda condicionales tienen las propiedades usuales, esto no es cierto para las formas reducidas en (4). El punto clave es que el consumo también afecta a la salud y, en tal sentido, el efecto sustitución puede atenuar algunos de los efectos directos. Por ejemplo, como ha sido señalado por Pitt y Rosenzweig (1986), una disminución en el precio de los servicios de salud P_y o una mejora en la

⁵ Las funciones de producción de salud se asumen continuamente diferenciables de segundo grado, estrictamente crecientes y estrictamente cóncavas en todos sus argumentos. Así, el set de restricciones formado por (2), y la restricción de ingreso total (3) es convexa, y la optimización de (1) arroja una única solución. Asumiendo que las funciones de producción de salud satisfacen la condición de Inada, se garantiza que la solución sea interior.

infraestructura sanitaria o del hogar F puede generar una sustitución en los patrones de consumo que refuerce o debilite los efectos positivos de esos cambios en la salud. En consecuencia, no se puede establecer nada concluyente acerca del efecto de los precios, ni siquiera de la infraestructura sanitaria sobre el estado de salud, antes de la estimación econométrica.

Finalmente, siguiendo a Mincer (1962), la ecuación de salarios por hora está definida como una función de la experiencia potencial del individuo (A), educación (E), estado de salud (h), y variables regionales que caracterizan a los mercados laborales locales (L), como en (5).

$$w_{ij} = w(A_{ij}, E_{ij}, h_{ij}, L_j; e_{ij}) \quad (5)$$

Las formas funcionales específicas para las ecuaciones (4) y (5) a ser utilizadas en el análisis empírico son discutidas más adelante, en la sección 4.

3. La base de datos

La ENNIV de 1994 contiene información acerca de morbilidad adulta e ingresos netos para los asalariados y los independientes, así como también sobre las características de todos los individuos de hogares urbanos y rurales⁶. El tamaño total de la muestra es de 19,284 individuos organizados en 3,623 hogares. El análisis se restringe a varones adultos de la zona urbana entre 16 y 60 años, de tal forma que el universo resultante es de 3,102 observaciones⁷. Se omite de la muestra a las mujeres siguiendo a Murrugarra y Valdivia (1998), quienes argumentan que los resultados para las mujeres están afectados por la relativa incapacidad de este tipo de modelos de captar la forma en que ellas se insertan al mercado laboral. La omisión de la población rural está basada en Valdivia y Robles (1997), quienes explican en detalle las grandes diferencias entre los mercados laborales rural y urbano.

Las medidas de morbilidad usadas en este reporte son los eventos de enfermedades e incapacidad a lo largo de las cuatro semanas previas a la entrevista. La encuesta ENNIV de 1994 incluye una secuencia de preguntas sobre salud y enfermedad, que se inicia con la interrogante “¿Ha tenido alguna enfermedad o lesión durante las

⁶ Ver Grosh y Gleewe (1995) para mayores detalles acerca de las ENNIVs.

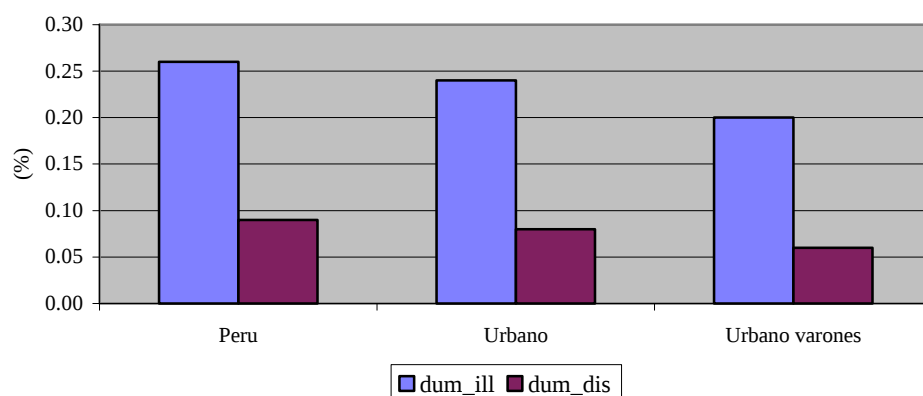
⁷ El tamaño final de la muestra para la ecuación de salud se redujo a 3,083 observaciones debido a la información incompleta de las variables dependientes e independientes.

pasadas cuatro semanas?” y continúa con el número de días de enfermedad y el número de días de incapacidad a raíz de alguna enfermedad u otra información relacionada.

El problema típico con indicadores de estados de salud auto-reportados consiste en que se encuentran contaminados por otras características individuales tales como educación y otras medidas relacionadas a la habilidad de detectar enfermedades. Entre dos individuos similares, aquél con más habilidades no observables para detectar una enfermedad tenderá a reportar un número mayor de días de enfermedad respecto a aquéllos menos hábiles. En términos generales, una persona menos educada tenderá a ser menos hábil en reconocer ciertos síntomas dada su falta de información. Además, una persona menos educada tenderá a ser más tolerante a ciertos malestares menores. Frecuentemente se argumenta que una incapacidad reportada por el mismo individuo tenderá a ser menos subjetiva, dado que generalmente implica un malestar más obvio y serio. En consecuencia, muchos estudios empíricos (Schultz y Tansel, 1997) han trabajado con el número de días de incapacidad. Esta medida, sin embargo, pierde información acerca de la morbilidad de los individuos, ya que aquellos enfermos pero no inhabilitados son considerados tan saludables como aquellos que no han experimentado enfermedad alguna. En este sentido, existe un *trade-off* entre usar una medida más estricta que pierde información o usar una medida más subjetiva pero también más informativa.

En la ENNIV de 1994, el 27% de los individuos de edades comprendidas entre 16 y 60 años reportó haber estado enfermo o haber tenido algún accidente durante las cuatro semanas previas a la encuesta (ver Figura 2, abajo). Alrededor de un tercio de esos individuos reporta haber quedado incapacitado como resultado de esa enfermedad o accidente. Para la muestra restringida, varones urbanos, los números son aún menores aunque la situación relativa permanece igual; esto es, el 20% de los varones de la zona urbana reporta una enfermedad y el 6% reporta una incapacidad.

Figura 2: Casos de enfermedad e incapacidad reportados por los adultos peruanos



A pesar del potencial sesgo en el reporte, tratamos ambas medidas —días de enfermedad y días de incapacidad— en las regresiones de salario por horas sabiendo que la primera contiene información valiosa acerca del estado de salud latente en el individuo, especialmente en el caso de eventos de enfermedad que no han afectado su funcionalidad.

Los dos indicadores de morbilidad están censurados no sólo en cero, sino también a los 28 días, dado que la pregunta se refiere al número de días en los cuales el individuo estuvo enfermo/incapacitado durante las cuatro semanas previas a la encuesta. Como ya se ha mencionado, el 80% de los encuestados no reportó enfermedad alguna y el 95% no reportó ningún evento de incapacidad. Las figuras 3 y 4 muestran la distribución de individuos por el número de días de enfermedad y de incapacidad, donde sólo aquellos con uno o más días son incluidos. Debe notarse que, entre estos últimos, el 14% reportó estar enfermo por el período entero (28 días). Esta porción constituye alrededor del 10% de los eventos de incapacidad y toda la distribución se encuentra más inclinada hacia la izquierda.

Figura 3:

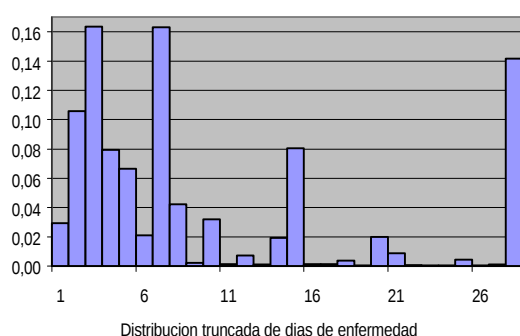
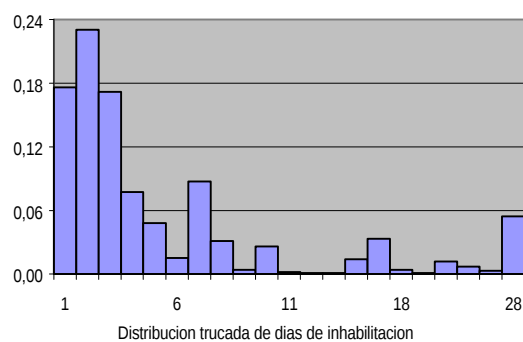
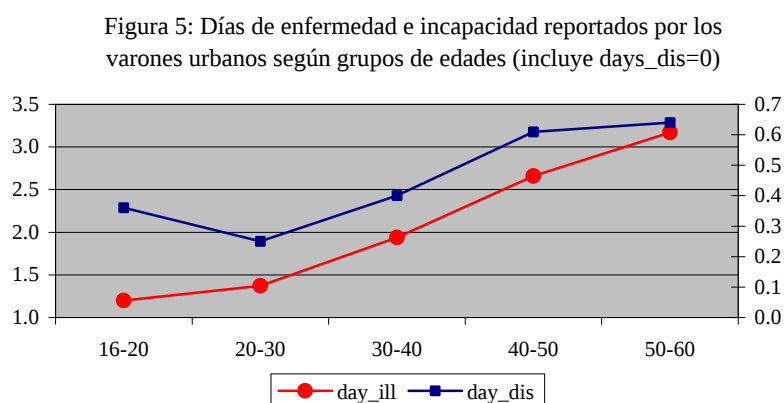


Figura 4:



Datos de Morbilidad reportada

En total, el número promedio de días de enfermedad es alrededor de 2.5 días, pero este número se encuentra positivamente correlacionado con la edad, como se aprecia en la figura 5. Por ejemplo, el número de días de enfermedad promedio es menor a 2 para los individuos menores de 30 años, pero se incrementa por encima de 4 días para los individuos mayores de 50. Esta tendencia no es sólo el resultado de una mayor probabilidad de enfermarse a medida que uno envejece, sino que también indica que la gente de más edad tiende a enfermarse por períodos más largos de tiempo. Los eventos de incapacidad muestran básicamente este mismo patrón.



Dado que la interrogante principal en este trabajo se refiere a la conexión entre salud y productividad, se debe discutir el potencial impacto de las peculiaridades del mercado laboral peruano. La economía peruana presenta una considerable fracción de su fuerza laboral como independiente, fracción que ha ido creciendo con el tiempo. La Tabla A.1 (en el Apéndice A) muestra las estadísticas descriptivas para la muestra total de varones, distinguiendo por el sector en el cual se encuentran involucrados.

En la ENNIV de 1994, alrededor del 45% de los varones urbanos entre 16 y 60 años estuvo involucrado en el sector laboral, mientras que casi el 32% estaba desarrollando actividades independientes. Estas proporciones representan el 59% y 41% de los varones en capacidad de laborar, respectivamente. El resto eran desempleados, trabajadores no remunerados por la familia o no participantes. Entre las diferencias más importantes entre los dos sectores, tenemos que el salario por hora promedio entre los trabajadores independientes es mayor respecto al de los asalariados⁸. En cuanto a los indicadores de morbilidad, los trabajadores independientes son los que reportan el mayor número de días de enfermedad durante las últimas cuatro semanas, seguidos por aquellos que no participan en la fuerza laboral. Por otro lado, los no participantes son

los que reportan el mayor número de días de incapacidad, seguidos por los trabajadores independientes. Esto sugiere que, a pesar de que la percepción puede ser un problema menor en cuanto al reporte de días de incapacidad, esta variable se encuentra seriamente afectada por la ocupación del individuo. Aquellos que trabajan tienden a reportar, por ejemplo, menos días en cama porque implica para ellos una pérdida de ingresos, un lujo que no pueden permitirse.

Dadas las diferencias observables entre individuos de diferentes sectores de empleo, uno puede fácilmente sospechar otras diferencias no observables entre estos individuos que podrían generar algunos tipos de auto-selección. Por lo tanto, es necesario controlar por esta selección para poder estimar ecuaciones de salarios para cada sector. Considerando estos puntos, la siguiente sección discute las técnicas econométricas usadas para tratar algunos sesgos potenciales en el presente estudio.

4. El método econométrico y la estrategia de estimación

En esta sección, se discuten los métodos econométricos utilizados para estimar el sistema entero de regresiones, incluyendo la ecuación de estado (negativo) de salud, la ecuación de participación laboral y la ecuación de salarios. Primero, se explica la especificación del modelo para cada una de estas ecuaciones. Luego se discute el tema de la simultaneidad —que complica la estimación— y, finalmente, se presenta la estrategia para estimar los parámetros no sesgados deseados.

4.1 La ecuación del estado de la salud

Primero, especificamos la variable h^* de salud latente, que está determinada por la especificación lineal de la ecuación (4) de la sección 2. Esto es, $h_i^* = H_i' \mathbf{b} + \eta_i$, donde $H_i = (P_c, P_y, S, F, Z^i, u^i)$. Al observar únicamente la *proxy* número de días de (h), la relación entre h^* y h está dada por las siguientes condiciones:

$$\begin{aligned} h_i &= 0 & \text{si } h_i^* = H_i' \mathbf{b} + \eta_i \leq 0 \\ h_i^* & & \text{si } c > h_i^* = H_i' \mathbf{b} + \eta_i > 0 \\ 28 & & \text{si } h_i^* = H_i' \mathbf{b} + \eta_i \geq c \end{aligned} \tag{6}$$

La doble censura de la *proxy* h requiere que estimemos h^* a través de un modelo Tobit de dos límites. Siguiendo a Lee (1981), obtenemos luego los valores predichos

⁸ Murrugarra y Valdivia (1999), muestran que tal diferencia no aparece en las mujeres, para las cuales el sector salarial paga más, aunque la diferencia no es estadísticamente significativa.

$\hat{h}_i = H_i' \hat{b}$ e insertamos esta variable construida en la ecuación de salarios⁹. Para identificar la salud en la ecuación de salarios, usamos los precios de los alimentos, la infraestructura del hogar y variables indirectas de costos de salud en H , de acuerdo con la ecuación (4) en la sección 2. Se asume que estas tres variables están altamente correlacionadas con el estado de salud del individuo y no correlacionadas con los salarios del individuo. Ambos supuestos serán evaluados con las pruebas de especificación correspondientes.

De acuerdo con (4), el estado de salud reportado por el propio individuo depende de los precios del consumo y de los bienes relacionados a la salud, del ingreso total del hogar, del acceso a infraestructura sanitaria y de las características observadas y no observadas del individuo. Utilizaremos los eventos de morbilidad auto-reportados para las cuatro semanas previas a la aplicación de la encuesta como una *proxy* para el estado (negativo) de la salud.

Para controlar por el ingreso familiar total S , tomamos los activos productivos y no productivos de las familias. Como activos no productivos incluimos el valor de la vivienda y de otros bienes durables. Como medida de los activos productivos, incluimos una *dummy* para la operación de un negocio familiar. No usamos los beneficios reportados por parte de los negocios familiares dado que existe un considerable error reportado en la data, algo ya observado en el caso de países en desarrollo (Thomas y Strauss, 1997).

Las características individuales observadas incluyen la edad de los individuos y su educación entre otras. Como medidas de infraestructura sanitaria F , se usa la existencia de conexiones para agua potable y desagüe dentro de las viviendas, pero también si las viviendas presentan suelos, paredes y techos apropiados (suelos sucios tienden a proveer ambientes menos saludables). También se construye una *proxy* para los precios de los servicios de salud mediante los costos de tener acceso a esos servicios, por ejemplo, la distancia al centro de salud y el tiempo de espera antes de recibir la atención. Dado que estos indicadores son reportados únicamente por aquellos que estuvieron enfermos y recibieron atención médica, se utilizan promedios distritales en la regresión. Finalmente, se incluyen los precios regionales de alimentos. Por la generación de correlación de errores intradistritales como resultado de la inclusión de variables regionales, se usa la matriz de covarianzas corregida sugerida por Moulton (1986).

⁹ Alternativamente, se podría haber utilizado $\max\{0, H' \hat{b}\}$ en la ecuación de salarios, opción que se discute luego.

4.2 El modelo de elección del sector laboral

Tal como se discutió en la sección 3, las ecuaciones de salarios estimadas para cada sector laboral deben ser corregidas por potenciales sesgos de selección. En el presente estudio, se modela la elección del sector laboral como un modelo logit multinomial (LMN) y luego se construye los términos de corrección para el indicador de selección, siguiendo a Lee (1982,1983). Específicamente, se identifican tres elecciones de estados laborales (0=No-participación, 1=Asalariado y 2=Independiente) y se estima el logit multinomial en el cual la no participación es la categoría base y la variable latente fundamental es una función lineal del set de características observables del individuo, B_i . Esto es,

$$b_{Si}^* = B_i' g_S + \sigma_S v_{Si}, \quad (7)$$

donde v_{Si} es un término de error no observado y σ_S es la varianza de este término¹⁰. Por lo tanto, el individuo i elige estar en el sector k si

$$b_{ki}^* = \max\{b_{Si}^*\}, \text{ para } S = 0, 1, 2 \quad (8)$$

Este modelo de elección tiene una interpretación utilitaria en la cual b_{ki}^* es interpretado como la función de utilidad indirecta para el individuo i de elegir el sector S . Así, un individuo maximizador de su utilidad se comportará tal como la ecuación (8).

Esta ecuación incluye controles por características individuales, familiares y de la comunidad. Las variables utilizadas para la identificación de participación en la fuerza laboral son características del mercado laboral de la comunidad, activos del hogar y otros ingresos no laborales (la suma de transferencias y rentas), tal como se encuentran definidas por la ecuación de estado de salud.

4.3 La ecuación de salarios

Dada la elección del sector laboral, cada individuo tiene asociado un salario en cada sector, descrito por la siguiente ecuación

$$\ln w_{si} = d_{s0} + d_{s1} E_{ij} + d_{s2} A_{ij} + d_{s3} \hat{h}_{ij} + d_{s4} L_j + e_{si} \quad (9)$$

¹⁰ Debe recordarse que los modelos de elección binarios y multinomiales identifican los coeficientes hasta una escala. Usualmente se asume que la varianza es igual a uno.

para $S = 1, 2$, dado que no se estima una ecuación para los no participantes. Las variables están definidas como en (5), y $\hat{h}_{ij}$ denota el índice latente estimado de salud obtenido a partir de la predicción de (6). Las ecuaciones de salarios para cada sector son estimadas teniendo en cuenta la corrección de selección necesaria, en forma análoga al procedimiento de estimación por dos etapas de Heckman (Lee, 1983).

Los controles incluyen a la experiencia potencial y a su cuadrado. La experiencia potencial se define como el número de años luego que el individuo ha salido de la escuela. Esta variable es preferida a la permanencia en el mismo empleo dada la endogeneidad de esta última. La experiencia potencial captura la experiencia en el mercado laboral así como también los efectos de la edad, y, en este sentido, su cuadrado es incluido considerando la reversión de este efecto a partir de un punto crítico. El término para educación en (9) puede ser incluido en diferentes formas. En el presente trabajo, la educación se incluye en una especificación en niveles para así capturar los retornos diferenciales de la educación para cada nivel educativo. Tres términos se incluyen. Primero, el número de años de educación, lo que es interpretado como los retornos a la educación primaria. El segundo término, el nivel secundario, es el producto de una *dummy*, que es igual a uno si el individuo alcanzó algún nivel de instrucción secundaria, multiplicada por el número de años; este término captura los retornos *adicionales* por la escuela secundaria, que es entre 7 y 11 años de educación. El tercer término, el nivel superior, se define en forma análoga para la instrucción post-secundaria y captura los retornos adicionales de la educación superior acumulados con aquellos obtenidos en la educación primaria y secundaria. En consecuencia, los retornos de un año adicional de estudios universitarios, por ejemplo, se obtienen añadiendo el valor de estos tres coeficientes.

Controles para el tamaño de las empresas también fueron incluidos siguiendo el trabajo motivador de Anderson (1998). Una empresa es clasificada como una microempresa si tiene entre seis y diez trabajadores. Aquéllas que tienen entre once y veinte son las llamadas pequeñas empresas; aquéllas con más de veinte pero menos de 200 empleados son las empresas de tamaño mediano; aquéllas con más de 200 son las grandes empresas¹¹. La categoría omitida es la empresa que tiene entre uno y cinco trabajadores. Controlar por la relación tamaño de empresa–salario es importante en países en desarrollo, y en Perú en particular (Anderson, 1998). Con el propósito de capturar la prima salarial asociada al tamaño del empleador se incluyen indicadores para

¹¹ Las definiciones de mediana y gran empresa utilizadas aquí han sido elegidas para fines comparativos, tal como lo hace Anderson (1998).

las cuatro categorías de tamaños de empresas descritas anteriormente: micro, pequeña, mediana y grandes empresas.¹²

También se incluye un control para el grado de desarrollo del mercado que pueda afectar el pago por hora en cada provincia, ya sea en asalariados o independientes. Las variables locales consideradas en el modelo son el ratio de desempleo local y el porcentaje de trabajo contratado en la localidad. Para cada provincia, se usa la proporción de días trabajados a cambio de un salario como el indicador de desarrollo del mercado laboral local. Se presume que cuando los mercados laborales locales son más desarrollados, el número de jornadas trabajadas por un salario se incrementa en forma relativa al número de jornadas trabajadas como independientes o miembros familiares no remunerados. El término de corrección de selección está incluido bajo la Invers Mills Ratio (IMR). *Dummies* regionales controlan por diferencias geográficas entre las regiones en comparación a Lima (categoría omitida)¹³.

5. Los resultados econométricos

En esta sección se presentan los resultados para las ecuaciones de estado de salud y de salarios, pero omitiendo la discusión sobre la ecuación de participación sectorial, que se presenta en el Apéndice B. El análisis de los resultados de la ecuación de salario incluye una discusión de los resultados para la totalidad de la muestra, por grupos de edad, a lo largo de la distribución de salarios, y por empleador público/privado.

5.1 *Las ecuaciones sobre el estado de la salud: un modelo Tobit de dos límites*

La Tabla 1 muestra los resultados de la estimación del modelo Tobit para los días de enfermedad y de incapacidad reportados por los varones urbanos. Dado que la morbilidad está negativamente correlacionada con el estado de salud no observado, un coeficiente positivo significa que la variable correspondiente afecta en forma negativa al estado de salud del individuo. Por ejemplo, el coeficiente positivo para la edad indica que la salud del individuo se deteriora con la edad. El efecto negativo de la infraestructura del hogar indica que los individuos que viven en hogares que poseen las facilidades sanitarias apropiadas tienden a ser más saludables. Estos dos efectos son igualmente importantes para ambas medidas de morbilidad. Por otro lado, es importante notar el coeficiente

¹² No se incluye el tamaño de las empresas en la ecuación de ganancias para los independientes, entendiendo que se necesitaría otra interpretación para esos estimadores, y que ningún trabajo empírico anterior serviría como referencia. Cabe mencionar que los resultados presentados en este trabajo no se ven alterados por la inclusión del tamaño de las empresas en la ecuación de ganancias para los trabajadores independientes.

negativo encontrado para la distancia hacia el centro de salud más cercano, pero su efecto es significativo sólo para los días de enfermedad auto-reportados. Este resultado indica que a medida que el centro de salud es más accesible, el individuo es más consciente del estado de su propia salud. El hecho de que el efecto no sea significativo para los días “incapacitados” apoya la noción de que esta última medida se encuentra menos afectada por el sesgo de reporte usualmente asociado a los indicadores auto-reportados del estado de la salud usados en este trabajo. Lo mismo ocurre con el coeficiente positivo encontrado para la educación, efecto que es discutido más abajo.

El ingreso familiar permanente, aproximado mediante el valor per cápita de los activos familiares (variables 6 a 8 en la Tabla 1), está incluido en el análisis de regresión; pero únicamente la existencia de un negocio familiar resulta siendo significativa para la ecuación de enfermedad. La única variable significativa en la ecuación de incapacidad es la de activos no productivos (para el presente estudio, el valor de la vivienda y de otros bienes durables). A pesar de que cualquier marco teórico denotaría la necesidad de incluir algunas medidas de ingreso familiar, estudios previos tampoco han logrado obtener una relación empírica fuerte (ver, por ejemplo, Schultz y Tansel, 1997). También probamos algunas otras medidas alternativas tales como gasto familiar per cápita (exógeno) e ingreso total per cápita (instrumentado), pero ninguna medida resultó significativa.

¹³ Murrugarra y Valdivia (1999), reseñan algunos puntos adicionales, que necesitan ser considerados respecto de los estimados presentados aquí.

Tabla 1
Determinantes de la salud para los varones urbanos del Perú: un modelo Tobit de dos límites
(estadísticos z entre paréntesis)

Variables	Enfermedad	Incapacidad
Características individuales	83,59 **	26,76 **
1 Edad	0,675 ** (5,67)	0,356 ** (2,78)
2 Años de escolaridad	0,720 (1,18)	-0,218 (-0,28)
3 Escolaridad x edad	-3,996 ** (-3,51)	-0,023 * (-1,68)
4 Migración rural	11,539 ** (3,55)	3,223 (0,74)
5 Migración rural x edad	-0,236 ** (-3,04)	-0,053 (-0,51)
Activos del hogar	5,98	5,24
6 Ingresos no laborales	0,132 (1,24)	0,094 (0,71)
7 Activos no productivos	-0,093 (-0,51)	-0,367 ** (-2,05)
8 Empresa familiar	2,471 ** (2,13)	0,816 (0,50)
Infraestructura de vivienda	6,12 **	2,06 **
9 Techo adecuado	-2,707 ** (-2,29)	-1,458 (-0,98)
10 Pisos adecuados	-0,533 (-0,45)	-1,287 (-0,89)
Infraestructura sanitaria	7,84 *	13,72 *
11 Distancia en tiempo al centro de salud	-13,375 ** (-1,80)	-11,975 (-1,37)
12 Tiempo de espera para la atención médica	-0,015 (-0,01)	-3,548 (-0,88)
13 Distancia en tiempo al centro de salud x educación	1,314 ** (2,40)	1,384 ** (2,15)
14 Tiempo de espera para la atención médica x educación	0,123 (0,50)	0,306 (0,79)
Precios de los alimentos	5,59 *	4,92 *
15 Precio de la papa	7,265 ** (2,36)	8,524 ** (1,94)
16 Precio de la leche	3,688 (0,83)	-5,033 (-0,76)
Log función de verosimilitud	-3399,62	-1310,63
Chi-cuadrado global	281,00	95,03 **
Número de observaciones	3083	3083

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

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

/ Las categorías en negrillas corresponden al nombre de los grupos que clasifican a las variables y los números a la derecha indican el valor de los estadísticos de Wald para la prueba de significancia global. Además se incluyen, pero no reportan, una constante y variables que controlan por regiones y meses de entrevista.

El análisis indica que los instrumentos propuestos para endogenizar la salud en la ecuación de salarios son fuertemente significantes para ambas medidas de morbilidad. Cabe recordar que en la sección 2 se indicó que las variables instrumentales claves son los indicadores de precios de los alimentos, infraestructura del hogar y precios implícitos de los insumos de salud. El acceso a una vivienda con suelo y techo adecuados incrementa el estado de la salud de los adultos.

5.2 *Efectos del capital humano sobre la morbilidad auto-reportada*

Es muy interesante analizar la interacción entre las diferentes formas de capital humano, medido por la edad, años de escolaridad completados y experiencia migratoria, a lo largo del ciclo de vida (entre consortes). En primer lugar, como es obvio, la salud de los varones peruanos claramente se deteriora con la edad (aún controlando por otros factores), efecto que es más fuerte en el caso de días de enfermedad. Al incluir el término cuadrático para la edad, éste no resulta significativo, resultado que es consistente con la fuerte correlación lineal observada en la figura 5.

Dados los términos de interacción con la edad y los precios de la salud incluidos en las regresiones reportadas en la Tabla 1, el efecto neto de la educación no es directamente observado. La Tabla 2 incluye los efectos netos estimados asociados para ambas regresiones. Existen, efectivamente, importantes diferencias en cuanto al rol que juegan las dotaciones de capital humano en la determinación de los días de enfermedad y de incapacidad. En primer lugar, varones más educados, cuando son menores de 33 años, han reportado un mayor número de días de enfermedad durante las cuatro semanas anteriores a la encuesta; pero luego el efecto se torna negativo en forma creciente. Este resultado difiere de aquél encontrado por Strauss *et al.* (1993) con medidas antropométricas, lo que indicaría diferencias en la magnitud del sesgo de auto-reporte sobre el ciclo de vida. Esto es, los varones jóvenes no educados pueden estar menos inclinados a reportar enfermedades en comparación a su contraparte de más edad, ya sea por un menor nivel de conocimiento de los síntomas y/o mayores niveles de tolerancia al dolor. Para mayores edades, sin embargo, la seriedad de la enfermedad puede eliminar la subjetividad en el reporte. Los efectos netos estimados de la educación sobre los días de incapacidad auto-reportados difieren de alguna manera respecto de los efectos sobre los días de enfermedad. El efecto inicial positivo de la educación sobre los días de incapacidad auto-reportados no parece ser significativo. Este resultado apoya la idea de que esta medida de morbilidad se encuentra menos contaminada por el sesgo del reporte asociado a diferencias en la percepción. Aún así, el patrón de la edad es el mismo, en el sentido que la importancia de la educación parece incrementarse con la edad.

Tabla 2
Efecto neto sobre la salud para los varones urbanos
por grupos de edad

	Enfermedad	Incapacidad
Efecto neto de la educación		
16 años	0,69 ** (0,01)	0,24 (0,48)
30 años	0,13 (0,38)	-0,08 (0,72)
45 años	-0,47 ** (0,00)	-0,42 ** (0,05)
60 años	-1,07 ** (0,00)	-0,77 ** (0,04)
Efecto neto de la migración		
16 años	7,76 ** (0,00)	2,38 (0,40)
30 años	4,46 ** (0,00)	1,63 (0,33)
45 años	0,92 (0,47)	0,84 (0,56)
60 años	-2,62 (0,19)	0,05 (0,99)

Los números entre paréntesis son los valores p

El otro indicador de capital humano incluido en ambas regresiones fue la variable *dummy* que indica si el individuo ha migrado desde un área rural. El coeficiente positivo encontrado para los días de enfermedad —considerando todas las demás variables constantes— revela que los antecedentes rurales implican un estado de salud más pobre para los varones adultos; lo cual se debe a una situación previa de mayor pobreza, desde el punto de vista económico y/o del entorno sanitario. Es también posible que tal indicador esté capturando algunas diferencias étnicas, ya que está limitado a eventos migratorios desde áreas rurales, en las cuales existe una gran concentración de individuos con antecedentes indígenas. No obstante, si éste fuera el caso, el efecto sería persistentemente negativo (o positivo) a lo largo del ciclo de vida. Este no es el caso dado que el coeficiente del término de interacción es claramente negativo. La Tabla 2 muestra que el efecto neto sobre los días de enfermedad es, de hecho, negativo para los varones urbanos de alrededor de 50 y más años de edad. Este resultado corroboraría la interpretación de que el indicador de migración captura condiciones sanitarias y económicas previas que sitúan a los migrantes en desventaja (tan pronto se mudaron a la ciudad) con respecto a los nativos urbanos. Esta es, realmente, la interpretación presentada en Murrugarra y Valdivia *op. cit.*. En el presente documento, sin embargo, la no existencia de este patrón en la regresión para días de incapacidad establece ciertas dudas acerca de esa interpretación.

5.3 *Instrumentando diferentes indicadores de salud en la ecuación de salarios*

A continuación, se discuten los resultados de insertar a la salud en la ecuación de salarios, usando información obtenida de las ecuaciones del estado de salud y elección ocupacional (independientes y asalariados). Las interpretaciones presentadas acerca de las diferencias entre los resultados usando días de enfermedad y días de incapacidad se elaboran sobre la base de las diferencias identificadas en el sesgo de la información, presentados en las subsecciones anteriores.

En las Tablas 3.a y 3.b, se muestran las ecuaciones de salarios estimadas para los trabajadores asalariados e independientes, respectivamente. En cada Tabla, se presentan cinco columnas. La primera no incluye ninguna medida de salud. Las dos siguientes incluyen enfermedad antes y después de ser instrumentada; las dos últimas corresponden a la variable de incapacidad.

La inclusión de la salud como variable exógena no muestra efectos significativos y no altera a ninguno de los estimados de las variables de control. Esto tiene diferentes explicaciones. Si existe endogeneidad en la medida de salud –tal como se ha discutido anteriormente– entonces aquéllos con mejores habilidades no observadas, es decir, quienes probablemente reciban salarios más altos, reportarán más días de enfermedad, generando un sesgo positivo en la estimación. Por otro lado, un error de medición puramente aleatorio sesga la estimación hacia cero. Finalmente, la censura que afecta al estimador de morbilidad utilizado aquí reduce también, en forma sustancial, la variación de esta variable explicativa, con lo que se dificulta la determinación precisa de los efectos. Una combinación de estos factores puede resultar en efectos imprecisos de la salud exógena sobre los salarios.

Una vez que las medidas de morbilidad son instrumentadas, un primer resultado constituye el hecho de que el robusto efecto positivo del estado de salud sobre la productividad y los salarios es más fuerte cuando se utiliza una medida de salud menos subjetiva, a saber, el número de días “incapacitados”. Entre los asalariados el efecto estimado de un día de enfermedad adicional es de salarios más bajos en sólo 1.2%, mientras que el efecto de un día de incapacidad adicional es de 2.2%. Entre los trabajadores independientes, en cambio, no hay diferencia. En realidad, este resultado puede presentarse debido a la menor escala de esta variable, y no solamente por la menor subjetividad de la información, dado que esta pregunta sólo se realiza para aquellos que reportaron haber estado enfermos en la ENNIV de 1994.

Tabla 3.a
Ecuación para el logaritmo del ingreso por horas para los varones urbanos asalariados: instrumentando las variables de salud
(estadísticos t entre paréntesis)

	Enfermedad		Incapacidad	
	No Salud	Salud Exog	Salud IV	Salud Exog
Variables individuales de capital humano	63.33 **	58.32 **	62,51 **	53.32 **
1 - Años de educación (x 10-2)	5.161 **	5.186 **	4,757 **	4.726 **
	(2,31)	(2,33)	-2.13	(2,10)
2 - Años de educación menos 6 (x 10-2)	1.206	1.177	1,753	1,689
	(0,42)	(0,41)	(0,60)	(0,58)
3 - Años de educación menos 12 (x 10-2)	6.609 **	6.607 **	6.384 **	6.571 **
	(3,48)	(3,48)	(3,37)	(3,46)
4 - Número de días de enfermedad (x 10-2)		0,081	-1,216 **	-1,382
		(0,20)	-(2,23)	-(1,43)
5 - Experiencia potencial (x 10-2)	2.864 **	2.899 **	2.887 **	2.843 **
	-4.86	-4.87	-4.97	-4.82
6 - Experiencia potencial al cuadrado (x 10-2)	-0,031 **	-3.143 **	-2.683 **	-0,031 **
	-2.439	-2.45	-2.08	-2.39
Tamaño de empresa y Características locales	12,20 **	12,05 **	10,36 **	12,11 **
7 - Microempresa	0,156 **	0,156 **	0,155 **	0,156 **
	(2,76)	(2,77)	(2,74)	(2,75)
8 - Pequeña empresa	0,232 **	0,231 **	0,233 **	0,232 **
	(3,69)	(3,67)	(3,71)	(3,70)
9 - Mediana empresa	0,355 *	0,355 **	0,347 **	0,354 **
	-7.2	-7.21	-7.04	(7,19)
10 - Empresa de gran escala	0,399 **	0,400 **	0,401 **	0,396 **
	-5.36	-5.36	-5.39	-5.31
11 - Tasa de contratados (por grupo)	-0,019	-0,018	-0,052	-0,024
	-(0,16)	-(0,15)	-(0,43)	-(0,20)
12 - Ratio de selección	-0,042	-0,042	-0,020	-0,044
	-(0,81)	-(0,80)	-(0,38)	-0,835
13 - Constante	-0,460 **	-0,429 **	-0,482 *	-0,429 *
	-2.78	-2.58	-(2,68)	-2.58
Número de observaciones	1543	1543	1543	1543
Prueba F	39.45 **	37.17 **	37,52 *	37.33 **
R-cuadrado	0,281	0,281	0,284	0,282
Test de exogeneidad (Hausman)			11.79 *	15.41 **
			(0,00)	(0,00)
Test de sobreidentificación			19,37 *	18.96 **
			(0,02)	-0.02

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

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

Las categorías en negrillas corresponden al nombre de los grupos que clasifican a las variables y los números a la derecha indican el valor de los estadísticos de Wald para la prueba de significancia global.

Tabla 3.b
Ecuación para el logaritmo del ingreso por horas para los varones urbanos independientes: instrumentando las variables de salud
(t de student entre paréntesis)

	(t de student entre paréntesis)					
	Enfermedad			Incapacidad		
	No Salud		Salud Exog		Salud IV	
					Salud Exog	Salud IV
Variables individuales de capital humano	38,08	**	23,77	**	24,93	**
1 - Años de educación (x 10-2)	5.006		4,901		3,527	
	(1,52)		(1,50)		-1,06	
2 - Años de educación menos 6 (x 10-2)	4.819		4.901		5,829	
	(1,14)		(1,17)		(1,39)	
3 - Años de educación menos 12 (x 10-2)	5.553	*	5.520	*	5.647	*
	(1,83)		(1,82)		(1,87)	
4 - Número de días de enfermedad (x 10-2)			-0,761		-3,147	**
			-(1,23)		-(3,24)	
5 - Experiencia potencial (x 10-2)	0,370		0,278		1,266	
	(0,19)		(0,14)		(0,61)	
6 - Experiencia potencial (x 10-2)	0,007		0,900		0,044	
	(0,22)		-(0,30)		-(1,30)	
Características locales del mercado de trabajo	2,79	**	2,75	**	2,86	**
7 - Tasa de empleados (por grupo)	0,157		0,176		0,108	
	(0,75)		(0,85)		(0,52)	
8 - Ratio de selección	-0,418		-0,436		-0,675	**
	-1,49		-1,55		-2,22	
Número de observaciones	1144		1144		1144	
Prueba F	19.54	**	18,43	**	13,07	**
R-cuadrado	0,162		0,164		0,170	
Test de exogeneidad (Hausman)					10,08	**
					(0,00)	
Test de sobreidentificación					18.34	**
					(0,03)	

Ver notas de la Tabla 3.a.

Otro resultado interesante consiste en que los retornos a la salud son mayores para los trabajadores independientes, especialmente cuando se utiliza los días de enfermedad como medida de morbilidad. Una explicación para esta diferencia en los efectos estimados entre sectores se relaciona con las diferencias sectoriales en la observabilidad de la productividad individual. En el sector asalariado, el empleador no puede observar la productividad individual (esfuerzo) observando el producto final, cuando la función de producción es estocástica y las perturbaciones externas no son observadas. Incluso en un entorno determinístico, los empleadores enfrentan el problema de la observabilidad si las tareas se desarrollan de manera grupal. Entre los independientes, no existe incentivo para que cada uno aparente ser saludable (y productivo) cuando en realidad no lo es.¹⁴ Que la diferencia sea menor cuando se utiliza días de incapacidad apoya esta hipótesis dado que esta medida es ciertamente más observable para el empleador.

Un tercer resultado interesante es que la interacción con la otra variable de capital humano, educación, es también más fuerte cuando se utiliza una mejor (léase menos subjetiva) medida de salud. Los retornos a la educación primaria decrecen de 5.2 a 4.8% cuando se usa el instrumento de los días de enfermedad, pero decrece a 3.9% cuando se introducen los días de incapacidad. Si el número de días de incapacidad es una medida más cercana de salud objetiva, entonces este resultado indicaría que la conexión entre salud y educación es aún más fuerte que la sugerida por nuestro estudio anterior (Murrugarra y Valdivia, 1999). El efecto estimado de la inclusión de la salud sobre los retornos a la educación secundaria y superior no es sustancial.

Aunque los estimados instrumentalizados discutidos parecen ser consistentes con los argumentos de endogeneidad y error de medición asociados con nuestros indicadores de morbilidad, sigue siendo importante examinar algunas estadísticas de diagnóstico. El test de especificación Durbin-Hausman-Wu y pruebas de sobreidentificación se muestran al final de las Tablas 3.a y 3.b. El test de especificación de Hausman sugiere que la endogeneidad del estado de salud es importante para ambos sectores en el sentido que el coeficiente asociado a la variable de salud a partir del estimador Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) es significativamente diferente de aquellos estimados instrumentalizados. Por otro lado, para probar la validez de estos instrumentos, se utiliza el test de sobreidentificación regresional sugerido por Hausman (1983) y no la versión del ratio de verosimilitud de Basman. Los resultados indican que la restricción de sobreidentificación se rechaza para ambos tipos de trabajadores, sin

¹⁴ No se puede desechar la posibilidad de que parte de las diferencias encontradas se relacionen con la naturaleza distinta de los contratos en estos dos sectores, ya que los asalariados reciben una prima por salud mayor. Esta explicación se discute luego, cuando se examinan las diferencias entre los trabajadores de los sectores público y privado.

importar la medida de morbilidad utilizada. Sin embargo, como ya han mencionado otros autores (Thomas y Strauss, 1997), los resultados de las pruebas de exogeneidad y sobreidentificación deben ser tomados cuidadosamente cuando los instrumentos identificados son débiles. En este caso, el correspondiente pseudo-R² de los estimadores Tobit para la ecuación de salud es alrededor de 0.039 para los varones. Por tanto, la baja correlación entre instrumentos y salud, y la censura en esta variable dificulta la interpretación de estas pruebas, aunque el test de Wald indica la significancia conjunta de los instrumentos. Más aún, de acuerdo con Staiger y Stock (1996), cualquier versión de las pruebas de sobreidentificación, regresionales o de Basman, estarían igualmente afectadas por instrumentos débiles, por lo que la elección entre cualquiera de ellos es indiferente.

Antes de cerrar la discusión de estos resultados, es necesario plantear la discusión acerca de la validez del instrumento dada la naturaleza del sesgo de reporte asociado al indicador de salud utilizado, o al hecho de que “vivir más cerca al hospital puede hacerte sentir más enfermo”, lo que ya se ha mencionado. Este documento trata a profundidad el punto al examinar dos indicadores con componentes de subjetividad distintos. Normalmente importa qué tipo medida del estado de salud se incluye en la ecuación de salarios típica, ya que algunos tipos capturarán determinados efectos, mientras que otros no. Por ejemplo, estatura por edad puede capturar un efecto en la salud de largo plazo, mientras que peso por edad también puede capturar variaciones en la salud de corto plazo. En este estudio, encontramos que utilizar dos indicadores estrechamente conectados y medidos en forma equivalente (número de días) puede llevar a diferentes resultados dados los diferentes contenidos informacionales de cada indicador.

Continuando con la investigación anterior, se examinan los efectos a lo largo de la distribución de salarios, tanto en trabajadores del sector público y privado, como en los empleados y obreros. Los resultados se resumen en la siguiente sección.

Retornos a la salud a lo largo del ciclo de vida, la distribución salarial y el tipo de empleador

En esta subsección, se investiga si los efectos sobre la salud encontrados anteriormente son robustos hacia ciertos cambios en la especificación de la muestra. Primero, se explican los puntos metodológicos tratados en cada caso. Luego se presentan los resultados y se aventuran algunas explicaciones preliminares a las diferencias encontradas.

En primer lugar, en la sección donde se analizaron los determinantes de la salud, se encontró que los resultados en salud mostraban un patrón diferente a lo largo de las diferentes edades. Ahora, los efectos de la salud sobre los salarios se analizan por grupos de edades, buscando encontrar si grupos de población más vulnerables presentan un vínculo más fuerte entre salud y salarios, o si grupos de edades asociados a trabajos más físicos tienen un efecto distinto. En este caso, corremos una regresión separada para cada grupo de edad. Para cada sector, asalariados e independientes, la muestra fue dividida en dos grupos por edades: aquéllos entre 16 y 25 años y aquéllos de 26 o más años.

En segundo lugar, para examinar las diferencias entre el sector público y privado en la manera en que la salud es remunerada, se incluye una *dummy* por el tipo de empleador (público vs. privado) y su interacción con nuestra medida de salud (morbilidad). La ecuación estimada es¹⁵:

$$\ln w_{si} = X_{ij}b_S + d_{S3}\hat{h}_{ij} + d_{S5}\hat{h}_{ij} \cdot PUBLIC_{ij} + d_{S6}PUBLIC_{ij} + V_{Si} \quad (11)$$

donde *PUBLIC* es un indicador que toma el valor 1 si el trabajador pertenece al sector público.

Finalmente, se indagan las diferencias en los efectos de la salud sobre la distribución de salarios. Es razonable pensar, por ejemplo, que trabajos de baja remuneración implican una conexión más fuerte entre salud y productividad (y, por tanto, salarios), dadas las tareas de mayor demanda física. Para evitar la división de la muestra por grupos de salarios, se sigue a Buchinsky (1994) y se estima una regresión de cuantiles. El modelo de regresión de cuantiles es

$$y_i = x_i' b_q + u_{qi} \quad (12)$$

donde q denota el cuantil del logaritmo de los salarios que está siendo estimado, y $x_i' b_q$ denota el q -ésimo cuantil. Los parámetros de las variables del estado de salud se interpretan como los efectos sobre el q -ésimo cuantil de $\ln(\text{salario})$, y no sobre el promedio de $\ln(\text{salario})$ como en el caso de la estimación MCO. Condicional en $x_i' b_q$,

¹⁵ Existen problemas asociados a los sesgos de selección que se podrían resolver con una ecuación de participación completamente especificada con regresiones de salario separadas según el sector. Este método, sin embargo, requiere de una identificación adicional de instrumentos que son, por lo general, difíciles de obtener.

esto es equivalente a examinar el q -ésimo cuantil del residual u_{qi} . En este estudio se evalúan los efectos al nivel de los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90. Este instrumento es útil por varias razones. Primero, porque provee información acerca de los efectos en cada parte de la distribución de salarios, de tal forma que es posible describir los cambios en la distribución de los salarios cuando ocurre un shock negativo en la salud, utilizando el Rango Inter-Cuantil (RIC) como un estimado de la varianza del salario (inequidad). Segundo, el estimador de cuantil, computado al percentil 50, provee el estimador de Menor Desviación Absoluta (MDA), que es más robusto que el estimador MCO en la presencia de valores extremos.

Los resultados de este análisis, en términos de los efectos estimados en la salud, se presentan en la Tabla 4¹⁶. Se analizan dos aspectos: i) las diferencias en los retornos a la salud estimados a lo largo del ciclo de vida (consortes), la distribución de salarios y por tipo de empleador, y ii) la fortaleza de los patrones identificados en las subsecciones anteriores, en términos de las diferencias entre los retornos a la salud para asalariados e independientes, y entre los retornos obtenidos con las dos medidas de morbilidad utilizados en el presente trabajo.

En lo que respecta a los retornos a la salud a lo largo del ciclo de vida, se encontró que los retornos son significativos únicamente para individuos mayores a 25 años, sin importar la medida de morbilidad utilizada. Tal como se discute en Murrugarra y Valdivia *op. cit.*, dos factores pueden explicar este aspecto. En primer lugar, trabajadores de menor edad son menos propensos a enfermarse, por lo que los efectos de la salud sobre los salarios son más difíciles de capturar, lo que a su vez puede ser la razón de altos errores estándar en los estimados. En segundo lugar, y más importante, el sesgo en la información se identifica como más fuerte entre los jóvenes, lo que incrementa la imprecisión de los estimados de este grupo. En realidad, el hecho de que la diferencia entre los retornos estimados usando las dos medidas casi se desvanece dentro del grupo de individuos mayores, provee un soporte adicional para este argumento, si aceptamos que la medida de incapacidad se encuentra menos afectada por el sesgo en la información. Tal como se puede apreciar en la Tabla 4, la diferencia es un punto porcentual y significativa para el total de la muestra, pero sólo medio punto para los adultos mayores de 25 años.

¹⁶ Murrugarra y Valdivia (1999), presentan los resultados de la regresión completos cuando los días de enfermedad son utilizados como el indicador de morbilidad. Los controles incluidos son los mismos que aquellos presentes en las Tablas 3.a y 3.b. No se encuentran cambios significativos en las demás variables de control incluidas. Las regresiones completas para días de incapacidad se pueden obtener de los autores a solicitud.

Tabla 4
Resumen de los efectos de la salud sobre los ingresos por hora: varones

	Asalariados				Independientes			
	Incapacidad		Enfermedad		Incapacidad		Enfermedad	
Muestra completa	-2,24% **		-1,22% **		-3,61% **		-3,15% **	
	-(4,29)		-(2,23)		-(3,65)		-(3,24)	
Jóvenes	-1,23%		1,20%		-1,18%		0,12%	
	-(1,24)		(1,12)		-0,48		(0,06)	
Mayores	-2,52% **		-2,01% **		-3,84% **		-4,27% **	
	-3,95		-(2,84)		-3,6		-(3,95)	
Cuantil 10	-2,90% **		-2,62% **		-4,21% **		-3,75% **	
	-5,18		-(3,79)		-(2,22)		-(2,00)	
Cuantil 25	-2,02% **		-1,47% *		-3,46% **		-2,15% **	
	-(3,34)		-1,91		-(3,54)		-(2,25)	
Cuantil 50	-2,29% **		-1,47% **		-2,73% **		-0,93%	
	-3,76		-(2,31)		-(2,81)		-(1,08)	
Cuantil 75	-1,85% **		-0,87%		-2,54% **		-2,23% *	
	-(2,75)		-(1,32)		-(2,03)		-(1,82)	
Cuantil 90	-1,88% **		-0,44%		-2,98%		-3,16% **	
	-(2,37)		-0,43		-(1,35)		-2,75	
Público	-0,28%		0,30%					
	-(0,37)		(0,46)					
Privado	-2,92% **		-1,81% **					
	-4,95		-(3,25)					

/ Los números en paréntesis corresponden a los estadísticos t

En lo que respecta al corte de la muestra por tipo de empleador, se investigó la hipótesis de que las primas por salud sean menores en el sector público, e incluso insignificantes, respecto al sector privado, dada una política de remuneración distinta. Los empleadores del sector público podrían no estar incentivados a monitorear el esfuerzo de sus empleados dado un objetivo distinto a la maximización de la producción, como mantener el nivel de empleo constante¹⁷. Los resultados de este ejercicio, para los asalariados, muestran algunas diferencias significativas entre empleados públicos y privados. El efecto estimado de la salud (negativo) entre trabajadores varones del sector privado es una productividad menor en -1.8%, para días de enfermedad, y en -2.9%, para días de incapacidad. El efecto neto entre los trabajadores del sector público no es diferente de cero para cualquier medida de morbilidad. Debe enfatizarse que el efecto “trabajador público” no se debe al tamaño de la empresa dado que ya ha sido controlado por esto.

En lo que concierne a las diferencias en los retornos estimados de la salud sobre la distribución de salarios, los resultados dependen de la medida de morbilidad utilizada y del sector al cual se refieren. Cuando se utiliza los días de enfermedad, se encuentra un

patrón muy fuerte de descenso para los asalariados; esto es, los retornos son más altos para aquellos con los salarios más bajos (-2.6% para el cuantil 10) y se tornan más pequeños mientras ascendemos en la distribución de salarios (-0.9% para el cuantil 75). Este patrón es menos claro cuando se utiliza los días de incapacidad como indicador de morbilidad. En este caso, los retornos varían desde -2.9% para el cuantil 10 hasta -1.9% para el cuantil 75 o el 90. Al utilizar los días de enfermedad como medida de morbilidad se encuentra el mismo patrón que al examinar los ingresos por hora de los trabajadores independientes; pero este sector presenta una forma U en lugar de un patrón monótonicamente decreciente. El hecho de que los patrones identificados sean más fuertes para los días de enfermedad argumenta a favor de una explicación de ellos basada en las diferencias en los sesgos en la información entre ambas medidas, esto es, basada en el hecho de que los de menor salario son generalmente los menos educados.

En resumen, se encontró que la diferencia en los retornos a la salud a favor de los trabajadores independientes es robusta a cambios en la especificación de la muestra. Como ya se ha mencionado antes, la diferencia es insignificante entre aquellos individuos mayores de 25 años. Esto no es cierto, sin embargo, para las diferencias encontradas entre los retornos usando la medida alternativa de morbilidad, especialmente en cuanto a los asalariados. Parece que cuando se restringe el análisis a una muestra con diferencias aparentemente menores en el sesgo de información, la diferencia se reduce significativamente. Lo mismo ocurre para los retornos en los niveles bajos de distribución de ingresos en ambos sectores. Se encontró un efecto más fuerte de la salud entre los trabajadores independientes dado que, en este sector, la salud y el ingreso neto están más asociados. En el sector salarial, no obstante, la conexión entre salud y salarios depende de la habilidad del empleador en observar la productividad.

6. Comentarios y observaciones finales

Este reporte evaluó los efectos de la salud sobre los salarios usando dos medidas autoreportadas acerca del estado de la salud –días de enfermedad y días de incapacidad– con una variedad de métodos estadísticos. En forma de resumen, en la sección 3, se explica la existencia de un *trade-off* entre estos dos indicadores, dado que aquel considerado como menos subjetivo (incapacidad) también omite información posiblemente valiosa reportada por los individuos acerca de estar enfermos, pero no

¹⁷ Más aún, la reciente desregulación del mercado laboral puede haber fortalecido la conexión entre productividad y salarios en el Perú, pero esta mayor flexibilidad ha sido más difícil de implementar en el sector público.

incapacitados, a lo largo del mes previo a la encuesta. Al estimar la ecuación de estado de salud, se halló evidencia de tales diferencias en el sesgo de la información.

En cuanto a la relación entre salud y salarios, el efecto positivo es significativo y robusto bajo cualquiera de los indicadores utilizados. Sin embargo, se encontró diferencias importantes entre los indicadores. En primer lugar, la escolaridad aparece como un importante determinante del estado de la salud y su importancia se incrementa con la edad. Este resultado aparece como muy robusto para la presente muestra, aunque difiere de estimados previos tales como en Strauss, *et al.*, 1993. En este caso, ello se explica, posiblemente, por el uso de medidas de salud autoreportadas, en comparación con la medida antropométrica utilizada por ellos. Más aún, al usar la medida de enfermedad, se halló una significativa relación positiva entre la escolaridad y el reporte de alguna enfermedad entre los varones más jóvenes. Esta relación, sin embargo, no es significativa cuando se analiza la medida de incapacidad.

En cuanto a la regresión para el logaritmo de los ingresos por hora, los resultados muestran que los individuos más saludables reciben salarios más altos, aún controlando por los efectos de educación y de ingresos, sin importar la medida de morbilidad utilizada. Además, los retornos a la salud son menores cuando la salud es incluida en la ecuación de salarios, lo que indica que estudios previos pueden haber estado sobrestimando estos retornos. Los retornos estimados a la educación primaria resultan aún más pequeños cuando se inserta la medida de incapacidad. Finalmente, dos de los patrones en los retornos a la salud reportados en Murrugarra y Valdivia (1998) son también observados al utilizar la medida de incapacidad como indicador de morbilidad. Esto es, los efectos de una mala salud sobre los salarios son mayores para los trabajadores independientes en el sector privado y entre los trabajadores de menores ingresos.

Además, para el total de la muestra, se encuentra una diferencia en los retornos a la salud estimados asociados a la elección de la medida de morbilidad. Sin embargo, ésta no es robusta cuando se restringe el análisis a grupos con problemas comunes en la información. Este resultado es consistente con el reciente documento de Dow *et al.* (1997) que evidencia cómo medidas de salud autoreportadas estarían sesgadas como indicadores del estado real de salud del individuo, sesgando cualquier efecto estimado. Este documento, que utiliza data experimental de los Estados Unidos e Indonesia, encuentra que las medidas de salud autoreportadas cambian en forma significativa como resultado de cambios en, por ejemplo, el precio de los servicios de salud, mientras que las medidas objetivas permanecen inalteradas. Este tipo de evidencia, junto a la que se ofrece en este documento, revela la necesidad de recolectar medidas objetivas de salud

en las encuestas en los países en desarrollo, a fin de darle mayor contundencia a los resultados presentados en este estudio.

Otros resultados importantes incluyen, primero, el hecho de que los efectos sobre la salud parecen ser más fuertes para los trabajadores independientes que para los asalariados, lo que es atribuido a la dificultad de los empleadores para observar la productividad individual. En segundo lugar, los efectos en la salud son débiles y no significativos en los individuos más jóvenes, lo que es consistente con la mayor importancia de los sesgos de reporte asociados al indicador de morbilidad utilizado en ese grupo poblacional. Tercero, los grandes efectos hallados entre trabajadores independientes y los efectos no significativos entre los trabajadores públicos sugieren que los efectos sobre los salarios son mayores en trabajos donde la productividad y los salarios se encuentran estrechamente relacionados. Cuarto, al examinar los efectos a lo largo de la distribución, los mayores efectos se encuentran en la parte inferior de la distribución tanto de asalariados como de independientes. Finalmente, la relación entre salud, educación y salarios es más fuerte (o mejor estimada) con mejores indicadores. La caída en los retornos a la educación primaria se vio dramáticamente incrementada al usar una medida menos subjetiva, tal como los días de incapacidad.

Agrupando estos resultados, y a pesar de las limitaciones de los indicadores de salud (morbilidad) utilizados, queda claro un espacio para la política de salud pública en la reducción de la desigualdad económica. Los efectos potenciales de mejores niveles de salud son siempre significativos, pero son especialmente grandes para aquéllos menos dotados de capital humano y, por tanto, con menores salarios. En este sentido, las políticas de salud pública podrían tener efectos mayores que los usualmente considerados en las evaluaciones de programas tradicionales. Más aún, si los hacedores de política consideraran a la salud como una medida relevante de capital humano, los paquetes de salud podrían ser considerados como parte de los programas diseñados para reducir la pobreza o mejorar las condiciones de vida. Así, darle demasiado peso a la educación como la única variable de capital humano, y descuidando los efectos de la salud, puede llevar a resultados contrarios en los programas de desarrollo e ingresos dirigidos hacia los individuos menos favorecidos en el Perú. Siendo estas posibilidades muy prometedoras, se plantea una urgente necesidad por mejores medidas de la salud de los individuos para mejorar el diseño de estos programas.

7. Referencias

- Amemiya, T. (1985). *Advanced Econometrics*. Cambridge, Mass., Harvard University Press.
- Anderson-Schaffner, Julie (1998) "Premiums to Employment in Larger Establishments: Evidence from Peru," *Journal of Development Economics*, 55 (1), pp. 81-113, Febrero.
- Becker, Gary (1965). "A Theory of the Allocation of Time". *The Economic Journal* LXXX (200): 493-517, Setiembre.
- Behrman, Jere and A. Deolalikar (1988). "Health and Nutrition". En Chenery H. y T. N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics* Vol. 1: 631-711. New York, North Holland Press.
- Buchinsky, Moshe (1994). "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression". En *Econometrica* 62 (2): 405-458, Marzo.
- Dow, W., P. Gertler, R.-F. Schoeni, J. Strauss and D. Thomas (1997). "*Health Care Prices, Health and Labor Outcomes: Experimental Evidence*". Programa de Empleo y Población, Rand Corporation.
- Ferrer, Marcela (2000). "*Los Módulos de Salud en las Encuestas de Hogares de América Latina y el Caribe: Un Análisis de Cuestionarios Recientes*". Organización Panamericana de la Salud, Programa de Políticas Públicas y Salud, División de Salud y Desarrollo Humano, Serie Informes Técnicos # 72, Washington D.C., Marzo.
- Grosh, Margaret and Paul Gleewe (1995). "*A Guide to Living Standard Measurement Study Surveys and Their Data Sets*". Encuesta de Mediciones de Niveles de Vida del Banco Mundial, Documento de Trabajo # 120, Washington DC, Setiembre.
- Hausman, J. (1983) "Specification and Estimation of Simultaneous Equation Models." En Z. Griliches, y M. Intriligator, eds., *Handbook of Econometrics*, Amsterdam: North Holland Press.
- Lee, Lung-Fei (1983) "Generalized Econometric Models with Selectivity," *Econometrica*, 51 (3): 507-512, May.
- (1982). "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias," *Review of Economic Studies*, 49:355-372.
- (1981). "Simultaneous Equation Models with Discrete and Censored Dependent Variables". En Manski y McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Boston, MIT Press.
- Maddala, G.S. (1983). "Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics". New York, Cambridge University Press.

- Mincer, Jacob (1962). "On-the-job Training: Costs, Returns and Some Implications". En *Journal of Political Economy* 70 (5): s50-s79, Octubre.
- Moulton, Brent (1986): "Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates", *Journal of Econometrics* 32: 385-397.
- Murrugarra, Edmundo y Martín Valdivia (1999). "*The Returns to Household Investments in Health: Differentials across Genders, the Life-cycle and the Wage Distribution for Peruvian Urban Adults*". IADB Regional Research Network Working Paper R-352, Marzo.
- Pitt, Mark y Mark Rosenzweig (1986). "Agricultural Prices, Food Consumption, and the Health and Productivity of Indonesian Farmers". En Singh, Squire and Strauss (eds), "*Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*". Una publicación del Banco Mundial, John Hopkins University Press, Baltimore, Febrero.
- Powell, James (1986). "Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation of Tobit Models". En *Econometrica* 54 (6): 1435-1460, Noviembre.
- (1984). "Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model". En *Journal of Econometrics* 25(?): 303-325.
- Schultz, Paul T. 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*, 53 (2), pp. 251-286, Agosto.
- Staiger, Douglas y James Stock (1997). "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments". En *Econometrica* 65 (3): 557-586, Mayo.
- Strauss, John y Duncan Thomas (1995). "Human resources: Empirical modeling of household and family decisions". En J. Behrman y T.N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 3: 1883-2023, Amsterdam: North-Holland Press.
- 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* 28(4): 791-837, Otoño.
- Thomas, Duncan y John Strauss (1997). "Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil". En *Journal of Econometrics* 77 (1): 159-186, Marzo.
- Valdivia, Martín y Miguel Robles (1997). "Decisiones Laborales en las Economías Rurales del Perú". En *Notas para el Debate* # 14: 79-131, GRADE, Lima, Setiembre.

Apéndice A

Tabla A.1
Estadísticas descriptivas de las variables incluidas en el análisis econométrico

	Población masculina urbana		
	No empleados	Asalariados	Independientes
Tamaño de la muestra			
Participación de la fuerza laboral (%)	23.3	45.1	31.6
Variables dependientes de salud			
Días de enfermedad	1.752 (0.203)	1.59 (0.126)	2.403 (0.190)
Días de incapacidad	0.646 (0.138)	0.32 (0.054)	0.365 (0.062)
Variables de ingreso por hora /a			
Ultimos 12 meses		3.157 (0.113)	4.147 (0.257)
Ultimos 7 días		3.111 (0.109)	4.19 (0.271)
Variables individuales			
Edad (en años)	23.83 (0.413)	33.676 (0.302)	38.171 (0.372)
Experiencia (en años)	1.028 (0.119)	6.723 (0.208)	8.324 (0.297)
Años de educación	10.436 (0.115)	10.874 (0.102)	9.7 (0.128)
Dummy para educación primaria	0.086 (0.010)	0.151 (0.010)	0.255 (0.014)
Dummy para educación secundaria	0.604 (0.018)	0.496 (0.013)	0.482 (0.016)
Dummy para educación superior	0.289 (0.017)	0.34 (0.013)	0.242 (0.014)
Migrante rural	0.08 (0.010)	0.221 (0.011)	0.3 (0.015)
Dummy para trabajador público	0.007 (0.003)	0.239 (0.011)	0.01 (0.003)
Dummy para obrero	0.032 (0.007)	0.513 (0.013)	0.05 (0.007)
Variables de tamaño de empresa			
Dummy para microempresa		0.156 (0.363)	0.046 (0.210)
Dummy para pequeña empresa		0.127 (0.333)	0.015 (0.123)
Dummy para mediana empresa		0.327 (0.469)	0.027 (0.161)
Dummy para gran empresa		0.083 (0.276)	0.008 (0.090)
Variables de ingreso			
Rentas + transferencias /a	37.982 (2.804)	20.741 (1.403)	18.891 (2.013)
Stock no productivo /a	50611 (7846)	24879 (2053)	29597 (4566)
Empresa familiar /a	0.679 (0.017)	0.564 (0.013)	1 0.000

Continuación	Población masculina urbana		
	No empleados	Asalariados	Independientes
Variables de la comunidad			
Tasa de desempleo (por distritos)	0.917 (0.004)	0.931 (0.002)	0.921 (0.003)
Tasa de empleados (por provincia)	0.493 (0.006)	0.529 (0.004)	0.453 (0.005)
Tasa de empleados (por distrito)	0.44 (0.005)	0.458 (0.003)	0.435 (0.004)
Variables de infraestructura familiar			
Techo adecuado	0.636 (0.018)	0.522 (0.013)	0.493 (0.016)
Pisos adecuados	0.819 (0.014)	0.766 (0.011)	0.741 (0.014)
Variables de precio de la salud			
Distancia en tiempo al centro de salud /a	0.387 (0.008)	0.356 (0.005)	0.371 (0.006)
Tiempo de espera para la atención médica /b	1.037 (0.016)	1.046 (0.013)	1.074 (0.014)
Variables de precio			
Precio de la papa /a	0.842 (0.008)	0.862 (0.006)	0.89 (0.008)
Precio de la leche /a	1.486 (0.006)	1.497 (0.005)	1.484 (0.005)
Variables Regionales y Tiempo			
Costa	0.178 (0.014)	0.233 (0.011)	0.224 (0.013)
Otra sierra	0.17 (0.014)	0.104 (0.008)	0.106 (0.010)
Sierra sur	0.118 (0.012)	0.094 (0.008)	0.112 (0.010)
Selva alta	0.058 (0.009)	0.056 (0.006)	0.067 (0.008)
Selva baja	0.082 (0.010)	0.095 (0.008)	0.142 (0.011)
Mayo	0.003 (0.002)	0.001 (0.001)	0 (0.000)
Junio	0.512 (0.019)	0.487 (0.013)	0.518 (0.016)
Julio	0.452 (0.019)	0.459 (0.013)	0.438 (0.016)

* Los números indicados son los valores promedio de las variables.

** Los números en paréntesis son los errores estándar de las variables.

/a Nuevos soles de junio de 1994.

/b En horas.

Apéndice B

Tabla B.1
Ecuación de participación para los adultos urbanos: un modelo Logit multinomial
(estadísticos t entre paréntesis)

Variables	Hombres		Mujeres	
	Asalariados	Independientes	Asalariados	Independientes
Características individuales	493.22 **	581.56 **	323.59 **	279.81 **
1 - Edad	0.594 ** (18.29)	0.702 ** (18.85)	0.228 ** (8.48)	0.393 ** (14.26)
2 - Edad al cuadrado ($\times 10^{-2}$)	-0.734 ** (-16.69)	-0.824 ** (-16.65)	-0.341 ** (-8.84)	-0.469 ** (-12.88)
3 - Dummy para escuela primaria	2.130 ** (3.06)	1.649 ** (2.29)	-0.403 (-0.92)	-0.145 (-0.45)
4 - Años de educación (primaria)	-0.130 (-1.16)	-0.015 (-0.13)	-0.041 (-0.53)	0.043 (0.78)
5 - Dummy para escuela secundaria	0.976 (1.26)	1.038 (1.21)	-1.580 ** (-2.29)	0.033 (0.05)
6 - Años de educación (secundaria)	0.061 (0.94)	0.048 (0.66)	0.142 ** (2.28)	-0.003 (-0.05)
7 - Dummy para escuela superior	-1.695 * (-1.63)	-0.395 (-0.33)	-5.427 ** (-6.29)	-1.219 * (-1.04)
8 - Años de educación (superior)	0.204 ** (3.04)	0.093 (1.20)	0.441 ** (7.77)	0.077 * (0.97)
Activos familiares	28.89 **	344.27 **	12.41 **	611.09 **
9 - Ingreso no laboral ($\times 10^{-2}$)	-0.467 (-0.42)	-2.770 ** (-2.12)	0.688 (0.77)	0.246 (0.25)
10 Activos no productivos	-0.155 ** (-5.25)	-0.144 ** (-4.45)	-0.046 ** (-2.27)	-0.077 ** (-3.80)
11 Empresa familiar	-0.007 (-0.06)	21.330 ** (18.35)	-0.237 ** (-2.44)	20.785 ** (24.67)
Variables del mercado laboral	6.24 **	1.89	7.41 **	4.96 *
12 Tasa de desempleo (por prov.)	1.556 * (1.74)	1.426 (1.37)	2.073 ** (2.65)	1.764 ** (2.21)
13 Tasa de empleados (por prov.)	0.641 (0.69)	-1.019 (-0.85)	-1.384 * (-1.85)	-0.964 (-1.02)
Número de observaciones	3102	3102	3508	3508
Log función de verosimilitud	-2290.5	-2290.5	-2770.3	-2770.3
Chi-cuadrado global	546.4 **	205851 **	349.6 **	338244 **
Chi-cuadrado de los instrumentos	33.18 **	798.07 **	17.78 **	1657.94 **
R-cuadrado	0.305	0.305	0.208	0.208

/ Ver nota de la Tabla A.1.

OTRAS PUBLICACIONES DE GRADE

Libros

LA DEMANDA RESIDENCIAL DE TELEFONIA BASICA EN EL PERU

Alberto Pascó-Font, José Gallardo, Valerie Fry (1999)

EDUCACION CIUDADANA, DEMOCRACIA Y PARTICIPACION

Patricia Arregui, Santiago Cueto (1998)

COMERCIALIZACIÓN AGRICOLA EN EL PERU

Javier Escobal (editor), Victor Agreda, Jorge Alarcón, Geoffrey Cannock, Ramón Geng, Martín Valdivia (1995)

LA ADMINISTRACION DE LOS INGRESOS POR EXPORTACIONES MINERAS EN BOLIVIA, CHILE Y PERU (1995)

Alberto Pascó-Font (editor), Dante Contreras, Justo Espejo, Luna Israel, Rolando Jordán, Fernando Loayza, Juan Antonio Morales, Pilar Romaguera, Ernesto Sheriff (1995)

Serie Documentos de Trabajo

No. 30: COSTOS DE TRANSACCIÓN EN LA AGRICULTURA PERUANA: una primera aproximación a su medición e impacto

Javier Escobal (2000)

No. 29: ¿CÓMO ENFRENTAR UNA GEOGRAFIA ADVERSA?: el rol de los activos públicos y privados

Javier Escobal, Máximo Torero (2000)

No. 28: ESTABILIDAD LABORAL E INDEMNIZACION: EFECTOS DE LOS COSTOS DE DESPIDO SOBRE EL FUNCIONAMIENTO DEL MERCADO LABORAL PERUANO

Jaime Saavedra, Eduardo Maruyama (2000)

No. 27: LAS AGLOMERACIONES PRODUCTIVAS ALREDEDOR DE LA MINERIA: EL CASO DE LA MINERA YANACocha S.A.

Juana R. Kuramoto (1999)

No. 26: LOS ACTIVOS DE LOS POBRES EN EL PERU

Javier Escobal, Jaime Saavedra, Máximo Torero (1998)

No. 25: ¿CRISIS REAL O CRISIS DE EXPECTATIVAS? EL EMPLEO EN EL PERU ANTES Y DESPUES DE LAS REFORMAS ESTRUCTURALES

Jaime Saavedra (1998)

No. 24: FINANCIAMIENTO DE LA EDUCACION EN EL PERU

Jaime Saavedra, Roberto Melzi, Arturo Miranda (1997)

No. 23: ELEMENTOS PARA UNA REFORMA DEL SECTOR PUBLICO PERUANO EN EL CONTEXTO DE UNA ECONOMIA DE MERCADO

Claudio Herzka (1996)

No. 22: UNA ESTRATEGIA PARA LA NEGOCIACION DE LA DEUDA EXTERNA PERUANA

Silvia Charpentier, Alvaro Quijandría (1995)

No. 21: SESGOS EN LA MEDICION EN CONTEXTOS INFLACIONARIOS: EL CASO PERUANO

Javier Escobal, Marco Castillo (1994)

Serie Notas para el Debate

No.14: DECISIONES LABORALES EN LAS ECONOMIAS RURALES DEL PERU

Martín Valdivia, Miguel Robles

QUIENES GANAN Y QUIENES PIERDEN CON UNA REFORMA ESTRUCTURAL: CAMBIOS EN LA DISPERSION DE INGRESOS SEGÚN EDUCACION, EXPERIENCIA Y GENERO EN EL PERU URBANO

Jaime Saavedra

LOS CIENTIFICOS SOCIALES Y SU INSERCIÓN EN LA ESTRUCTURA OCUPACIONAL: EL CASO DE LOS GRADUADOS DE LA UNIVERSIDAD CATOLICA DEL PERU.

Luis Soberón (1997)

No.13: DEL BASICO AGRARIO A LAS CAJAS RURALES: UNA EVALUACION DE LAS PROPIEDADES ESTADISTICAS DEL INDICE GENERAL BURSATIL DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA

Marco E. Terrones, Javier Nagamine

EFFECTOS DE LA REFORMA FINANCIERA SOBRE LA BANCA COMERCIAL EN EL PERU: 1990-1995

Alonso Segura (1995)

No.12: LA SITUACION DE LAS UNIVERSIDADES PERUANAS

Patricia McLauchlan de Arregui

PROBLEMAS Y PERSPECTIVAS DE LAS UNIVERSIDADES PERUANAS

Antonio Mabres

ALGUNOS APORTES AL DEBATE SOBRE LA REFORMA UNIVERSITARIA EN EL PERU

León Trahtemberg

DINAMICA DE LA TRANSFORMACION DEL SISTEMA EDUCATIVO EN EL PERU

Patricia McLauchlan de Arregui (1994)

No.11: REORIENTACION DE LA POLITICA MONETARIA EN EL PERU: AVANCES Y PROBLEMAS

Marco E. Terrones, Javier Nagamine

INCENTIVOS ECONOMICOS Y PROTECCION AMBIENTAL: UNA REVISION DE LA EXPERIENCIA NORTEAMERICANA Y EUROPEA

Alberto Pascó-Font, Andrés Montoya

PRODUCCION COCALERA Y MIGRACION CAMPESINA EN EL PERU

Julio Revilla (1994)

Otras Publicaciones

<http://www.grade.org.pe>