

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

Evolución de la equidad en el acceso a servicios ambulatorios de salud: Perú 1994 - 1997*

Martín Valdivia

Introducción

Luego del proceso de ajuste macroeconómico iniciado en 1990, el Perú ha recuperado una relativa estabilidad macroeconómica que ha permitido el control de la inflación y el crecimiento económico. El ordenamiento de las finanzas públicas ha permitido aumentos sustanciales en el gasto social, tanto en ayuda alimenticia como en salud y educación. En particular, el gasto público en salud se duplicó entre 1993-1996, pasando de 745 a 1.475 millones de dólares (ver Banco Mundial 1998a). En términos per cápita, el gasto público en salud pasó de 33 a 59 dólares por habitante durante el mismo período.

Este aumento en el gasto se ha concentrado en la construcción de centros de salud en zonas no atendidas y en el financiamiento de programas de salud básica. Sin embargo, estudios recientes han mostrado importantes errores de filtración en la focalización del gasto público en salud¹. De acuerdo con el Banco Mundial (1998b), el presupuesto global del Ministerio de Salud (MINSa) se destina en proporciones similares entre los departamentos más pobres y menos pobres del país, de acuerdo con la clasifica-

* Este documento forma parte de las investigaciones que el autor ha venido desarrollando como parte del proyecto *Salud, nutrición, productividad e ingresos en el Perú*, en el marco del Consorcio de Investigación Económica (CIE) y con el financiamiento del Centro Internacional de Investigación para el Desarrollo (CIID). El autor agradece la valiosa asistencia de Ana Cecilia Dammert. Los errores que se encuentren en el documento son de exclusiva responsabilidad del autor.

1. La literatura de focalización hace alusión a dos errores típicos: filtración y subcobertura. La filtración se refiere a la presencia, entre los beneficiarios de un programa, de individuos/hogares no comprendidos en la población objetivo del mismo. Ver, por ejemplo, Grosh 1994.

ción del mapa de pobreza departamental del INEI². Al analizar el gasto público en salud por hogar, el Banco Mundial (1998a) también encuentra fuertes errores de focalización, especialmente en el gasto a través de los hospitales: para ese tipo de atención, el 60% del gasto fue asignado al 40% más rico de la población del país³.

En realidad, la captación de los recursos destinados al sector salud por parte de los quintiles más altos no es sorprendente. Son precisamente estos, los sectores que destinan más recursos propios al cuidado de su salud debido a una serie de factores. La evidencia internacional tiende a indicar que la elasticidad ingreso del gasto en salud es mayor a 1; es decir, a mayor nivel de ingreso, el gasto familiar en salud tiende a ser proporcionalmente más alto (ver Banco Mundial 1993). Por ejemplo, Murrugarra y Valdivia (1998b) muestran que los peruanos educados son los que más tienden a reportar la incidencia de una enfermedad, no porque tengan un peor estado de salud, sino porque cuentan con mejor información para detectar síntomas o porque tienen una menor tolerancia a los malestares. En este contexto, es difícil evitar que el gasto público en salud beneficie de manera importante a familias no pobres.

La identificación de estas complicaciones transmite la noción de que mejorar la equidad en la distribución de la salud entre la población es como nadar contra la corriente; no obstante, ello no debe desalentar los esfuerzos tendientes a ese objetivo (Birdsall y Hecht 1995). Lo que plantea esta problemática es la necesidad de que las políticas de salud se basen en un conocimiento más preciso de la forma en que los diferentes grupos poblacionales acceden a los servicios de salud, y cuáles son aquellos servicios que más contribuyen a mejorar el estado de salud de la población más pobre.

Esta necesidad es particularmente importante en un contexto como el actual para el sector salud en el Perú. En una primera etapa, los esfuerzos se concentraron en el fortalecimiento de los programas focalizados de prevención y en la mejora de la infraestructura (ver Banco Mundial 1998a).

2. Dicho estudio también muestra que el problema de focalización se encuentra en el carácter regresivo de los presupuestos regionales. De otro lado, los programas nacionales focalizados de atención primaria sí presentan una mayor concentración en los departamentos más pobres del país.

3. En el caso del gasto público en salud realizado a través de los centros y postas de salud, o a través de los programas masivos de prevención, el 50% más rico de la población recibió el 50% del gasto público.

Ahora, el sector debe entrar en la fase más importante y crítica de una reforma que busca incorporar criterios de mercado en la provisión de servicios de salud, abandonando concepciones basadas estrictamente en un derecho universal asociado a la condición de persona o ciudadano. Este cambio se basa en el fracaso de las políticas del pasado en el intento de proveer efectivamente los servicios de salud de manera universal, debido a presiones tanto económicas como demográficas, tanto en los países en desarrollo como en los desarrollados⁴. Sin embargo, también es cierto que los principales cuestionamientos a las nuevas políticas, que buscan aumentar la participación de los usuarios en el financiamiento de la provisión de servicios de salud, se relacionan con sus posibles impactos negativos sobre el acceso a los servicios de salud por parte de los más pobres y vulnerables.

¿En qué medida políticas como el cobro de tarifas por los servicios prestados, la descentralización de la administración de los hospitales o centros de salud, etc., pueden afectar la equidad de la salud en el Perú? La literatura sobre economía de la salud desarrollada en el país no permite responder contundentemente a estas preguntas. En este documento se busca contribuir a esa discusión, analizando la distribución de la morbilidad y de la utilización de los servicios ambulatorios de salud por parte de los individuos en el Perú, y su evolución durante el período 1994-1997. Las fuentes de información son las encuestas nacionales de niveles de vida desarrolladas por el Instituto Cuánto para ambos años. Además de utilizar los gráficos típicos por deciles de gasto, se usa un indicador de equidad basado en Doorslaer y Wagstaff (1997 y 1998), el cual constituye una variante del coeficiente de Gini.

I. Equidad de salud en el Perú

Una primera aproximación al tema de equidad en salud es observar el estado de salud, o el acceso a servicios de salud, de los individuos a lo largo de la distribución del ingreso o del gasto⁵. La medición del estado de

4. Ver Watkins (1997) para una discusión más amplia sobre este punto.

5. En este documento, se utiliza el gasto familiar per cápita como el indicador para ordenar los hogares. El mismo Instituto Cuánto, encargado del diseño y aplicación de la *Encuesta nacional sobre niveles de vida* (ENNIV), considera este indicador como más apropiado para determinar el nivel de pobreza de los individuos y sus familias, por encima del ingreso.

salud de los individuos es un asunto particularmente complicado en virtud de la polisemia del concepto "buena salud". Las medidas más comunes son las siguientes: la autoapreciación del estado de salud general de los individuos (excelente, buena, regular, mala), el autorreporte de morbilidad (enfermedad, funcionalidad), la ingestión normal de nutrientes (calorías) y las medidas antropométricas. Una forma de plantear el problema de la multidimensionalidad del concepto de "buena salud" es partir de la escasa correlación entre estas medidas, a pesar de que cada una es ampliamente reconocida como adecuada para establecer un componente del estado de salud de los individuos (ver Strauss y Thomas 1998).

El nivel de salud de los individuos se estima aquí a partir de cuatro indicadores relacionados con las dos medidas de morbilidad autorreportada: enfermedad e inhabilitación. Los cuatro indicadores surgen de la construcción del ratio de ocurrencia de cada medida (tasa de enfermedad, tasa de inhabilitación) y de la estimación del número de días enfermo y de días inhabilitado. Los cuatro indicadores utilizan como período de referencia las cuatro semanas previas a la aplicación de las encuestas, de acuerdo con los reportes de las ENNIV de 1994 y 1997.

En el nivel individual, estos indicadores tienen muchas limitaciones para identificar el estado de salud. En primer lugar, están afectados por la capacidad del individuo para identificar ciertos síntomas, sea por desconocimiento o por diferencias en el nivel de tolerancia a ciertos malestares. Esta distorsión, entonces, está relacionada con el nivel educativo y de ingresos de los individuos, y en tal sentido, sobreestimaría la equidad en salud en una sociedad. Sin embargo, la distorsión se reduce en la medida en que el malestar es más fuerte o la enfermedad más grave. En ese sentido, se puede presumir que los indicadores basados en la ocurrencia de una inhabilitación son relativamente más objetivos.

La literatura internacional ha utilizado, en muchos casos, estos indicadores para aproximar el nivel de salud de los individuos, especialmente en países en desarrollo, debido a la escasez de indicadores objetivos de salud⁶. Se emplean comúnmente en la determinación de los retornos a la inversión en salud. Schultz y Tansell (1997), por ejemplo, encuentran

6. Uno de los indicadores *objetivos* más utilizados en la literatura es el de las medidas antropométricas de los individuos (peso y talla). Véase Strauss y Thomas (1998) para una explicación de las ventajas de la utilización de este indicador de salud. Desgraciadamente, las encuestas ENNIV incluyen medidas antropométricas solo para niños menores de seis años.

una relación clara entre el número de días inhabilitado y la productividad de los individuos en Costa de Marfil y Ghana.

Para el caso del Perú urbano, Murrugarra y Valdivia (1998b) también encuentran una relación robusta entre el número de días enfermo y la productividad de los individuos; el estudio muestra, además, que esta relación es más fuerte entre los individuos que reciben salarios más bajos, por lo que las inversiones en salud pueden mejorar la distribución del ingreso, aun cuando estas no estén muy bien focalizadas. Sin embargo, estos indicadores también han sido utilizados para analizar el estado de salud de los individuos, según su nivel de ingreso o gasto. Doorslaer y Wagstaff (1998), por ejemplo, los utilizan en Jamaica para cuantificar diversos indicadores de desigualdad en el estado de salud de aquella población.

En esta sección, se analiza la distribución de estos indicadores a lo largo de la distribución del gasto, buscando obtener algunas luces acerca de los requerimientos de salud de la población. En primer lugar, se observan los indicadores de la medida de enfermedad: la tasa de enfermedad y el número de días enfermo por decil de gasto. El gráfico 7.1 muestra la evolución de estos indicadores entre 1994 y 1997, distinguiendo por zonas urbanas y rurales: la tasa de enfermedad en zonas urbanas aumenta ligeramente entre esos dos años (de 26% en 1994 a 42% en 1997); la tasa es más alta entre la población rural, pero la diferencia entre años no es estadísticamente significativa.

Más importante para los fines de este estudio es el hecho de que la distribución de la tasa de enfermedad varía significativamente entre 1994 y 1997. En 1994, esta no varía a lo largo de la distribución del ingreso, pero muestra una tendencia creciente en la de 1997, especialmente entre la población urbana (gráficos 7.1a y 7.1b). El número de días enfermo/inhabilitado muestra el mismo tipo de patrón, pero es la población rural la que muestra una tendencia creciente más pronunciada en 1997 (gráficos 7.1c y 7.1d).

Cabe resaltar que estas tendencias se ven mediatizadas cuando se analiza la tasa de inhabilitación, por ejemplo, la ocurrencia de un número positivo de días perdidos o en cama, y el número de días perdidos durante las cuatro semanas anteriores al día de la encuesta (ver gráfico 7.2). En el caso de la población rural, el número promedio de días enfermos subía de 2,3 para el decil más pobre a 4 para el decil más rico (74%); en el caso de los días inhabilitado, ese ratio solo sube de 0,6 a 0,8 (33%).

Ciertamente, es poco plausible argumentar a favor de la equidad en salud en el Perú, es decir, proponer que el estado de salud de los más ricos

es básicamente el mismo que el de los más pobres del país. Una primera explicación a esta equidad encontrada en la morbilidad autorreportada es el problema del sesgo a subreportar incidencias de malestares o enfermedades por parte de los grupos poblacionales menos educados, los que se concentran fuertemente en los deciles más bajos de la distribución.

Murrugarra y Valdivia (1998a, 1998b) señalan claramente ese sesgo en el caso peruano. Estudiando únicamente adultos, encuentran que los años de escolaridad están relacionados con una mayor probabilidad de reporte de enfermedad, al menos para los adultos más jóvenes. El acceso a información y las diferencias de tolerancia a los malestares explicarían esta situación. Con el paso de los años, los males se complican y agravan de tal manera que el sesgo de subreporte tiende a disminuir entre los menos educados.

Sin embargo, es difícil aislar ese efecto sin un modelo más estructurado. La razón es que el nivel de educación está también correlacionado con el nivel de ingreso. Es decir, si se corta la muestra por los que tienen educación superior, se tendría muy pocos pobres. Y si se limitase a los de educación primaria, se tendría muy pocos ricos.

Otro factor que afecta la distribución de los indicadores de morbilidad autorreportada es la composición demográfica de los hogares a lo largo de la distribución del ingreso. Escobal, Saavedra y Torero (1998) muestran que el número de niños por hogar es decreciente a lo largo de la distribución de ingreso en el Perú. El gráfico 7.3 ilustra estas diferencias en la composición demográfica de los hogares peruanos, de acuerdo con lo reportado en la ENNIV 1994. Mientras que los hogares del decil más pobre tienen en promedio aproximadamente dos niños menores de 6 años y otros dos entre 6 y 15 años, los hogares del decil más rico tienen uno entre 6 y 15 años, y solo en algunos casos, otro de menos de 6 años⁷.

Las diferencias en cuanto al número de adultos, hombres y mujeres, no es significativa (véase gráfico 7.3b). El gráfico 7.3c muestra que hay diferencias estadísticamente significativas en lo que respecta al número de ancianos (mayores de 60 años) en el hogar. Una explicación para este patrón podría ser las diferencias en mortalidad entre los deciles de ingreso⁸. Sin

7. Ciertamente, los gráficos aquí mostrados podrían no ser robustos a controles por la edad de jefe de hogar, por ejemplo. Sin embargo, Escobal, Saavedra y Torero (1998) sí controlan por otras características de los hogares y muestran que el patrón aquí mostrado es bastante robusto.

8. Desafortunadamente, las encuestas ENNIV del Instituto Cuánto no permiten identificar este efecto de manera precisa.

embargo, al analizar los números promedio, resulta claro que el efecto de ellos no es comparable con el de los niños.

Pero, ¿en qué sentido nos interesan estas diferencias de composición demográfica de los hogares pobres? En primer lugar, porque la literatura internacional establece contundentemente que los grupos etéreos y por género tienen distintas tendencias a enfermarse (ver, por ejemplo, Strauss eí **al.** 1993).

Los gráficos 7.4a y 7.4b muestran, sobre la base de la ENNIV 1994, las diferencias en la probabilidad de enfermarse y el número de días enfermo entre los diferentes grupos de edad y género. Para la construcción del gráfico se definieron seis grupos de edad género: bebés (0-5 años de edad), niños (6-15 años), adultos (16-59 años), hombres y mujeres, y ancianos (60 o más), hombres y mujeres. La forma de U en el gráfico 7.4a indica que la tasa de enfermedad es más alta para los bebés, cae para los niños y adultos hombres, y sube para los adultos mujeres y los ancianos⁹.

La tasa de enfermedad de los bebés es de 0,5, y baja hasta 0,3 para los niños entre 6 y 15 años, edades que cubren a la mayor parte de la población escolar. Las diferencias por género entre adultos y ancianos en la tasa de enfermedad también son frecuentemente reportadas en la literatura. La principal explicación se encuentra en las diferencias en mortalidad entre hombres y mujeres, aunque el gráfico 7.3c no sugiere un patrón de ese tipo en el Perú.

9. La literatura médica documenta que las diferencias por género en la tasa de enfermedad de ancianos se debe a las diferencias en la tasa de mortalidad en perjuicio de los varones.

Gráfico 7.1
Indicadores de la medida de enfermedad

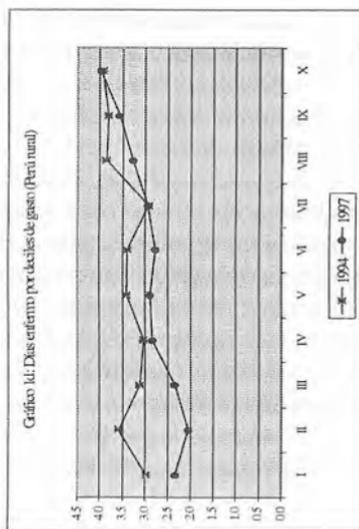
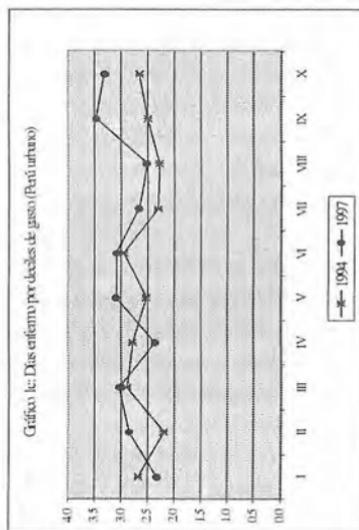
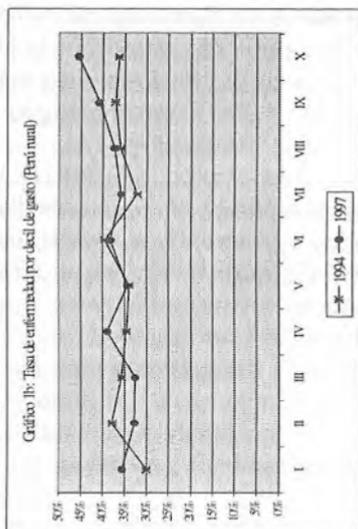
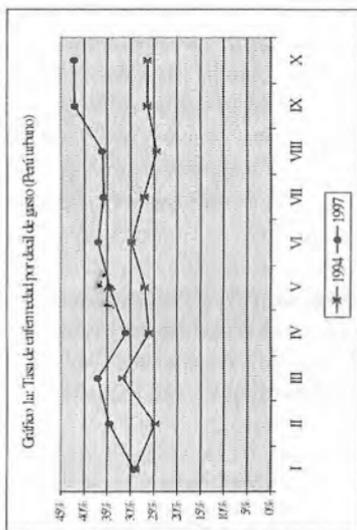


Gráfico 7.2 Inhabilitación por deciles de gasto

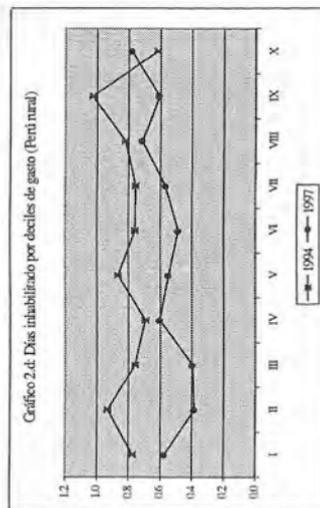
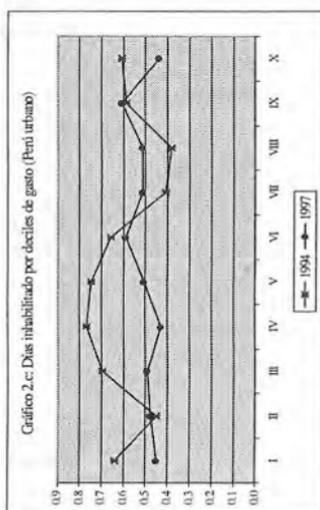
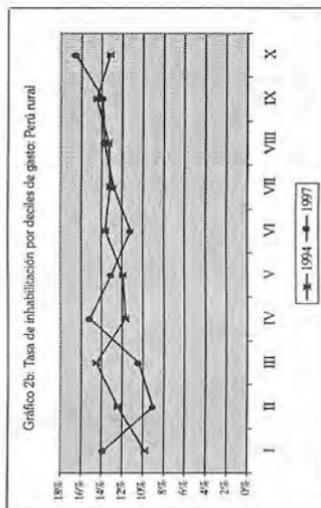
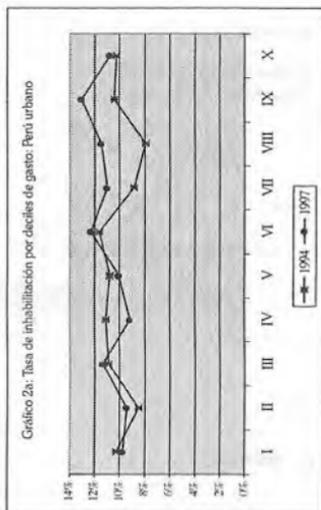


Gráfico 7.3
Composición demográfica y gasto, 1994

Gráfico 7.3a
Niños

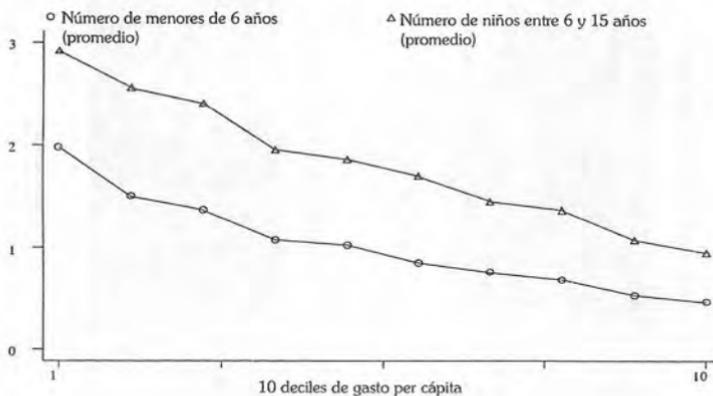
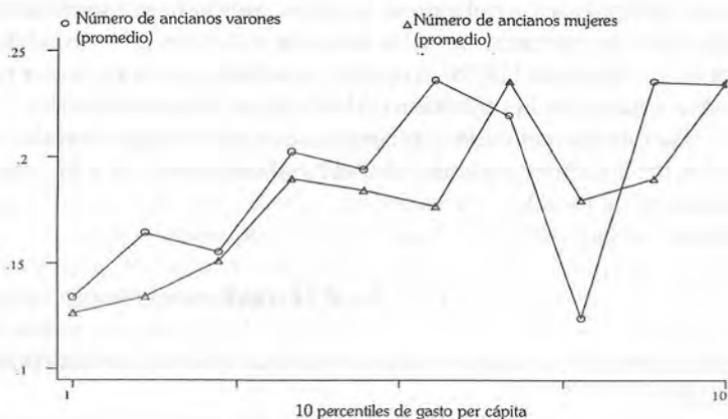


Gráfico 7.3b
Adultos por género



Gráfico 7.3c
Ancianos por género



La forma de U también se encuentra en el caso del número de días enfermo/inhabilitado por decil (gráfico 7.4b). Sin embargo, en este caso, la U está algo más sesgada a la derecha. Ello indicaría que si bien las diferencias en la tasa de enfermedad son muy fuertes entre niños y adultos, estas no implican una enfermedad/inhabilitación más larga. Más bien, en el caso de los ancianos, las diferencias se acentúan debido a que estos no solo se enferman más, sino también durante más tiempo.

Gráfico 7.4
Tasa de enfermedad por grupo de edad-género, 1994

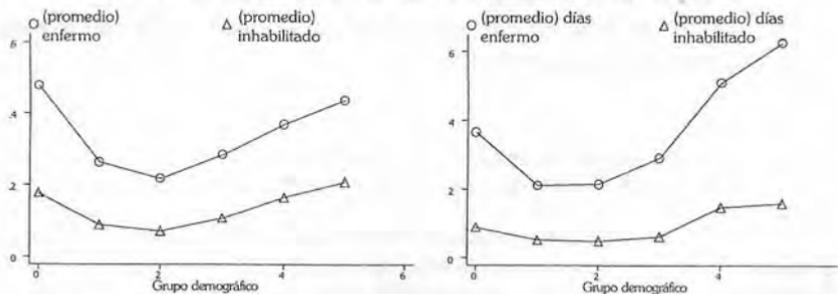


Gráfico 4a: Tasa enfermedad por grupo de edad-género 1994 Gráfico 4b: Días enfermo por grupo de edad-género 1994

En conclusión, más allá de los problemas de subreporte asociados a bajos niveles educativos, las diferencias demográficas entre los hogares a lo largo de la distribución del ingreso también contribuyen a explicar la relativa igualdad encontrada para las tasas de enfermedad e inhabilitación. Doorslaer y Wagstaff (1998) proponen una forma para controlar por esta variable, a partir de la utilización de los índices de concentración.

Si se denota como $L(s)$ a la curva que relaciona la proporción acumulada de un indicador de enfermedad/inhabilitación contra la proporción acumulada de la población ordenada por su nivel de ingreso o gasto, el índice de concentración, C , se define por la siguiente expresión:

$$C = 1 - 2 \int_0^1 L(s) ds \quad (1)$$

donde s denota los grupos socioeconómicos ordenados de una manera particular¹⁰.

$L(s)$ es muy parecida a la curva de Lorenz, pero la diferencia está en que el ordenamiento, en este caso, no es por la misma variable bajo análisis, sino por el nivel de ingreso de la población. Ello determina que la curva $L(s)$ pueda estar a ambos lados de la diagonal, algo que no puede ocurrir con la curva de Lorenz. Si la curva $L(s)$ está por encima (debajo) de la diagonal, se dice que las desigualdades en enfermedad/inhabilitación favorecen a los más ricos (pobres) de la sociedad.

El índice de concentración, C , toma el valor de cero cuando la curva $L(s)$ coincide con la diagonal. Si C toma un valor positivo (negativo), entonces la curva $L(s)$ se ubica por debajo (encima) de la diagonal y se dice que la distribución del indicador de enfermedad favorece a los más pobres (ricos) de la sociedad. El tema es que la comparación con la diagonal es poco realista, en cuanto asume que todos los individuos pueden gozar del mismo nivel de salud, independientemente de la edad o género; o que todos pueden ubicarse en cualquier parte de la distribución del ingreso, independientemente de la edad¹¹.

10. En este documento, se trabaja con el nivel de gasto per cápita del hogar al que pertenece el individuo, a partir del cual se ordena a los individuos en un número finito de cuantiles.

11. Por ejemplo, Saavedra y Valdivia (1999) muestran los patrones de ingresos y consumo de las familias peruanas a lo largo del ciclo de vida. Ciertamente, el nivel de ingreso o gasto per cápita de un individuo de 35-40 años tiende a ser mayor que el de un joven de 25 años, o el de un anciano de 65 años.

Rothman (1986) sugiere un mecanismo indirecto de ajuste por diferencias demográficas. Lo que hace es reemplazar el indicador de enfermedad de cada individuo por aquel que corresponda, en promedio, a su grupo de edad-género. En el caso de la ocurrencia de enfermedad/inhabilitación, por ejemplo, se reemplaza el 1 (0, si el individuo no tuvo una enfermedad durante las cuatro semanas anteriores a la aplicación de la encuesta) por el porcentaje de personas que reportó una enfermedad dentro de su grupo demográfico. Denotando a la correspondiente curva de concentración como $L^*(s)$. Así, si los grupos demográficos de mayor propensión a enfermar se concentran relativamente en los grupos socioeconómicos menos favorecidos, dicha curva estará por encima de la diagonal, indicando que no es razonable asumir que es posible bajar $L(s)$ al nivel de la diagonal. En tal sentido, se puede definir un indicador alternativo de desigualdad “evitable” en salud (morbilidad) de acuerdo con la siguiente expresión:

$$I = 2 \int_0^1 [L^*(s) - L(s)] ds = C - C^* \quad (2)$$

Al igual que en el caso de C , el índice I será negativo (positivo) si existen desigualdades “evitables” que favorecen a los grupos más ricos (pobres) de la sociedad. El cuadro 7.1 muestra los índices de concentración estimados utilizando las cuatro medidas de morbilidad autorreportada, distinguiendo por áreas urbana y rural. Los estimados de dicho cuadro se basan en la distribución del gasto expresada en 20 cuartiles¹². La estimación de C^* se realizó a partir de una regresión para cada medida con *dummies* para los diferentes grupos demográficos. La población fue dividida en 12 grupos, considerando el género, y 6 grupos de edad: niños de 0 a 5, niños de 6 a 15, adultos de 16 a 30, de 31 a 45, de 45 a 60 y ancianos mayores de 60¹³.

12. La decisión de trabajar con 20 cuartiles se basa en la limitación que establece el tamaño de las muestras. Los resultados utilizando 50 cuartiles están disponibles y pueden ser solicitados al autor. Los resultados son muy similares a los aquí presentados.

13. Un modelo probit es utilizado en el caso de la ocurrencia de enfermedad/inhabilitación, y un modelo tobit en el caso de los días enfermo/inhabilitado. Los resultados de las regresiones correspondientes a los modelos probit se encuentran en los cuadros 7.3, 7.4 y 7.5 del apéndice.

Cuadro 7.1
Índices de concentración de morbilidad autorreportada

	Enfermedad			Inhabilitación		
	C	C*	I = C - C*	C	C*	I = C - C*
Tasa de ocurrencia						
1994						
Global	-0,0380	-0,0098	-0,0282	-0,0247	-0,0004	-0,0243
Urbano	-0,0166	-0,0048	-0,0118	-0,0043	0,0018	-0,0061
Rural	0,0149	-0,0050	0,0199	0,0338	0,0070	0,0268
1997						
Global	0,0385	0,0083	0,0302	0,0154	0,0039	0,0116
Urbano	0,0501	0,0096	0,0405	0,0394	0,0045	0,0349
Rural	0,0448	0,0084	0,0364	0,0542	0,0091	0,0452
Días de ocurrencia						
1994						
Global	-0,0296	0,0043	-0,0340	-0,0652	0,0048	-0,0700
Urbano	-0,0108	0,0069	-0,0176	-0,0352	0,0071	-0,0424
Rural	0,0381	0,0119	0,0262	-0,0051	0,0137	-0,0188
1997						
Global	0,0519	0,0279	0,0240	0,0249	0,0117	0,0131
Urbano	0,0416	0,0274	0,0141	0,0256	0,0120	0,0136
Rural	0,1086	0,0271	0,0816	0,0895	0,0173	0,0722

Fuente: ENNIV 1994, 1997.

Elaboración propia.

Los estimados en el cuadro 7.1 muestran tendencias bastante distintas entre 1994 y 1997. El valor de C para la tasa de ocurrencia de una enfermedad en 1994 es de -0,038, un valor que indica la existencia de desigualdades en morbilidad, en perjuicio de los grupos más pobres del Perú. Este valor es sustancialmente mayor a los obtenidos utilizando la tasa de inhabilitación y los días enfermo (-0,025 y -0,03), pero menor al obtenido con días inhabilitado (-0,065).

¿Son estos valores consistentes con los resultados de estudios previos realizados para otros países? El único caso que conocemos que utilizó morbilidad autorreportada en un país en desarrollo es el de Doolaeer y Wagstaff (1998), para Jamaica. Su estimado de C para el caso de la ocu-

rrencia de un evento de enfermedad es también negativo, pero mayor en valor absoluto (-0,049). En otras palabras, la distribución de los autorreportes de enfermedad es ligeramente más perjudicial para los pobres en Jamaica que en el Perú. Las diferencias más significativas, sin embargo, se dan en los estimados para las otras medidas que indican una mayor desigualdad en perjuicio de los más pobres en Jamaica. Los valores obtenidos por Doorslaer y Wagstaff para días de enfermedad, ocurrencia de inhabilitación y días inhabilitado en Jamaica son -0,146, -0,141 y -0,202, respectivamente. Lo más probable es que la explicación de una diferencia de tal magnitud esté vinculada a discrepancias en la forma en que se realiza la pregunta, antes que a una mayor desigualdad en salud entre el Perú y Jamaica.

Distinguiendo entre la población urbana y rural, los índices de concentración son menores en valor absoluto, e incluso cambian de signo en el caso de la población rural. Por ejemplo, el índice de concentración correspondiente a la ocurrencia de una enfermedad es de -0,0166 entre la población urbana, indicando que un componente importante de la desigualdad encontrada en el nivel de todo el Perú está asociado a las diferencias entre la población urbana y rural. Inclusive, entre la población rural, el índice de concentración es positivo, lo que indica un mayor reporte de enfermedades entre los más ricos de las áreas rurales. Este resultado sería consistente con la hipótesis que sostiene que la razón subyacente a la relativa equidad encontrada en la morbilidad autorreportada es la de los sesgos de subreporte entre los grupos menos educados. Lo mismo se puede decir al encontrar que el índice de concentración en el sector rural deja de ser negativo cuando la variable analizada es el número de días inhabilitado.

Lo más sorprendente es encontrar que los índices de concentración calculados para 1997 son todos positivos, lo que indicaría una desigualdad en perjuicio de los más favorecidos económicamente en la sociedad. En general, es difícil argumentar con estos datos en favor de una mejora en la equidad en el estado de salud de los individuos durante el periodo 1994-1997. Tal vez la explicación más adecuada gire en torno al efecto de las mejoras en infraestructura de salud sobre el autorreporte de morbilidad. Dow *et al.* (1997) documentan casos en los Estados Unidos de América e Indonesia, en donde las mejoras en infraestructura generan un deterioro de los indicadores subjetivos de salud, al mismo tiempo que una mejora en los indicadores más objetivos. Este probable efecto de las mejoras en los servicios de salud en el reporte de morbilidad es uno de los aspectos que se analizan en la siguiente sección.

2. Equidad en la utilización de los servicios ambulatorios de salud en el Perú¹⁴

La utilización de los servicios de salud por parte de los individuos depende de un conjunto de variables individuales y familiares (demanda) y de las características de la oferta. Un primer mecanismo a través del cual las características individuales y familiares afectan la utilización de servicios de salud es el de la identificación de un malestar o enfermedad. Tal como se detalló en la sección anterior, diversos estudios hablan de la relación creciente entre el nivel educativo del individuo y su reporte de morbilidad, dado un mismo nivel de salud. Una mayor información acerca de los síntomas de enfermedades, o una menor tolerancia a los malestares implícitos, explicarían esta tendencia.

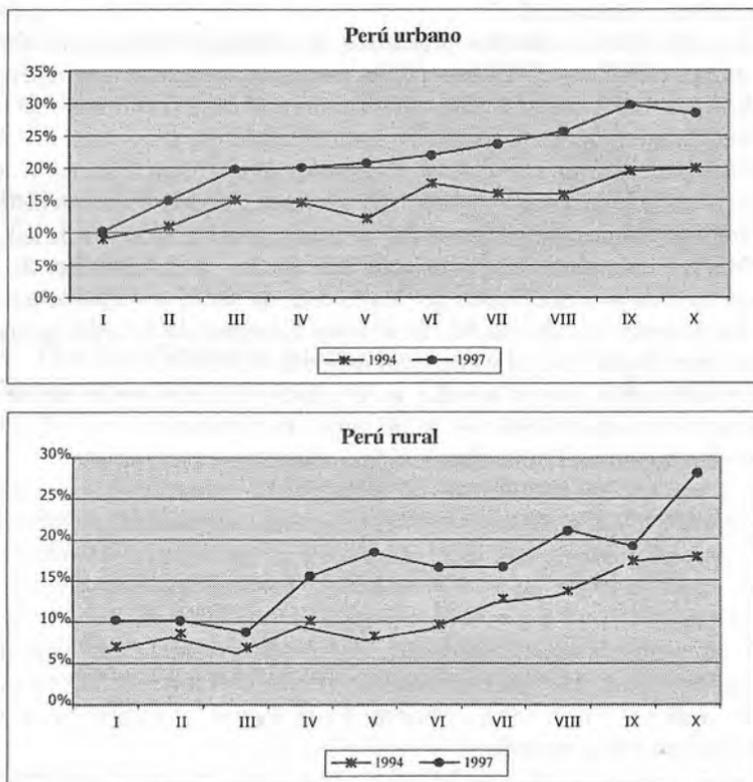
Sin embargo, otros estudios han reportado la existencia de una relación positiva entre la inversión pública en salud y el reporte de enfermedades, en ausencia de un impacto negativo en medidas objetivas del estado de salud de los individuos (por ejemplo, Dow *et al.* 1997). En el caso peruano, Murrugarra y Valdivia (1998a) encuentran una relación negativa y significativa entre el tiempo que demora en llegar al centro de salud y el reporte de una enfermedad. Esta relación, sin embargo, disminuye con el nivel de educación del individuo, y se revierte para aquellos individuos con secundaria completa o superior. Esta conexión con la educación, junto a la falta de significancia de esta relación cuando se utiliza la variable de días inhabilitado, apoya la hipótesis según la cual las mejoras en infraestructura tienden a aumentar el reporte de enfermedades en el caso del Perú. Pero veamos los patrones de acceso a servicios de salud por parte de la población peruana, a partir de la información de las ENNIV de 1994 y 1997.

El gráfico 7.5 muestra los patrones de utilización de consultas a lo largo de la distribución del gasto. A pesar de que los indicadores de enfermedad/inhabilitación no muestran diferencias a lo largo de la distribución del gasto, especialmente en 1994, la tasa de consulta sí presenta una clara tendencia creciente. Así, entre la población urbana, solo el 10% de los individuos más pobres (primer decil) atiende a una consulta médica. Esta proporción se eleva a 20% en el caso de los más favorecidos (décimo decil) en 1994 y hasta el 30% en 1997. En el caso de la población rural, las propor-

14. La literatura en economía de la salud distingue hoy entre acceso y utilización de los servicios de salud (ver, por ejemplo, Culyer y Wagstaff 1993). Sin embargo, en este documento usamos estos términos como sinónimos.

ciones son menores (6% para el primer decil en 1994), pero la tendencia es la misma.

Gráfico 7.5
Proporción de la población que accedió a consulta médica



Lo más importante es que se observa un aumento significativo en la utilización de los servicios médicos entre 1994 y 1997, tanto entre la población urbana como rural. Este resultado sería consistente con el énfasis mostrado por el MINSA en la mejora de la infraestructura y en la calidad de los servicios de salud en los lugares donde se concentran los más pobres del país.

Sin embargo, esta expansión no habría afectado a la población de manera uniforme. Una forma de mostrar este efecto es estimar nuevamente los índices de concentración para la utilización de los servicios médicos

en el Perú. La interpretación de este indicador es opuesta al caso de la morbilidad, debido a que en el caso de atención médica más es mejor. Así, una curva de concentración por encima (debajo) de la diagonal implica un índice de concentración C negativo (positivo) y supone un sesgo de la distribución de la atención médica en beneficio de los grupos menos (más) favorecidos de la sociedad.

El cuadro 7.2 muestra los resultados de estos indicadores para diferentes grupos de proveedores de servicios médicos, aunque se restringe a la variable de consulta médica. La primera columna toma como variable las consultas, independientemente de las características del proveedor. La segunda columna restringe la variable a aquellos que utilizaron los servicios médicos proporcionados por el MINSA. La tercera y cuarta columna distingue entre las consultas ofrecidas en los hospitales y centros/postas de salud del MINSA. Finalmente, la quinta columna analiza la distribución de la atención médica proporcionada por los centros de salud manejados a través de los Comités Locales de Administración Compartida (CLAS), la nueva estrategia de gestión que viene promoviendo el MINSA¹⁵.

Los estimados que se señalan en el cuadro 7.2 apoyan la hipótesis que propone que la inversión en salud tiende naturalmente a beneficiar a los grupos relativamente más favorecidos de las diferentes sociedades. Sin distinguir por tipo de proveedor, los índices de concentración estimados para 1994 y 1997 son positivos¹⁶. Más aun, esta desigualdad pro-ricos es más amplia en zonas rurales. Por ejemplo, en zonas urbanas, el índice de concentración estimado para 1994 es de 0,12 mientras que llega a 0,19 en zonas rurales.

Al comparar la evolución de esta distribución durante este período, observamos que el índice de concentración de la atención médica (consultas) aumentó a 0,15 en zonas urbanas; sin embargo, el cambio no sería significativo en zonas rurales.

15. Para mayor detalle acerca de la estructura de los CLAS y una evaluación preliminar, ver Cortez 1998.

16. Conceptualmente, es posible corregir estos indicadores de concentración tomando en cuenta las diferencias en la **necesidad** de atención médica entre los diferentes grupos de gasto, a semejanza de lo mostrado en el cuadro 1. Pero, precisamente considerando la ausencia de diferencias significativas en el cuadro 1, se decidió no complicar el análisis de esta sección con efectos poco significativos. El autor tiene los estimados correspondientes, los que están a disposición de los interesados.

Cuadro 7.2
Índice de concentración: utilización de servicios médicos (consultas)

Período	SISTEMA TOTAL	MINSAs	MINSAs Hospital	MINSAs Centros	MINSAs/CLAS Centros
1994					
Global	0,161	-0,039	0,031	-0,093	
Urbano	0,116	-0,097	-0,029	-0,163	
Rural	0,194	0,131	0,113	0,139	
1997					
Global	0,174	0,008	0,127	-0,064	-0,357
Urbano	0,145	-0,029	0,021	-0,067	-0,319
Rural	0,185	0,115	0,279	0,060	-0,074

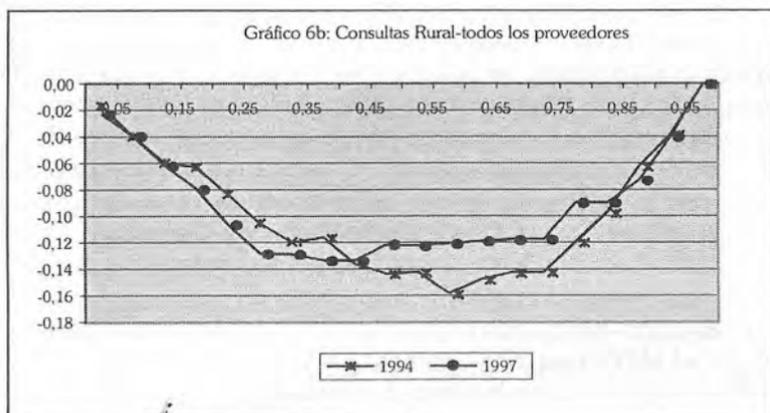
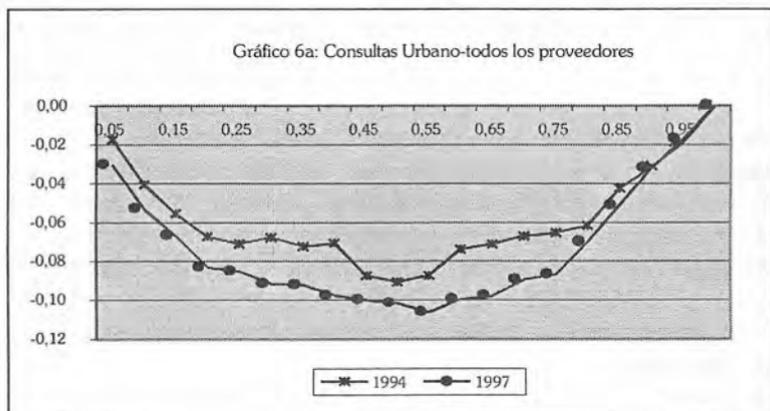
Fuente: ENNIV 1994, 1997.
 Elaboración propia.

El gráfico 7.6 ilustra las diferencias en desigualdad generadas en la utilización de servicios de salud entre 1994 y 1997. En lugar de graficar las curvas de concentración, se muestran las diferencias entre las respectivas curvas y la diagonal. Ello permite observar claramente las diferencias entre ambas distribuciones. En el gráfico 7.6a se muestra que la curva de 1994 para zonas urbanas domina a la de 1997 en términos de desigualdad, a pesar de que la distribución en este último año muestra un aumento de la utilización de servicios médicos en todos los deciles (ver gráfico 7.5a). La comparación de estas diferencias entre la población rural no muestra un dominio de una sobre la otra.

Analizando la evolución de la utilización de los servicios médicos ofrecidos por el MINSAs en 1994, vemos que la distribución de la atención médica es más bien pro-pobre en zonas urbanas ($C = -0.10 < 0$), aunque mantiene un sesgo pro-rico en zonas rurales ($C = 0.13 > 0$). Lo más importante, sin embargo, es que las mejoras en la infraestructura y la calidad de los servicios de salud implementados entre 1994-1997 habrían implicado un aumento de la utilización de los servicios, pero estas mejoras habrían favorecido en mayor medida a los relativamente más ricos del Perú. En zonas urbanas, por ejemplo, el índice de concentración se hace menos negativo bajando de $-0,10$ a $-0,03$. En zonas rurales, nuevamente, el índice cae ligeramente aunque no de manera significativa.

Un resultado interesante es que las diferencias en la utilización de los servicios ambulatorios de salud del MINSAs a lo largo de la distribución del

Gráfico 7.6
Diferencias en las curvas de concentración



ingreso (gasto) esconden diferencias en el impacto de diferentes tipos de infraestructura y calidad en los servicios. En particular, tanto el cuadro 7.2 como el gráfico 7.7 muestran que los servicios que se prestan en los centros de salud tendrían un mayor impacto positivo sobre la equidad en la utilización de los servicios. Los estimados del índice de concentración en el cuadro 7.2 muestran un valor de $C = -0,03$, ligeramente pro-pobre, para los hospitales MINSA en el caso de las zonas urbanas en 1994. En el caso de los centros de salud MINSA, este indicador alcanza un valor de $C = -0,16$.

Estas diferencias no llegan a ser tan significativas en el entorno rural para el mismo año. Los gráficos 7.7a al 7.7d confirman las mismas tendencias para el período 1997.

Es importante puntualizar que el impacto positivo de los centros de salud sobre la equidad en la utilización de los servicios ambulatorios de salud del MINSA se reduce en 1997, probablemente por un esfuerzo menos focalizado a la hora de asignar los recursos del sector. Otro aspecto digno de resaltar es la distribución fuertemente pro-pobre de los servicios que brindan los centros de salud manejados bajo el esquema de CLAS, especialmente en las áreas urbanas. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que la cobertura geográfica de los establecimientos CLAS es aún bastante limitada. En ese sentido, no es posible atribuir este resultado a una mejor gestión de este tipo de establecimientos, en cuanto puede estar relacionado con la ubicación geográfica de los pilotos.

En realidad, este último comentario expresa una de las principales limitaciones de este estudio. Para avanzar en la determinación del impacto del gasto público en la equidad en la utilización, es necesario incluir en el análisis la distribución geográfica de las mejoras en infraestructura que se han realizado en los últimos años. La disponibilidad de los Censos de Salud para 1992 y 1996 hacen posible incluir este tipo de análisis, el cual es parte de la agenda de investigación del autor.

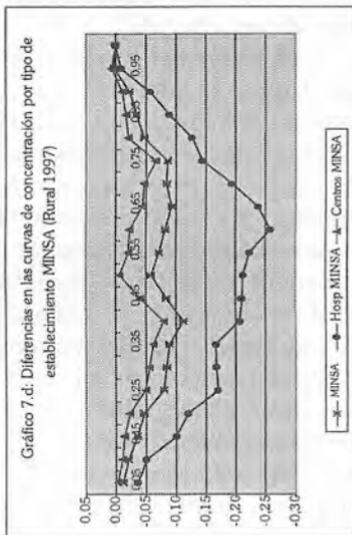
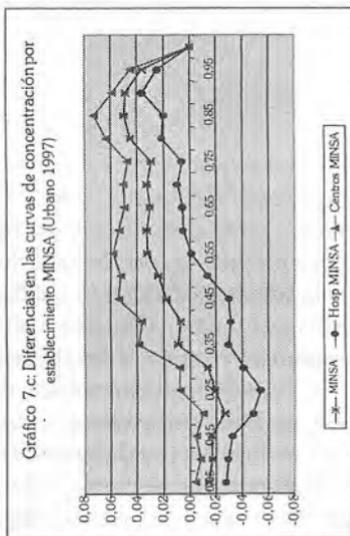
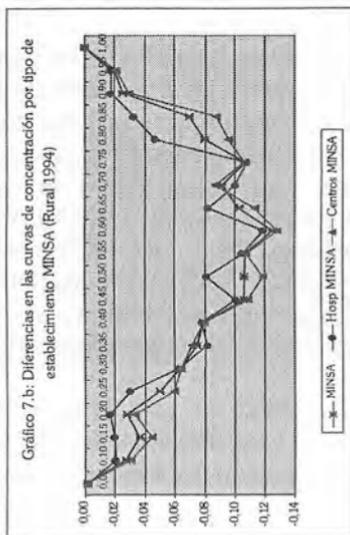
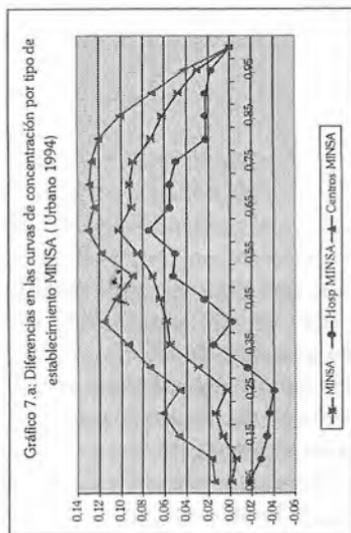
Conclusiones

La estabilidad macroeconómica y el crecimiento económico alcanzado durante el período 1994-1997 en el Perú permitieron un aumento significativo en el gasto social, y en especial, en el gasto en salud. En el caso del gasto público en salud, los esfuerzos se concentraron en el mejoramiento de la infraestructura y la calidad de los servicios de salud. Siendo loables estos esfuerzos, diversos estudios han venido planteando errores de focalización importantes de este gasto en salud.

Aunque comprensibles, dada las características de la variable salud que es más valorada a mayores niveles de ingreso, estos errores de focalización no pueden ser tolerados en el marco de una economía extremadamente pobre como la peruana, con vastos grupos sociales altamente vulnerables a las fluctuaciones cíclicas de las economías.

El estudio aquí presentado busca contribuir a la discusión acerca del impacto de las intervenciones de política del gobierno en la equidad del

Gráfico 7.7 Diferencias en las curvas de concentración por tipo de establecimiento MINSNA



estado de salud de los individuos y en la utilización de los servicios que él ofrece o financia. Para ello, se analizó la distribución de cuatro indicadores de morbilidad y de la utilización de los servicios médicos ambulatorios (consultas) a lo largo de la distribución del gasto en el Perú, así como su evolución durante el período de análisis, 1994-1997.

En cuanto a la evolución de la distribución de los indicadores de morbilidad, el principal resultado es que no se encontró una distribución particularmente pro-rica, como podría deducirse de otros indicadores de salud, tales como la mortalidad infantil. La relativa "igualdad" encontrada en los indicadores de morbilidad autorreportada no es interpretada en este documento como evidencia de una relativa igualdad en el estado de salud general de los individuos, sino más bien como resultado de los sesgos de reporte asociados al nivel de educación de los individuos. La literatura local e internacional proporciona amplia evidencia acerca de la importancia de este sesgo. En tal sentido, el aumento encontrado en los reportes de morbilidad durante el período de análisis correspondería al efecto positivo de las mejoras en infraestructura y en la calidad de los servicios del MINSA sobre la identificación de síntomas de enfermedades. Este efecto, sin embargo, habría tenido un sesgo pro-ricos.

Por otro lado, la revisión del impacto de las diferencias demográficas sobre la distribución de la morbilidad a lo largo de la distribución del gasto, sugiere que este componente no es particularmente importante en el caso peruano. Aunque las características demográficas de las familias difieren sustancialmente a lo largo de la distribución del gasto, sus efectos sobre la morbilidad de los miembros se compensan. Es decir, las familias de los deciles más pobres cuentan con más niños, pero las de los deciles más ricos tienen más ancianos. Los efectos no se compensan por el número de niños y ancianos, sino por las diferencias en morbilidad de dichos grupos, especialmente en cuanto al número de días enfermo o inhabilitado, que es sustancialmente más alto en el caso de los ancianos.

Los índices de concentración estimados para la utilización de servicios médicos ambulatorios, públicos y privados, en el Perú apoyan la hipótesis según la cual son los grupos más favorecidos, en términos de nivel de educación e ingresos, los que más se benefician de mejoras en el sector salud. Sin embargo, un análisis de la utilización de los servicios del MINSA, sugiere que hay espacio para una política mejor focalizada. Los estimados aquí presentados sugieren una clara ventaja de los servicios prestados por los centros de salud con respecto a los hospitales, en cuanto al impacto sobre su utilización por parte de los grupos más pobres.

Finalmente, los resultados de este estudio deben entenderse como un primer aporte al análisis del tema de equidad en salud en el Perú. Hay muchos otros aspectos que ya pueden ser analizados con la información disponible. Por ejemplo, puede utilizarse la información antropométrica para niños menores de 6 años para analizar las desigualdades en el estado de salud dentro de grupos demográficos. No debe perderse de vista, sin embargo, la necesidad de avanzar en la obtención de información antropométrica para adultos en el Perú. La disponibilidad de este indicador podría mejorar sustancialmente nuestro conocimiento acerca de la equidad en salud en el país. De otro lado, tal como se mencionó líneas arriba, el análisis aquí presentado también debería incorporar la información de infraestructura de salud disponible en los Censos de Salud de 1992 y 1996. La implementación de la reforma del sector salud exigen avanzar en este tipo de conocimiento.

Apéndice

Gráfico 7.8
Composición demográfica y gasto

Gráfico 7.8a Composición demográfica y gasto 1997: niños

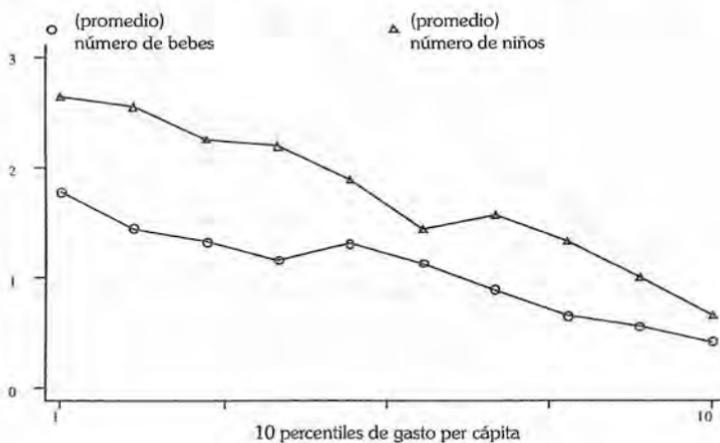


Gráfico 7.8b Composición demográfica y gasto 1997: adultos por género

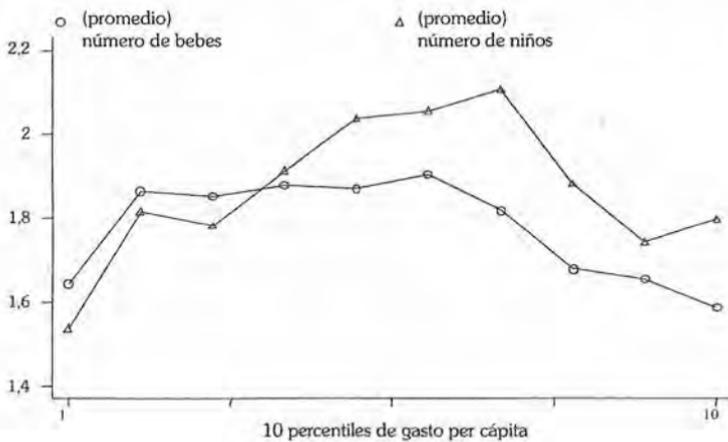


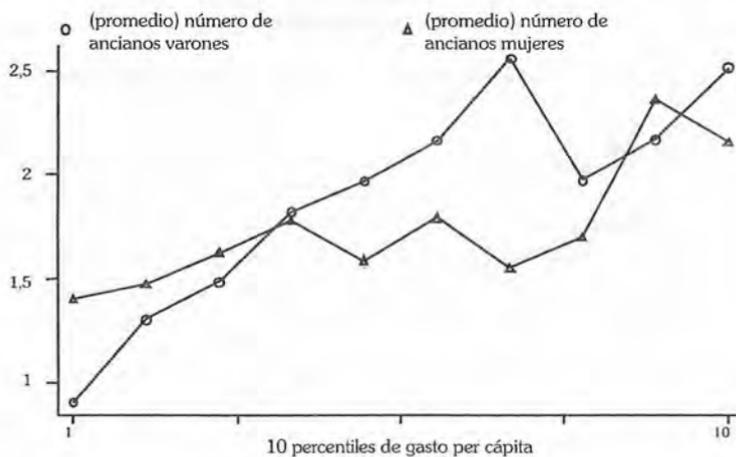
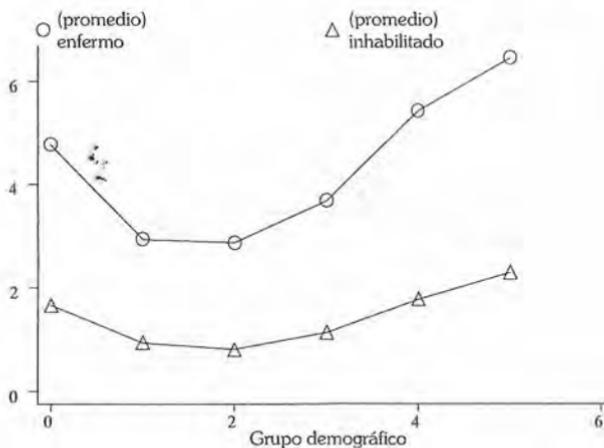
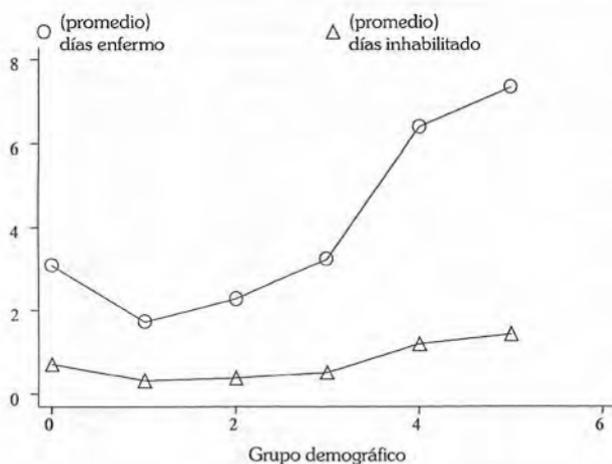
Gráfico 7.8c Composición demográfica y gasto 1997: ancianos por género**Gráfico 7.9
Tasas de enfermedad por grupo de edad-género****Gráfico 7.9a: Tasa enfermedad por grupo de edad-género - 1997**

Gráfico 7.9b: Días enfermo por grupo de edad-género 1997

Cuadro 7.3
Modelo probit enfermedad 1994
(t-estadístico entre paréntesis)

Modelo	Global	Urbano	Rural
# observaciones :	18.441	11.475	6.966
Intercepto	-0,917 (-30,23)	-0,994 (-25,92)	-0,780 (-15,63)
Niños 0 a 5	0,901 (-19,91)	0,949 (-15,74)	0,795 (-11,43)
Niñas 0 a 5	0,878 (-19,21)	0,892 (-14,64)	0,809 (-11,52)
Niños 6 a 14	0,300 (-7,21)	0,288 (-5,36)	0,287 (-4,32)
Niñas 6 a 14	0,335 (-8,09)	0,336 (-6,22)	0,291 (-4,47)
Adultos 16 a 30 (mujeres)	0,209 (-5,12)	0,222 (-4,36)	0,199 (-2,91)
Adultos 31 a 45 (varones)	0,246 (-5,31)	0,22 (-3,71)	0,276 (-3,67)
Adultos 31 a 45 (mujeres)	0,401 (-8,99)	0,429 (-7,76)	0,365 (-4,82)
Adultos 46 a 60 (varones)	0,397 (-7,51)	0,391 (-5,82)	0,398 (-4,62)
Adultos 46 a 60 (mujeres)	0,732 (-14,58)	0,718 (-11,42)	0,762 (-9,08)
Adultos > 60 (varones)	0,614 (-10,5)	0,591 (-8,02)	0,658 (-6,76)
Adultos > 60 (mujeres)	0,798 (-13,84)	0,824 (-11,6)	0,768 (-7,72)
R cuadrado	0,037	0,038	0,033

Nota: el grupo de referencia es el de adultos varones entre 16 y 30 años.

Cuadro 7.4
Modelo probit inhabilitación 1994
(t-estadístico entre paréntesis)

Modelo :	Global	Urbano	Rural
# observaciones :	18.471	11.496	6.975
Intercepto	-1,551 (-37,67)	-1,659 (-30,55)	-1,382 (-21,56)
Niños 0 a 5	0,635 (-11,17)	0,739 (-9,61)	0,470 (-5,49)
Niñas 0 a 5	0,585 (-10,11)	0,672 (-8,57)	0,437 (-5,04)
Niños 6 a 14	0,208 (-3,74)	0,279 (-3,80)	0,090 (-1,05)
Niñas 6 a 14	0,195 (-3,51)	0,260 (-3,49)	0,078 (-0,92)
Adultos 16 a 30 (mujeres)	0,178 (-3,28)	0,242 (-3,45)	0,094 (-1,08)
Adultos 31 a 45 (varones)	0,169 (-2,72)	0,140 (-1,68)	0,192 (-202)
Adultos 31 a 45 (mujeres)	0,355 (-6,13)	0,460 (-6,27)	0,191 (-1,98)
Adultos 46 a 60 (varones)	0,270 (-3,88)	0,284 (-3,1)	0,242 (-2,24)
Adultos 46 a 60 (mujeres)	0,575 (-9,16)	0,630 (-7,8)	0,498 (-4,93)
Adultos > 60 (varones)	0,596 (-8,35)	0,588 (-6,32)	0,614 (-5,43)
Adultos > 60 (mujeres)	0,749 (-10,92)	0,840 (-9,76)	0,612 (-5,31)
R cuadrado	0,025	0,031	0,020

Nota: el grupo de referencia es el de adultos varones entre 16 y 30 años.

Cuadro 7.5
Descripción de las variables 1994

Variable	Símbolo	Urbano		Rural	
		Media	DE	Media	DE
<i>Dummy enfermedad</i>		0,28	0,45	0,36	0,48
<i>Dummy inhabilitación</i>		0,10	0,30	0,13	0,33
<i>Grupos de edad y género</i>					
Niños 0 a 5	mbaby	0,06	0,24	0,10	0,29
Niñas 0 a 5	fbaby	0,06	0,24	0,09	0,29
Niños 6 a 14	mkid	0,12	0,32	0,13	0,33
Niñas 6 a 14	fkid	0,11	0,31	0,14	0,35
Adultos 16 a 30 (varones)	myoug1	0,13	0,34	0,11	0,32
Adultos 16 a 30 (mujeres)	fyoug1	0,15	0,36	0,12	0,32
Adultos 31 a 45 (varones)	myoug2	0,08	0,28	0,08	0,27
Adultos 31 a 45 (mujeres)	fyoug2	0,10	0,30	0,07	0,26
Adultos 46 a 60 (varones)	fold1	0,05	0,22	0,05	0,21
Adultos 46 a 60 (mujeres)	fold1	0,06	0,23	0,05	0,22
Adultos > 60 (varones)	fold2	0,04	0,19	0,03	0,18
Adultos > 60 (mujeres)	fold2	0,04	0,19	0,03	0,17

Bibliografía

- Banco Mundial (1993). *Investing in Health: The 1993 World Development Report*. New York: Oxford University Press.
- (1998a). *Perú: Improving Health Care Financing for the Poor*. Human Development Department, Latin America and the Caribbean Region. Manuscrito.
- (1998b). *Peru: Poverty Comparisons*. Country Department 6, Latin America and the Caribbean Region. Manuscrito.
- Birdsall, Nancy y Robert Hecht (1995). *Swimming against the Tide: Strategies for Improving Equity in Health*. IADB, Washington D.C., (Working Paper Series 305).
- Cortez, Rafael (1998). *Equidad y calidad de los servicios de salud: el caso de los CLAS*. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, (Documento de Trabajo 33).
- Culyer, A. J. y Adam Wagstaff (1993). "Equity and Equality in Health and Health Care", en *Journal of Health Economics*. Vol. 12, pp. 431-57.
- Doorslaer, Eddy Van y Adam Wagstaff (1998). *Inequalities in Health: Methods and Results for Jamaica*. Washington D.C.: World Bank, Latin America and the Caribbean Region Human Development Sector.
- (1997). *Equity in the Finance and Delivery of Health Care: A Review of the Equity Project Findings*. Washington D.C.: World Bank, Latin America and the Caribbean Region Human Development Sector.
- Dow, W.; P. Gertler, R.-F. Schoeni, J. Strauss y D. Thomas (1997). *Health Care Prices, Health and Labor Outcomes: Experimental Evidence*. Labor and Population Program, RAND Corporation.
- Escobal, Javier; Jaime Saavedra y Máximo Torero (1998). *Los activos de los pobres en el Perú*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo, (Documento de Trabajo 26).
- Grosh, M. (1994). *Administering Targeted Social Programs in Latin America: From Platitudes to Practice*. Washington D.C.: Banco Mundial.
- Murrugarra, Edmundo y Martín Valdivia (1998a). *Self-Reported Morbidity and the Returns to Health for Peruvian Urban Males: Illness vs. Disability*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo. Manuscrito.
- (1998b). *The Returns to Health for Peruvian Urban Adults: Differentials across Genders, the Life-Cycle and the Wage Distribution*. Documento de Trabajo, Red de Centros del BID. Por publicarse.
- Rothman, K. (1986). *Modern Epidemiology*. Boston: Little Brown & Co.
- Saavedra, Jaime y Martín Valdivia (1999). *Comportamiento de los hogares peruanos a lo largo del ciclo de vida*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo. Manuscrito.

- 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*. Vol. 53, No. 2, pp. 251-86.
- Strauss, John y Duncan Thomas (1998). "Health, Nutrition and Economic Development", en *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXVI, pp. 766-817.
- 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.
- Watkins, Kevin (1997). *Cost-Recovery and Equity in the Health Sector: Issues for Developing Countries*. Documento preparado por el proyecto WIDER sobre provisión y financiamiento de bienes públicos en países en desarrollo.