
Inequidades Socioeconómicas en el Uso de Servicios Sanitarios del Adulto Mayor Montevideano

Ana Balsa*

Daniel Ferrés*

Máximo Rossi*

Patricia Triunfo*

Resumen

Se analiza el grado de inequidad socioeconómica en el uso de servicios médicos de la población adulta mayor montevideana en base a los datos de la encuesta SABE del año 1999 y 2000. Se encuentra inequidad horizontal a favor de los de mayor nivel socioeconómico en la calidad de acceso a la consulta (tiempo en llegar y tiempo en ser atendido), en la probabilidad de haber tenido consultas en los últimos 4 y 12 meses, y en el uso de servicios preventivos (mamografías, Papanicolau y exámenes de próstata). Del análisis con variables instrumentales, se deduce que las inequidades se subestimarían en el caso de no corregir por endogeneidad.

Abstract

This study uses data from the 1999-2000 SABE survey to analyze socioeconomic inequities in health-care access, utilization, and quality, for a sample of elderly individuals from Montevideo, Uruguay. We find horizontal inequity favoring the rich in the quality of access to medical visits (lower time spent travelling to the office and waiting in the office), in the probability of medical visits in the past 4 and 12 months, and in the use of preventive services (mammographies, pap scans, and prostate exams). The instrumental variables analysis suggests that inequities are probably underestimated when endogeneity is not taken into consideration.

Palabras clave: inequidad en salud, índices de concentración, adulto mayor **JEL codes:** I100, I180, I190

* Ana Balsa, University of Miami. Daniel Ferrés, Universidad de Montevideo. Máximo Rossi y Patricia Triunfo, Universidad de la República. Artículo reimpresso con autorización de Estudios Económicos, El Colegio de México.

1. Introducción

El concepto de equidad abarca diversas dimensiones que van desde el asegurar estándares mínimos de cuidados en salud, el garantizar que los cuidados médicos se financien de acuerdo a la disponibilidad de pago y que su entrega esté organizada de tal manera que todos gocen del mismo acceso, hasta que la asignación de los cuidados esté hecha en base a la necesidad (Culyer y Newhouse, 2003). Específicamente, desde el punto de vista de la prestación de cuidados médicos, se habla de equidad horizontal cuando individuos con las mismas necesidades reciben tratamientos similares, independientemente de su nivel socioeconómico, implicando igualdad de acceso, de capacidad de uso y de calidad (Whitehead, 1990).

El análisis de la distribución de los servicios de salud entre los diferentes estratos socioeconómicos de la población, así como su descomposición por causas determinantes, son importantes para identificar las fuentes de dichas inequidades y formular recomendaciones de política que mejoren la situación de aquellos que menos se benefician de los sistemas sanitarios.

Para América Latina existen dos antecedentes empíricos que, utilizando las Encuesta de Salud, Bienestar y Envejecimiento realizada por la Organización Mundial de la Salud en acuerdo con instituciones locales (SABE/OPS/OMS, 2001), encuentran inequidad en salud y en el uso de servicios médicos en todas las ciudades latinoamericanas consideradas (Noronha y Viegas, 2005; Wallace y Gutierrez, 2005). Dichos estudios, sin embargo, no utilizan el ingreso como indicador socioeconómico del hogar, por presentar alto número de no respuestas en la encuesta, no consideran los problemas de endogeneidad y/u omisión de variables subyacentes a este tipo de estudios, ni miden en forma estricta la inequidad.

El objetivo de este trabajo es analizar el grado de inequidad socioeconómica en el uso de servicios médicos de la población adulta mayor montevideana en base a los datos de la encuesta SABE. A estos efectos se imputa el ingreso equivalente del hogar a través de la utilización de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE). A su vez, se consideran una amplia serie de indicadores de acceso, calidad y uso de servicios de salud, intentando reducir los sesgos de estimación ocasionados por la medición contemporánea de las variables de morbilidad y de uso de servicios de salud, así como corregir la endogeneidad entre ingreso y salud con variables instrumentales.

La ausencia de indicadores de acceso y uso de servicios de salud en la encuesta de hogares no permite realizar un análisis para la población general. Sin embargo, hay que tener en cuenta que los adultos mayores constituyen un tipo de usuario que usa intensivamente el sistema de salud, por lo que las inequidades detectadas en esta población seguramente informen sobre las inequidades en el sistema de salud en general. Por otra parte, Uruguay se está enfrentando, al igual que muchos países desarrollados, a un creciente envejecimiento de su población (por menores tasas de natalidad y mayor esperanza de vida), a la vez que la tasa de crecimiento de la población es mayor en los estratos más pobres. En otras palabras, podría verse enfrentado al problema de un perfil etéreo más envejecido y potencialmente más pobre. El análisis de la distribución de los servicios de salud por nivel socioeconómico resulta clave a la hora de proyectar las demandas que va a enfrentar el sistema sanitario, así como para identificar las carencias que sufren algunos sectores de la población.

A su vez, por la estructura del sistema sanitario uruguayo, también es importante analizar si existen diferencias entre la cobertura pública y la privada. El sistema de salud uruguayo está compuesto por los dos subsistemas, donde el sector público provee servicios gratuitos a través de sanatorios y policlínicas del Ministerio de Salud Pública, de las fuerzas armadas y del Banco de Seguros del Estado, cubriendo aproximadamente al 48% de la población; y el resto es cubierto por el sector privado a través de las Instituciones de Asistencia Médica Colectivas (IAMC). Estas últimas constituyen un seguro de prepago de salud, a través del cual la institución se compromete a brindar un conjunto de servicios a sus afiliados por parte de un cuerpo médico propio o contratado, en instalaciones propias o contratadas. Los trabajadores tienen derecho al servicio que prestan estas instituciones a través del pago



de la cuota que realiza la Seguridad Social (DISSE hasta 2007, FONASA a partir de 2008). Las IAMC han existido desde 1853 y han estado fuertemente reguladas a partir de 1983 por los Ministerios de Salud Pública, Economía y Trabajo. Actualmente, el Uruguay se encuentra en un proceso de reforma del sector salud, en el cual se pretende extender el Sistema Social de Salud a toda la población. En este marco, los resultados de este trabajo brindarán insumos para los tomadores de decisiones.

2. Literatura previa

El estudio de la equidad en salud y en el acceso a los cuidados médicos se ha enriquecido por los aportes de diversas disciplinas, definiéndose básicamente dos formas de equidad: horizontal (igual tratamiento ante necesidades equivalentes) y vertical (tratamientos diferentes ante necesidades desiguales). En general, la literatura ha estudiado con mayor énfasis el primer tipo de equidad en países desarrollados, focalizando en el acceso, utilización y financiamiento de los servicios de salud (Culyer y Newhouse, 2003; Macinko y Starfield, 2002).

van Doorslaer et al (1992; 2004; 2006) han examinado la igualdad en el acceso a las visitas médicas para países de la OCDE, a través de la estimación de índices de concentración en el uso de los cuidados estandarizado por necesidad. Utilizando los datos de la tercera ola de la *European Community Household Panel* para 1996, encuentran que los grupos de menores ingresos son más propensos a realizar visitas al médico general (visitas primarias y segundas visitas indicadas por el profesional). Luego de controlar por la desigual distribución de la necesidad de atención, dichos autores rechazan la inequidad horizontal en siete de los doce países europeos considerados. Los resultados difieren para el caso de las subsiguientes visitas indicadas por el médico, encontrando en ocho países evidencia a favor de inequidad favoreciendo a los grupos más pobres. En cuanto a las visitas a especialistas, encuentran inequidad en favor de los grupos de mayores ingresos. Al utilizar datos para el año 2000, encuentran ciertos cambios especialmente para Reino Unido, el cual pasa de ser pro rico a tener una distribución pro pobre de las visitas. A pesar que se observa un patrón divergente por país, el cual depende fundamentalmente del sistema de cobertura, en todos los países las distribuciones relativas muestran una tendencia a favorecer a los grupos de menores ingresos. No obstante la distribución de necesidades estandarizadas tiende a favorecer a los más ricos en la mitad de los países, tanto por tener mayor probabilidad de realizar una visita médica como por el número total de visitas a realizar. El mayor grado de inequidad se encuentra en Estados Unidos y México, dos países sin cobertura universal de la población, seguido por Finlandia, Portugal y Suecia. En cuanto a visitas a especialistas los ricos tienen mayor probabilidad a ver a un especialista que los pobres y en muchos países más frecuentemente. La mayor desigualdad se encuentra en Portugal, Finlandia, Irlanda e Italia, donde los seguros privados juegan un rol en el acceso a este tipo de cuidado médico.

En un estudio para Suiza que abarca cuatro años (1982, 1992, 1997 y 2002), Leu y Shellhorn (2006) encuentran que existe inequidad en el acceso a la primera visita médica favoreciendo a los más ricos, no así en las subsiguientes consultas indicadas por el

Para España, García Gómez y López (2007) afirman que la implementación del Sistema Nacional de Salud de España mejoró la equidad en el acceso a los servicios de salud (visita a doctores, hospitalización y servicios de emergencia), en particular si se la considera en relación al ingreso, aunque se observa que se han intensificado las diferencias al tomar en cuenta variables de no necesidad como la contratación de seguros privados de salud.

Centrándonos en América Latina, el proyecto EquiLAC del Banco Mundial y el *IHEP Project* del PAHO/UNDP, utilizando la misma estructura analítica de los estudios comparativos que se hicieron en el marco del ECuity Project para países de la Unión Europea, analizan la inequidad en los sistemas de salud para Brasil, Ecuador, Jamaica, Guatemala, Perú y México (Suárez-Berenguela, 2000). Estos estudios encuentran, excepto para Jamaica, desigualdades significativas en el estado de salud, con un sesgo pro rico, cualquiera sea la variable utilizada para medir la desigualdad, auto-percepción, síntomas de enfermedad o accidente, o enfermedades crónicas. Al analizar las desigualdades en el acceso

a servicios de salud, encuentran que las correspondientes a los cuidados preventivos son mucho más pronunciadas que la de los cuidados curativos, especialmente para Brasil, Ecuador y México. Jamaica y Perú aparecen como los dos países con mayores inequidades en cuidados curativos. A su vez, estas desigualdades en el acceso son más pronunciadas que las encontradas en el estado de salud, no así respecto a la inequidad en términos del ingreso, por lo que la política de entrega de cuidados médicos públicos estaría contrarrestando las inequidades socioeconómicas. Los gastos privados, que son la principal fuente de financiamiento de los sistemas nacionales de salud de estos países, son progresivos; mientras que el financiamiento del sistema público de salud es regresivo en México, Jamaica, Ecuador y Guatemala.

Para Argentina, Bertranou (1993, 1998 y 1999) y De Santis y Herrero (2006), exploran la utilización de los servicios de salud, encontrando desigualdades para la población de 18 años y más. De hecho, la probabilidad de consultar a los profesionales de la salud depende positivamente del ingreso *per cápita* familiar, de residir en las regiones más desarrolladas del país, de poseer cobertura de salud y del nivel de la educación del individuo y disminuye con el grado de hacinamiento del hogar. A su vez, las variables de no necesidad son las que aportan la mayor fuente de desigualdad.

En Uruguay, existe un único antecedente, en el cual se ha analizado la desigualdad pero desde el punto de vista de la distribución de la salud (Juri y Cuadrado, 2003). A partir de la utilización de las ECH para 1991, 1995 y 2000, con la salud medida como el autoreporte de morbilidad¹, encuentran que la enfermedad está concentrada en los grupos más ricos de la población. Los resultados pueden estar sesgados por la especificación de la pregunta de las ECH, dado que no se diferencian tipos de enfermedad ni gravedad, pudiendo existir umbrales diferentes según características observables (educación, ingreso, etc.) o inobservables de los individuos (conductas hipocondríacas, estilos de vida, etc.). Los autores reconocen que estos resultados difieren de los encontrados para otros países que utilizan también el modelo subjetivo. A su vez, encuentran que parte de la desigualdad se debe a la edad y al sexo del individuo. Respecto a la cobertura, los afiliados a instituciones de asistencia médica colectiva (cobertura privada) son los que en promedio se enfermaron más y requirieron más asistencia institucional. El índice de concentración de cobertura y de asistencia muestra una desigualdad en contra de los grupos más pobres.

Centrándonos en el adulto mayor, Noronha y Viegas (2005), estudian la existencia de inequidad en salud y en el uso de servicios médicos (servicios ambulatorios y servicios de internación) en seis ciudades latinoamericanas –incluida Montevideo–, utilizando como aproximación al nivel socioeconómico la educación del individuo. En base a la encuesta SABE, los autores estiman modelos *probits* ordenados usando como variables dependientes indicadores del estado de salud (en base al autoreporte) y del uso de servicios sanitarios. Los resultados sugieren desigualdades en el estado de salud (favoreciendo a los más ricos) en todas las ciudades analizadas, pero sólo identifican desigualdades en el uso de servicios de salud para Santiago, Ciudad de México y San Pablo. No encuentran en cambio que el uso de servicios de salud en Montevideo esté afectado por el nivel educativo de los potenciales usuarios.

Por su parte, Wallace y Gutiérrez (2005), utilizando también la encuesta SABE para cuatro ciudades latinoamericanas, analizan la inequidad en la probabilidad de usar consultas médicas y en la calidad de acceso a las consultas. Como indicadores del nivel socioeconómico se basan en los niveles de educación del hogar y en un índice de riqueza computado en base a bienes duraderos disponibles en el hogar. Encuentran que en Montevideo, Santiago de Chile y México la población adulta en el quintil más bajo de riqueza y con menor educación es menos propensa a realizar consultas médicas. La relación entre riqueza y consultas se reduce en forma importante al controlar por el tipo de seguro de salud.

1. La pregunta realizada en la ECH hasta el año 2000 fue: “¿En los últimos doce meses se sintió enfermo(a) y requirió asistencia médica de algún tipo?” 1. No se sintió enfermo(a); 2. Se sintió enfermo(a), pero no requirió asistencia médica; 3. Se sintió enfermo(a) y requirió asistencia médica en institución; 4. Se sintió enfermo(a) y requirió asistencia médica particular.

3. Datos

El trabajo utiliza la encuesta realizada en el marco del proyecto Salud, Bienestar y Envejecimiento (SABE) en 1999 y 2000 en Montevideo (Uruguay), por la Organización Panamericana de la Salud en asociación con el Ministerio de Salud Pública (SABE, OPS/OMS, 2001). El proyecto SABE fue diseñado para investigar las condiciones de salud de los adultos mayores en zonas urbanas de siete países de América Latina y el Caribe: Bridgetown (Barbados), Buenos Aires (Argentina), La Habana (Cuba), Ciudad de México (DF, México), Montevideo (Uruguay), Santiago de Chile (Chile), y San Pablo (Brasil). El universo de estudio fue la población mayor de 60 años residentes en hogares privados. Las muestras se elaboraron por el método clásico de muestreo de etapas múltiples por conglomerados, con estratificación de las unidades en los niveles más altos de agregación. El cuestionario se diseñó de tal manera que aportara información comparable entre los países seleccionados, dividiéndose en varios módulos, a saber: características demográficas, características socioeconómicas de la persona, pertenencia al hogar y características de la vivienda, autoevaluación de la salud y enfermedades crónicas, uso y acceso a los servicios de salud, medicamentos, cognición y depresión, evaluación nutricional, actividades básicas de la vida diaria (ABVD) y actividades instrumentales de la vida diaria (AIVD), antecedentes laborales e ingresos, propiedad y activos, transferencias familiares e institucionales. Dicho cuestionario es uno de los dos componentes del protocolo para reunir información. El segundo consistió en medidas antropométricas tomadas directamente por el encuestador (peso, estatura, y altura de la rodilla entre otras), así como la aplicación de algunas pruebas sencillas para evaluar el estado funcional (sostenerse en un solo pie, agacharse, etc.).²

La amplia variedad de indicadores de morbilidad y de uso de servicios de salud recogidos por la encuesta SABE hacen de la misma una excelente base de datos para analizar cómo se asignan los recursos en el mercado de la salud, y en particular para detectar aquellas áreas donde existen inequidades importantes en el uso, la calidad o el acceso a los servicios.

Para el presente trabajo se seleccionaron tres categorías de indicadores de uso y acceso a los servicios de salud: (i) indicadores de uso de servicios médicos en general; (ii) indicadores de uso de servicios de salud preventiva; e (iii) indicadores de la calidad de acceso a servicios médicos.

Como indicadores de uso de los servicios médicos en general se especificaron variables binarias que toman el valor uno si el individuo realizó una consulta cuando se sintió enfermo durante los últimos 12 meses (ó 4 meses), si estuvo internado en los últimos 4 meses, si le indicaron en la consulta realizada radiografías, exámenes de laboratorio o diagnóstico, y si le recetaron durante la consulta algún medicamento.³

Se construyeron además indicadores específicos del uso de servicios de salud preventiva. En el caso de las mujeres, se trabajó con tres indicadores binarios que toman respectivamente el valor uno si la encuestada estuvo sometida a un examen clínico de mamas, a una mamografía o a un Papanicolau (PAP) en los últimos dos años. En el caso de los hombres, se construyó un indicador binario con valor uno si el individuo reportó haber tenido un examen de próstata en los últimos dos años.

A efectos de aproximar la calidad y prontitud de acceso a los cuidados médicos, se crearon variables dicotómicas que toman el valor uno si el individuo demoró menos de siete días entre solicitar el turno y ser atendido, si demoró menos de 30 minutos en llegar al lugar donde recibió la consulta, y si demoró menos de 30 minutos en ser atendido una vez que llegó.⁴

Uno de los problemas de la SABE es que presenta un gran número de no respuestas a las preguntas que intentan medir el ingreso del hogar. Trabajos anteriores utilizan el nivel de educación (Noronha y Viegas, 2005) o un índice de bienes duraderos del hogar (Wallace, 2005) como aproximaciones al nivel socioeconómico del individuo.

2. Por más información ver: <http://www.ssc.wisc.edu/sabe/home.html>.

3. Las variables indicativas de radiografías, exámenes de laboratorio o diagnóstico y receta de medicamentos, fueron estudiadas únicamente para la submuestra de individuos que tuvo una consulta.

4. Estas variables fueron relevadas en forma continua en la SABE, sin embargo al igual que para el resto de las variables de uso de servicios se definen indicadores dicotómicos en base a la distribución de cada variable. En este sentido, los puntos de corte son: 7 días para el tiempo de espera (donde acumula el 80% de la muestra), 30 minutos para el tiempo en llegar a la consulta (acumula el 86%) y 30 minutos para el tiempo en ser atendido (acumula el 90%).

En este trabajo se opta por imputar el ingreso a través de las ECH de los años 1999 y 2000, para las cuales se seleccionó el mismo cohorte etario que la SABE. Por lo tanto, a partir de los datos de la ECH, en una primera etapa se estima el ingreso del hogar (en logaritmos) considerando una serie de variables correlacionadas con el nivel socioeconómico y que fueran replicables en la encuesta SABE, como ser indicadores de educación, tipo de ocupación, tipo de vivienda, disponibilidad de bienes duraderos, composición del hogar y fuentes de ingreso. Para imputar el ingreso se estimaron regresiones independientes por sexo ($R^2=0.67$ para hombres y $R^2=0.65$ para mujeres⁵) y se utilizaron los coeficientes de estas regresiones para calcular el ingreso del hogar del entrevistado en la SABE. Este ingreso se transformó en ingreso equivalente a través de la aplicación de la escala de equivalencia de la OCDE.⁶ La variable resultante puede ser interpretada como un índice del nivel socioeconómico del individuo, donde se ponderan diferentes indicadores socioeconómicos con el peso que los mismos tienen en el ingreso (ver Anexo).⁷

Por otra parte, se construyeron variables indicativas de las necesidades de cada individuo por servicios médicos, así como otras variables determinantes de la demanda no directamente asociadas a la morbilidad del individuo. Recordemos que el concepto de equidad horizontal exige que individuos con las mismas necesidades de cuidados médicos tengan acceso, tratamientos y calidad de servicio similares. Para evaluar si existe equidad horizontal es preciso identificar aquellas variables que definen el estado de necesidad por cuidados médicos de un individuo (su estado de morbilidad), y que indirectamente, determinan el nivel de recursos sanitarios que el individuo debería estar recibiendo, independientemente de determinantes socioeconómicos.

La necesidad del individuo por cuidados médicos, o su estado de salud, suele ser medido a través de indicadores subjetivos como el autoreporte del estado general, u objetivos, como la mortalidad, diagnósticos médicos, etc. Frente a los primeros, las críticas habituales son que los individuos responden acerca de juicios subjetivos, los cuales no tienen por qué ser enteramente comparables, dando lugar a errores de medida; y en segundo lugar, las respuestas pueden no ser independientes de otras características del individuo, resultando en problemas de endogeneidad o simultaneidad (Bound, 1991). A raíz de estos problemas, muchos autores argumentan a favor del uso de aproximaciones objetivas, pero lo elevado de los costos de relevamiento limita su aplicación. A pesar de lo anterior, la literatura ha encontrado que los indicadores de autoreporte subjetivo son buenos predictores de medidas objetivas como la mortalidad, logrando que en ellas el individuo sintetice una cantidad mayor de información sobre su salud general y discapacidades que la que puede ser capturada con los índices más objetivos y específicos. De hecho, la severidad de ciertas condiciones médicas no puede ser medida mediante ningún indicador objetivo de salud (Mossey y Shapiro, 1982; Idler y Benyamini, 1997). En cuanto a los indicadores de necesidad basados en el diagnóstico médico, los mismos están determinados por el uso previo de servicios. La falta de acceso a servicios podría dar lugar a que individuos con morbilidad crónica reporten que no tienen la enfermedad, simplemente porque nadie se las ha diagnosticado.

En la encuesta SABE, se recoge la autopercepción del estado general a través de la pregunta: "¿Diría Ud. que su salud es excelente, muy buena, buena, regular o mala?". Las enfermedades crónicas son detectadas a partir de la contestación a la pregunta: "¿Alguna vez un doctor o enfermera le ha dicho si tiene alguna de estas condiciones: hipertensión, diabetes, cáncer, enfermedades del corazón, enfermedades del pulmón, infarto cerebral, artritis, osteoporosis, problemas psíquicos?". Además, se consideran otras variables de necesidad que incluyen limitaciones básicas e instrumentales de la vida diaria⁸, el índice de masa corporal⁹ y un indicador de pérdida de peso en los últimos 12 meses. Por último, se incluyen dentro de las variables de necesidad la edad y el sexo del individuo. Estas varia-

5. En este tipo de estimaciones importa el ajuste agregado y no los coeficientes de las distintas variables, por lo cual no es relevante la multicolinealidad existente entre las mismas.

6. Ingreso equivalente = $\text{Ingreso del hogar} / (1 + \text{Otros integrantes adultos} * 0,7 + \text{integrantes menores de 18} * 0,5)$

7. El ingreso es una variable que permite agregar diferentes atributos del nivel socioeconómico del individuo en una única medida. Otros estudios de equidad realizados con la encuesta SABE (Wallace y Gutiérrez 2005), Noronha y Viega 2005) han utilizado aproximaciones parciales del nivel socioeconómico como los activos duraderos del hogar o la educación del jefe del hogar. Estas variables, aunque correlacionadas con el poder de compra del hogar, no indican necesariamente el potencial acceso del encuestado a una determinada cantidad y calidad de servicios. El agregado de diferentes indicadores del nivel socioeconómico en una única variable ofrece una mejor aproximación a la capacidad de compra del hogar. En el caso de usar sólo un índice de bienes duraderos para estimar el ingreso del hogar (como en el trabajo de Wallace et al., 2004), el ajuste agregado es de $R^2=0.45$.

bles no son indicadores directos del estado de morbilidad, pero incorporan en gran medida factores biológicos asociados a la demanda por servicios médicos que son relativamente independientes del accionar del individuo.

A su vez, el análisis considera otras variables de control que si bien influyen en la demanda por servicios sanitarios, no justifican una mayor asignación de recursos a quienes disponen de ellas en mayor medida. Entre éstas figuran la cobertura médica y variables de comportamiento tales como el consumo de alcohol, la vida sedentaria, el consumo de tabaco y los hábitos alimenticios. Siguiendo la literatura, nos referimos a estas variables como de “no necesidad”. Si bien el consumo de sustancias u otras prácticas poco saludables pueden derivar en una mayor necesidad por servicios médicos, estas necesidades no están justificadas desde el punto de vista de la equidad porque derivan de una decisión individual y no puramente de factores biológicos.¹⁰

La cobertura médica es recogida a través de variables binarias que toman el valor 1 si el adulto mayor posee seguro público, seguro a través de IAMC, otro seguro privado, no está asegurado, y/o tiene emergencia móvil. En el caso de los hábitos sanitarios, se opta por capturar el consumo riesgoso de alcohol a través de una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo consume más de dos tragos por día (más de un trago si es mujer) con una frecuencia de 4 o más días por semana; o si el individuo suele consumir 5 o más tragos (4 o más si es mujer) en un mismo episodio. Se considera que un individuo lleva una vida sedentaria cuando reporta no haber hecho ejercicios o actividades físicas rigurosas (deportes, trotar, bailar o trabajo pesado) al menos tres veces a la semana en los últimos 12 meses. Para recoger tabaquismo, se especifican dos variables binarias que toman el valor 1 si el individuo fumaba antes pero abandonó el hábito, y si fuma actualmente. Los hábitos alimenticios pueden ser observados a través del índice de masa corporal, sin embargo este indicador puede recoger problemas de salud que no están asociados únicamente con la ingesta. Por tal motivo, se crea una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo no come frutas y verduras diariamente.

Por otra parte, variables tales como educación, tipo de vivienda u ocupación, no se incluyen individualmente como controles, sino como parte del indicador de nivel socioeconómico, que fue imputado en base a estas variables.

Como se observa en la Tabla 1, donde se presentan las estadísticas descriptivas de las variables consideradas, la edad promedio de los encuestados es de 71 años y las mujeres constituyen el 63% de la muestra. En relación al uso de servicios de salud, un 76% realizó una consulta médica en los últimos 12 meses y 6% estuvo internado. El uso de servicios preventivos se muestra notoriamente bajo: menos de un tercio de los entrevistados reportó haberse hecho exámenes tales como mamografías, Papanicolaus o exámenes de próstata en los últimos dos años. La mayoría de los encuestados reporta un estado de salud entre bueno y regular; un 45% sufre de hipertensión, un 23% de enfermedades del corazón, un 29% de osteoporosis, aproximadamente el 50% de artritis, y el 16% reporta haber sido diagnosticado de problemas psíquicos. Respecto a las variables de comportamiento, se observa que el 84% de los encuestados lleva una vida sedentaria, un 16% declara no consumir frutas o verduras diariamente y un 8% consume alcohol en forma riesgosa. En términos de seguro médico, la amplia mayoría (70%) tiene seguro privado, ya sea a través de mutualistas únicamente o en conjunción con seguros de emergencias móviles, un 3,5% no tiene cobertura, mientras que el resto está cubierto por el seguro público.

8. La funcionalidad de los individuos se la mide a través de la capacidad que tienen los individuos para realizar las actividades básicas de la vida diaria (ABVD) y las actividades instrumentales de la vida diaria (AIVD). Entre las primeras se encuentra el bañarse, vestirse, usar el inodoro, movilizarse y alimentarse. Mientras que entre las segundas están las relacionadas al uso de transporte, el poder hacer sus compras, usar el teléfono, controlar sus medicamentos y realizar tareas domésticas.

9. El índice de masa corporal resulta de dividir la altura en centímetros respecto al peso en gramos al cuadrado.

10. Este punto es discutible en lo que concierne a las adicciones.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas (Encuesta SABE Uruguay 1999-2000)

Variable	Toda la población SABE		Solo seguro público	Solo seguro mutual	Cuartil socioeco. inferior	Cuartil socioeco. superior
	N	Media	Media	Media	Media	Media
CALIDAD DE ACCESO Y USO DE CUIDADOS MEDICOS						
(i) Calidad de acceso a consulta médica						
Espera turno < 7 días	743	0.665	0.644	0.674	0.715	0.619
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	743	0.618	0.572	0.652	0.598	0.706
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	734	0.489	0.362	0.535	0.383	0.617
(ii) Consultas generales e internaciones						
Consultó últimos 12 meses	1444	0.760	0.767	0.775	0.709	0.805
Consultó últimos 4 meses	1092	0.713	0.691	0.724	0.694	0.739
Internado últimos 4 meses	1101	0.061	0.062	0.056	0.079	0.046
Exámenes indicados	774	0.474	0.474	0.461	0.491	0.474
Medicamentos obtenidos	775	0.637	0.704	0.602	0.724	0.577
(iii) Uso de servicios preventivos						
Examen clínico de mamas	915	0.459	0.423	0.459	0.403	0.509
Mamografía	916	0.286	0.241	0.301	0.216	0.396
Papanicolau	913	0.249	0.174	0.285	0.145	0.373
Próstata	524	0.334	0.182	0.408	0.162	0.488
NIVEL SOCIOECONOMICO						
Ingreso equivalente del hogar en los últimos 12 meses, \$ corrientes (imputado en base a la ECH)	1415	7528 (5249)	4738 (4239)	8909 (5278)	3084 (767)	14441 (5982)
VARIABLES DE NECESIDAD						
Edad	1444	70.956 (7.354)	69.727 (7.029)	71.560 (7.480)	69.398 (7.314)	71.382 (7.112)
Hombre	1444	0.366	0.324	0.365	0.333	0.371
Autopercepción de salud: excelente o buena	1444	0.178	0.115	0.207	0.096	0.269
Autopercepción de salud: buena	1444	0.454	0.396	0.480	0.410	0.490
Autopercepción de salud: regular o mala	1444	0.368	0.489	0.313	0.494	0.241
Índice de masa corporal	1315	28.156 (6.51)	29.460 (7.02)	27.618 (6.14)	28.791 (7.04)	27.101 (5.68)
Perdió peso en los últimos 12 meses	1440	0.204	0.250	0.181	0.255	0.134
Hipertensión	1442	0.450	0.496	0.431	0.460	0.419
Diabetes	1439	0.131	0.171	0.123	0.125	0.091
Enfermedades del pulmón	1442	0.092	0.075	0.091	0.096	0.091
Enfermedades del corazón	1438	0.232	0.249	0.240	0.218	0.195
Infarto cerebral	1440	0.040	0.049	0.038	0.051	0.040
Artritis	1440	0.469	0.485	0.459	0.510	0.463
Osteoporosis	1441	0.289	0.348	0.266	0.347	0.230
Problemas psíquicos	1442	0.161	0.198	0.148	0.164	0.131
Limitaciones básicas de la vida diaria	1444	0.857	0.837	0.867	0.822	0.904
VARIABLES DE NO NECESIDAD						
Indicadores de comportamiento y cuidado personal						
No come frutas y verduras diariamente	1440	0.162	0.185	0.128	0.241	0.099
Consumo alcohol en forma riesgosa	1366	0.078	0.078	0.069	0.095	0.070
Vida Sedentaria	1430	0.836	0.863	0.834	0.885	0.730
Fuma actualmente	1442	0.148	0.206	0.116	0.218	0.125
Fue fumador	1442	0.283	0.257	0.288	0.232	0.297
Cobertura de salud						
Seguro público	1444	0.259	n/c	n/c	0.534	0.040
Seguro IAMC	1444	0.610	n/c	n/c	0.282	0.850
Otro seguro privado	1444	0.046	n/c	n/c	0.054	0.048
No asegurado	1444	0.051	n/c	n/c	0.068	0.040
Emergencia móvil	1444	0.035	n/c	n/c	0.062	0.023

Nota. Elaboración propia en base a los datos de la Encuesta de Salud Bienestar y Envejecimiento (SABE, OMS-MSP, 2001). Desviaciones estándares entre paréntesis.

4. Metodología

4.1 Análisis utilizando modelos probit y variables instrumentales

Una primer forma de examinar la relación entre ingreso y uso de servicios de salud es a partir de regresiones que especifican medidas de acceso y uso de cuidados médicos (consultó o no, recibió determinado tratamiento, etc.) como dependientes de variables de necesidad y no necesidad (Culyer y Newhouse, 2003).

Siguiendo a Wagstaff et al (1989, 1991, 2002, 2003, 2004) se plantea la siguiente regresión:

$$(1) m_i = f(\alpha_0 + \alpha_1 y_i + \sum_k \beta_k h_{ik} + \sum_j \gamma_j x_{ij})$$

donde m_i es una variable dicotómica que mide el cuidado médico recibido por el individuo, f es una función probabilística, y_i mide el estatus socioeconómico del individuo, $h_i = (h_{i1}, \dots, h_{ik})$ es un vector que captura las variables de necesidad del cuidado médico (autoreporte de salud, si perdió peso, índice de masa corporal, autoreporte de enfermedades crónicas, etc.), y $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{ij})$ incorpora las variables de no necesidad (cobertura médica y cuidado personal de la salud).^{11,12}

Para detectar posibles inequidades socioeconómicas en el uso de servicios de salud se estima la ecuación (1) y se examina la hipótesis: $\alpha_1 = 0$. El no rechazo de esta hipótesis implicaría que el cuidado médico que recibe el individuo no depende de su ingreso. Una vez controladas las necesidades que justificarían el uso de cuidados médicos, es posible afirmar que hay inequidad horizontal cuando el nivel de uso de servicios depende significativamente de la variable que aproxima el nivel socioeconómico, o cuando individuos en la misma categoría de morbilidad reciben diferentes niveles de servicios dependiendo de su nivel socioeconómico.

Dado que las variables de uso de servicios son dicotómicas, la regresión se estima con un modelo *probit*. Sin embargo, pueden existir problemas de endogeneidad entre las variables que miden las necesidades de uso de servicios de salud (incluidos en el vector h_i) y los cuidados médicos recibidos (m_i), así como entre el nivel socioeconómico (y_i) y los cuidados médicos recibidos (m_i). La endogeneidad entre h_i y m_i surge a partir de la medición contemporánea de ambas variables en la encuesta. El estado de salud reportado, h_i , depende de los servicios de salud utilizados en el mismo período, tanto porque el uso de servicios permite detectar enfermedades como mejorar el nivel de salud. Por ejemplo, supongamos dos individuos, uno rico y otro pobre, con las mismas necesidades de servicios de salud. Si el rico tiene una mayor propensión a atenderse, una vez utilizado el servicio médico, el rico va a tener una morbilidad menor. Ex ante los dos tenían la misma necesidad y la inequidad en salud era igual a la diferencia en el uso de servicios. Sin embargo, el rico tiene menos necesidad que el pobre y la inequidad medida como la diferencia en el uso menos la diferencia en la necesidad se magnifica. O alternativamente, el no uso de servicios médicos por parte del individuo más pobre, hace que reporte un estado de salud mejor al que tiene, por simple desconocimiento de su estado de morbilidad. Esto da lugar a una inequidad menor a la que resultaría de una medición insesgada de la morbilidad del individuo.

La endogeneidad entre el ingreso y el uso de cuidados médicos, por su parte, puede deberse tanto a la simultaneidad en la medición de dichas variables, como a la existencia de variables omitidas de necesidad que afectan el uso de los servicios, y que pueden estar correlacionadas con el ingreso. Si los individuos de menores ingresos tienen mayor morbilidad, y parte de esa morbilidad no es observada, el índice de inequidad no reflejaría la totalidad de las diferencias injustificadas.

11. Otra alternativa utilizada en la literatura es estimar ecuaciones diferentes por estrato de ingreso, incorporando las variables de necesidad y no necesidad. Diferencias en las ordenadas de origen y en los coeficientes de las variables de necesidad, implicarían inequidad horizontal, de hecho si fueran iguales todos los individuos estarían siendo tratados de la misma manera (Culyer y Newhouse, 2003).

12. En aproximaciones similares a la de la ecuación (1) otros trabajos incluyen también interacciones entre las variables de ingreso y necesidad de cuidados médicos. Los coeficientes de estas interacciones identifican usos diferenciales de recursos de salud por nivel de ingreso para diferentes niveles de morbilidad. La ecuación (1) tal como está presentada en nuestro trabajo solo permite identificar inequidades socioeconómicas en el uso de recursos de salud para niveles de morbilidad promedios.

Otra variable que puede resultar endógena es la tenencia y el tipo de seguro médico que contratan los individuos, ya que esto puede estar correlacionado con aspectos no observados del estado de salud del individuo que a su vez inciden en el uso de cuidados médicos.

Como forma de corregir algunos de los problemas anteriormente mencionados se utilizan variables instrumentales. En una primera aproximación, se instrumenta el nivel socioeconómico del individuo utilizando el ingreso familiar en los primeros 15 años de vida.¹³ De esta forma, se evita la correlación contemporánea entre el ingreso y la morbilidad asociada al mismo, y el uso de servicios de salud. En segundo término, se instrumenta un índice de morbilidad o de necesidad por cuidados médicos con los autoreportes retrospectivos del estado de salud y nutrición del individuo en sus primeros 15 años de vida.¹⁴ Este índice de necesidad se construye a partir de la proyección del uso de servicios de salud sobre el conjunto de variables de necesidad, de no necesidad y del ingreso. Mientras que el índice mantiene la variación de las variables de morbilidad a nivel individual (ponderándolas con los coeficientes estimados en la proyección), los efectos del ingreso y otras variables de no necesidad son neutralizados fijando sus valores en los niveles medios de la muestra para todos los individuos.¹⁵

Para la estimación de los coeficientes por variables instrumentales utilizamos el método de variables instrumentales en dos etapas. Como las variables dependientes son dicotómicas, el método asume una función de probabilidad lineal en la segunda etapa.¹⁶ Para analizar la relevancia de los instrumentos (la capacidad de las variables instrumentales de predecir la variable potencialmente endógena) se utilizan los estadísticos F, que miden el grado de ajuste de la asociación entre los instrumentos y la variable a instrumentar en la primera etapa. Para analizar la validez de los instrumentos se utiliza el estadístico Hansen J, el cual permite analizar la ortogonalidad entre los instrumentos y el error en la ecuación de interés. Este estadístico es similar al estadístico de Sargan pero asumiendo heteroscedasticidad en los errores.¹⁷

Lamentablemente, los instrumentos que miden el estado de salud y nutrición en los primeros 15 años de vida no predicen la necesidad de cuidados médicos con suficiente precisión salvo en el caso de las consultas médicas. Por lo tanto, sólo se recurre a la instrumentación del índice de necesidad (además de instrumentar el nivel socioeconómico) en este último caso. Para los demás indicadores analizados sólo se instrumenta el nivel socioeconómico.

4.2 Índices de concentración e inequidad

El análisis anterior permite detectar inequidades, pero no medir cuánto contribuyen a esas inequidades diferentes categorías de variables. Para medir la desigualdad en el uso de servicios de salud en relación al nivel socioeconómico de los individuos, y analizar diferentes categorías de factores por detrás de esa desigualdad, se sigue la metodología estándar propuesta en la literatura calculando índices de concentración (Wagstaff et al, 1989; Wagstaff y van Doorslaer, 2000). El índice de concentración en el uso de servicios de salud en relación al ingreso se define como:

13. El mismo surge del autoreporte del adulto mayor, ante la pregunta: "Durante la mayor parte de sus primeros quince años de vida, cuál era la situación económica de su familia? 1. Buena; 2. Regular; 3. Mala". Esta variable predice el ingreso actual del adulto mayor con una prueba F que oscila entre 25 y 88.

14. Los mismos surgen de las preguntas: ¿Durante la mayor parte de sus primeros quince años de vida, diría usted que su salud era excelente buena o mala? y ¿Durante los primeros quince años de vida, diría usted que hubo algún tiempo en que no comió lo suficiente y tuvo hambre?".

15. Este índice, que es similar al utilizado en el método de la estandarización indirecta para el cómputo de la inequidad (O'Donnell et al, 2008), se construye como:

$$\hat{m}_i^h = E(m_i | h_i, \bar{y}, \bar{x}) = \alpha_0^m + \alpha_1^m \bar{y} + \sum_k \beta_k^m h_{ik} + \sum_j \gamma_j^m \bar{x}_j$$
, donde h_i es el vector de variables de necesidad para el individuo i , \bar{y} es el valor medio del nivel socioeconómico en la muestra, y \bar{x} es un vector con los valores medios de las variables de no necesidad de la muestra.

16. Desafortunadamente no se dispone de instrumentos adecuados para corregir la endogeneidad del seguro médico.

17. Debido a que se dispone de una sola variable para instrumentar el nivel socioeconómico, no es posible verificar que se cumplen las restricciones de exclusión. El estadístico de Hansen requiere al menos dos variables instrumentales para poder determinar la validez de los instrumentos. Sin embargo, es de esperar que el ingreso en los primeros 15 años de vida no esté afectado por el uso de servicios de salud en la etapa adulta; y tenga menos probabilidad de estar correlacionado con variables

$$(2) IC_m = \frac{2}{Nm} \sum_{i=1}^N (m_i - \bar{m})(R_i - 1/2)$$

donde m_i es el indicador de uso de servicios de salud, N es el tamaño de la muestra, \bar{m} es la utilización media de servicios de salud y R_i es la proporción acumulada de la población ordenada por la variable socioeconómica escogida hasta el individuo i . El índice puede tomar valores entre -1 y 1; un valor de -1 implica que el individuo más pobre recibe todos los cuidados médicos, mientras la situación contraria se daría para un valor de 1. Por su parte, un índice igual a 0 mostraría que la distribución de los cuidados médicos coincide con la distribución del estatus socioeconómico de la población. En términos generales, valores positivos (negativos) indican un sesgo a favor de los individuos más ricos (pobres).

El concepto de equidad horizontal exige que individuos con las mismas necesidades de servicios médicos sean tratados de la misma manera, más allá de otras características que posean como el nivel de ingreso, la educación, o el lugar de residencia. En la literatura se plantan dos métodos alternativos de cálculo de la inequidad horizontal en base a índices de concentración (O'Donnell et al, 2008). Wagstaff y van Doorslaer (2000) proponen el método de la estandarización indirecta, por el cual se ajusta la demanda de servicios por el grado de necesidad que tiene cada individuo y luego se computa la inequidad sobre la demanda residual (método de estandarización indirecta). Por su parte, van Doorslaer et al (2004) calculan la inequidad horizontal descomponiendo la desigualdad socioeconómica en el uso de cuidados de salud en una serie de componentes, incluyendo factores de necesidad y otras variables. Una vez calculadas las contribuciones de todos estos factores, la inequidad horizontal se construye restándole a la desigualdad en el uso actual de servicios la contribución de las variables de necesidad. El método basado en la descomposición tiene la ventaja de permitir diferentes alternativas para la separación de los determinantes en factores de necesidad y no necesidad, con la consiguiente flexibilización en cuanto qué desigualdades son justificables y cuáles no (O'Donnell et al, 2008).¹⁸

En el contexto de una relación lineal entre la variable de uso de cuidados de salud y las variables explicativas (de necesidad y no necesidad), el índice de inequidad basado en la descomposición es exactamente igual al índice estandarizado indirectamente por necesidad. Cuando la relación es no lineal, es preciso recurrir a una aproximación lineal del modelo para poder llevar a cabo cualquiera de las dos estimaciones. En este caso, el índice de inequidad horizontal calculado en base a la descomposición no será exactamente igual al índice de inequidad que surge de la estandarización indirecta (O'Donnell et al, 2008).

En este trabajo optamos por estimar la inequidad horizontal utilizando el método de la descomposición. Además de permitir el cálculo de IH , el método permite apreciar cómo inciden las variables de necesidad, y otras variables de comportamiento o de seguro de salud en la desigualdad total. Como tenemos variables dicotómicas modeladas como probit, se plantea la siguiente aproximación lineal al modelo no lineal introducido en la ecuación (1):

$$(3) m_i = \alpha_0^m + \alpha_1^m y_i + \sum_k \beta_k^m h_{ik} + \sum_j \gamma_j^m x_{ij} + u_i$$

donde $\beta^m = df/dh$, $\gamma^m = df/dx$ y $\alpha_1^m = df/dy$ son los efectos parciales de las variables, tratados como parámetros fijos y evaluados en la media de la muestra, y u_i es el término de error que incluye errores de aproximación.

Combinando (2) y (3), la desigualdad económica en el uso de servicios de salud (IC_m) se puede expresar como la suma ponderada de la desigualdad existente en los determinantes de m la misma, siendo el ponderador la elasticidad de los usos de cuidados de salud con respecto a cada determinante (Rao, 1969; van Doorslaer et al, 2004; Wagstaff et al, 2003).

de morbilidad no observables al momento de la encuesta que el ingreso contemporáneo.

18. Por ejemplo, el agregar los diferentes indicadores de morbilidad en un único índice de necesidad, permite apreciar globalmente el grado de desigualdad socioeconómica en el estado de salud de la población.

$$(4) IC_m = \underbrace{(\alpha_1^m \bar{y} / \bar{m}) IC_y}_{I} + \underbrace{\sum_k (\beta_k^m \bar{h}_k / \bar{m}) IC_{h_k}}_{II} + \underbrace{\sum_j (\gamma_j^m \bar{x}_j / \bar{m}) IC_{x_j}}_{III} + GIC_u / \bar{m}$$

donde IC_y , IC_{h_k} , IC_{x_j} , son índices de concentración que miden, respectivamente, la desigualdad en la distribución del ingreso, la desigualdad socioeconómica en la variable de necesidad por cuidados de salud h_k la desigualdad socioeconómica en la variable de no necesidad x_j . Los términos a la izquierda de cada índice de concentración constituyen, respectivamente, la elasticidad del uso de cuidados de salud con respecto al ingreso, la elasticidad respecto a la variable de necesidad de cuidados h_k y la elasticidad respecto a otras variables de no necesidad, como la tenencia de seguro médico o los hábitos, los que son captados en el vector x .¹⁹ El primer término a la derecha del signo de igual (I) es la contribución de la concentración del ingreso a la desigualdad socioeconómica en el uso de servicios de salud; el segundo término (II) refleja la contribución de la desigualdad socioeconómica en la morbilidad o necesidad por cuidados médicos; y el tercer término (III) constituye la contribución de la desigualdad socioeconómica en las variables de no necesidad. El último término es la parte de la desigualdad en el uso de servicios no explicada.²⁰

La inequidad horizontal en el uso de servicios de salud (IH) viene dada por la parte de la desigualdad socioeconómica en la utilización de cuidados no justificada por desigualdades socioeconómicas en la morbilidad o necesidades (Gravelle, 2003). En términos analíticos, IH se mide como la diferencia entre la desigualdad socioeconómica total en el uso de servicios de salud, IC_m , y la contribución de la desigualdad socioeconómica en las necesidades de servicios sanitarios (término II en la ecuación (4)):

$$(5) IH = IC_m - \sum_k (\beta_k^m \bar{h}_k / \bar{m}) IC_{h_k}$$

El índice IH es estimado para una serie de indicadores de acceso y uso de cuidados sanitarios, a saber, consultas médicas, uso de servicios de salud preventiva y la calidad de acceso a los servicios. Además de computar los índices IH para la población en general, se estima también la inequidad para la submuestra de individuos atendidos exclusivamente en salud pública y para los que se atienden exclusivamente en el sistema mutual.

Lamentablemente, no es posible realizar la estimación corrigiendo por la endogeneidad a la que nos referimos en la sección anterior, por lo que estas mediciones podrían ser sesgadas. La mayoría de los trabajos empíricos no logran superar este problema, salvo en el caso de disponer de datos longitudinales.

A efectos de poder realizar inferencia sobre la significación estadística de los valores estimados, se calculan los errores estándar de los índices de inequidad a través de la técnica de *bootstrapping*.²¹

5. Resultados

5.1 Regresiones *probit* y análisis con variables instrumentales

Como se mencionó anteriormente es posible detectar inequidades a partir de la estimación de la ecuación (1). En la Tabla 2 se presentan los efectos marginales del nivel socioeconómico sobre el uso de cuidados como resultado de la estimación de un modelo *probit*, así como las estimaciones por variables instrumentales.

19. Como los efectos parciales se evalúan para niveles particulares de las variables (la media por ejemplo), esta descomposición no es única cuando el modelo no es lineal.

20. La ecuación (5) permite apreciar por qué el análisis basado en índices de concentración puede aportar elementos adicionales al análisis basado en regresiones. Mientras que el análisis basado en regresiones se basa en la estimación de la elasticidad de los cuidados con respecto al ingreso, la descomposición de los índices de concentración permite analizar cómo incide la distribución de cada variable explicativa en relación al ingreso en la inequidad socioeconómica en el uso de cuidados.

21. Se realizaron 400 replicaciones (StataCorp, 2006).

Tabla 2: Efectos marginales del nivel socioeconómico* en el uso de servicios de salud
Estimaciones probit y por variables instrumentales - Encuesta SABE Uruguay, 1999-2000

	Probit		Variables instrumentales 1 (instrumentando nivel socioeconómico)		Variables instrumentales 2 (instrumentando nivel socioeconómico y morbilidad)	
	(1) Controlando por variables de necesidad	(2) Controlando por variables de necesidad, comportamiento y seguro	(3) Estadístico F (relevancia VI)	(4) Controlando por variables de necesidad, conducta y seguro	(5) Estadísticos de relevancia y validez de VI	(6) Controlando por variables de necesidad, conducta y seguro
(i) Calidad de acceso a consulta						
Espera turno < 7 días	-0.065 (0.032)*	-0.094 (0.039)*	20.2	-0.187 (0.204)		
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	0.081 (0.034)*	0.066 (0.042)	23.4	0.427 (0.206)*		
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.161 (0.037)**	0.130 (0.045)*	20.1	0.586 (0.245)*		
(ii) Consultas/internaciones						
Consultó últimos 12 meses	0.111 (0.021)**	0.065 (0.033)*	42.5	0.077 (0.124)	F ingreso=21.8 F necesidad=17.8 Hansen J, p=0.498	0.764 (0.495)
Consultó últimos 4 meses	0.069 (0.027)*	0.049 (0.032)	29.0	0.310 (0.169)	F ingreso.=25.5 F necesidad=16.3 Hansen J p=0.143	0.104 (0.180)
Internado últimos 4 meses	-0.021 (0.013)	-0.033 (0.014)*	29.7	-0.065 (0.083)		
Exámenes indicados	0.026 (0.035)	0.004 (0.043)	23.4	-0.086 (0.201)		
Medicamentos obtenidos	-0.061 (0.034)	-0.029 (0.041)	23.0	0.068 (0.195)		
(iii) Servicios preventivos						
Examen clínico de mamas	0.067 (0.031)*	0.060 (0.038)	13.6	0.159 (0.274)		
Mamografía	0.136 (0.028)**	0.134 (0.035)**	13.6	0.281 (0.240)		
Papanicolau	0.171 (0.027)**	0.158 (0.033)**	14.0	0.406 (0.246)		
Próstata	0.236 (0.040)**	0.186 (0.050)**	33.7	0.115 (0.166)		

Nota:* El nivel socioeconómico fue aproximado a través de la imputación del ingreso del hogar de la ECH, el cual luego fue transformado en logaritmo del ingreso equivalente (según aproximación de OCDE).

Las dos primeras columnas de la Tabla 2 muestran los efectos marginales del ingreso que surgen de una estimación *probit* controlando por variables de necesidad únicamente (columna (1)) y por variables de necesidad, comportamiento y seguro (columna 2). Luego de controlar por variables de necesidad, encontramos que un mayor nivel socioeconómico está asociado con menor tiempo de llegada a la consulta y de ser atendido, aunque con una mayor probabilidad de tener que esperar más de 7 días por un turno, lo cual puede estar asociado con la selectividad de los individuos de estratos altos sobre la consulta requerida. A su vez, estos grupos socioeconómicos presentan mayor probabilidad de consultas médicas (tanto en los últimos 4 meses como en los últimos 12 meses) y mayor probabilidad de utilizar servicios preventivos (exámenes clínicos de mamas, mamografías, exámenes de Papanicolau y de próstata). Por otra parte, no se encuentra una relación estadísticamente significativa entre el nivel socioeconómico y las internaciones, los exámenes o los medicamentos obtenidos. Estos efectos del ingreso se mantienen para la mayoría de los servicios de salud analizados una vez que se controla por variables de comportamiento (hábitos alimenticios, sedentarismo, tabaquismo y consumo de alcohol) y por cobertura de salud (ver columna (2)). En particular, la inequidad se man-

tiene prácticamente en los mismos niveles para los servicios de prevención, aunque disminuye en el uso de consultas médicas, lo cual sugiere que la inequidad socioeconómica existente al interior de cada nivel de cobertura determina mayoritariamente las desigualdades en la asignación de recursos preventivos.

Las columnas (3) y (4) de la Tabla 2 muestran los efectos marginales del nivel socioeconómico sobre el uso de cuidados médicos utilizando variables instrumentales e instrumentando el nivel socioeconómico contemporáneo del individuo con un indicador de la situación económica del individuo durante sus primeros 15 años de vida. Las pruebas F presentadas en la columna (3) permiten afirmar que el ingreso familiar en los primeros 15 años de vida es un instrumento relevante para predecir el nivel socioeconómico del individuo al momento de la encuesta. En la columna (4) se presentan las estimaciones por variables instrumentales del efecto del ingreso. Dicho modelo ajusta además por variables de necesidad, hábitos de salud y seguro médico. Se observa que, al mismo nivel de necesidad, hábitos y cobertura de salud los individuos con mayores ingresos tienen más probabilidad que individuos pobres de llegar a la consulta en un rango de tiempo menor a la media hora y una mayor probabilidad de ser atendidos en un rango menor a los 30 minutos.

Las columnas (5) y (6) presentan los resultados de un modelo alternativo de variables instrumentales en el cual, además de instrumentarse el ingreso usando el nivel socioeconómico en los primeros 15 años de vida, se instrumenta la necesidad de cuidados de salud del individuo utilizando indicadores de salud y nutrición en los primeros 15 años de vida. Estos indicadores son sólo relevantes para explicar la necesidad latente de consultas médicas (no explican con suficiente nivel de precisión la necesidad de otro tipo de cuidados). Por este motivo, sólo se utiliza este modelo para analizar el efecto marginal del ingreso sobre las consultas. Como se observa en la columna (5), los valores F muestran un valor predictivo de los instrumentos razonable para el caso de las consultas realizadas en los últimos 4 y 12 meses, y el estadístico Hansen J no rechaza la hipótesis de que el modelo está correctamente especificado. Sin embargo, el coeficiente del ingreso no resulta significativo en esta regresión.

Al comparar los resultados de la estimación por variables instrumentales con la estimación *probit*, se encuentra que los efectos marginales de la estimación en dos etapas son mayores, aunque se identifican menos relaciones significativas entre ingreso y cuidados médicos. Cuando se instrumenta el nivel socioeconómico únicamente, se detecta inequidad en los indicadores de tiempo en llegar a la consulta y tiempo en ser atendido. No se detectan inequidades en otros servicios preventivos (que sí eran significativos en el análisis *probit*) ni en ninguna de las variables de consultas. En este sentido, es posible que los instrumentos no sean lo suficientemente robustos como para detectar los efectos bajo análisis. El incremento en los errores estándares de las estimaciones reportadas en las columnas (4) y (6) en relación a los reportados en la columna (2) sugiere que los instrumentos utilizados son posiblemente débiles.

Por otra parte, los coeficientes de otras variables de control tanto en el modelo *probit* como en los de variables instrumentales indican que en general no hay diferencias en el uso de cuidados médicos entre hombres y mujeres, excepto en la recomendación de exámenes (mayor probabilidad para los hombres) y en el tiempo en ser atendido (menor para las mujeres).²² Con respecto a la edad, a medida que se envejece se observa un mayor tiempo de espera y una menor probabilidad en las mujeres de realizarse exámenes preventivos.²³

Por su parte, las variables que indican el estado de salud presentan el signo esperado. Individuos que perciben su estado de salud como malo o regular tienen mayor probabilidad de hacer consultas que individuos que perciben su salud como buena, muy buena o excelente. Respecto a la cobertura, se observa que los adultos mayores que tienen seguro privado (mutual) y emergencia móvil son los que consumen más servicios de salud.

22. Los resultados de las estimaciones están disponibles por parte de los autores a requerimiento del lector.

23. Este resultado puede estar asociado con la diferencia en la recomendación médica de cuidados preventivos a medida que se envejece. En particular, por entender que se reduce el riesgo de cáncer, los médicos recomiendan realizarse mamografías y PAP cada tres años en lugar de cada dos.

5.2 Índices de concentración

La Tabla 3 presenta las estimaciones de los índices de concentración socioeconómica de los cuidados médicos (desigualdad socioeconómica total), su descomposición en factores de necesidad y no necesidad, y las estimaciones de inequidad horizontal para diferentes aproximaciones del cuidado médico recibido que dan cuenta de la calidad del acceso y el uso de servicios.

Tabla 3: Descomposición de la desigualdad socioeconómica en el uso de cuidados de salud Total de la muestra, Encuesta SABE Uruguay 1999-2000

	Desigualdad socioeconómica total en el uso de cuidados IC_m	Contribución a la desigualdad socioeconómica total de...					Inequidad horizontal = (1) - (2)
		Morbilidad (necesidades)	Ingreso	Hábitos de salud	Tenencia de seguro ¹	Residuo	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(i) Calidad de acceso a consultas							
Espera turno < 7 días	-0.026 (0.017)	0.013 (0.009)	-0.043* (0.02)	-0.003 (0.005)	0.008 (0.012)	-0.001	-0.039* (0.019)
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	0.033 (0.022)	0.012 (0.011)	0.014 (0.025)	0.003 (0.006)	0.009 (0.013)	-0.005	0.021 (0.023)
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.112** (0.028)	-0.001 (0.015)	0.097* (0.041)	-0.012 (0.009)	0.031 (0.019)	-0.003	0.113** (0.032)
(ii) Consultas e internaciones							
Consultó últimos 12 meses	0.029** (0.01)	-0.015** (0.005)	0.038** (0.011)	0.006 (0.003)	0.003 (0.006)	-0.003	0.044** (0.01)
Consultó últimos 4 meses	0.015 (0.012)	-0.017* (0.007)	0.029 (0.016)	0.004 (0.004)	0.007 (0.008)	-0.008	0.032* (0.013)
Internado últimos 4 meses	-0.068 (0.082)	-0.02 (0.025)	-0.122* (0.058)	-0.016 (0.015)	0.079* (0.033)	0.011	-0.048 (0.085)
Exámenes indicados	-0.008 (0.025)	-0.032* (0.014)	0.005 (0.032)	0.008 (0.008)	0.024 (0.018)	-0.013	0.024 (0.027)
Medicamentos	-0.044** (0.017)	-0.005 (0.01)	-0.015 (0.021)	-0.001 (0.005)	-0.029* (0.011)	0.006	-0.039* (0.019)
(iii) Uso de servicios preventivos							
Examen clínico de mamas	0.031 (0.025)	-0.017 (0.012)	0.049 (0.033)	0.005 (0.007)	-0.006 (0.017)	0.000	0.048 (0.027)
Mamografía	0.106** (0.036)	-0.048* (0.02)	0.164** (0.045)	0.011 (0.01)	-0.017 (0.025)	-0.004	0.154** (0.039)
Papanicolau	0.173** (0.04)	-0.04* (0.018)	0.216** (0.046)	0.011 (0.009)	0.013 (0.027)	-0.027	0.213** (0.04)
Próstata	0.197** (0.04)	-0.03 (0.02)	0.161** (0.051)	-0.002 (0.017)	0.068** (0.024)	0.000	0.227** (0.039)

Nota. Elaboración propia en base a los datos de la Encuesta de Salud Bienestar y Envejecimiento (SABE, OMS-MSP, 2001). Errores estándares entre paréntesis, los mismos surgen de hacer bootstrap para 400 replicaciones (StataCorp, 2006).

¹ Se comparan aquellos con seguro público o sin seguro contra los que tienen seguro mutual.

En la columna (1) de la Tabla 3, se observa que el uso de servicios de salud se concentra en los individuos con mayor nivel socioeconómico. El índice bruto de concentración socioeconómica resulta estadísticamente significativo y positivo (pro rico) para el caso de tiempo en ser atendido, consultas en los últimos 12 meses y uso de servicios preventivos, excepto examen clínico de mamas. En cambio, para el indicador de medicamentos obtenidos, el índice de concentración es estadísticamente significativo pero con signo negativo, reflejando un sesgo a favor de los sectores de menores ingresos.

Las columnas (2)-(6) muestran la contribución de los diferentes grupos de variables (variables de necesidad y variables de no necesidad como el ingreso, los hábitos sanitarios, o el tipo de seguro de salud) a la desigualdad socioeconómica total en el uso de cuidados. Tal como puede observarse en la columna (2), la necesidad por consultas médicas (tanto en los 4 como en los últimos 12 meses), las necesidades de exámenes, de mamografías y de Papanicolaus, se concentran más en los individuos de menor nivel socioeconómico. Los índices de concentración de las necesidades para los referidos cuidados son estadísticamente significativos y negativos.

La columna (7) reporta el índice de inequidad horizontal que se calcula como la diferencia entre la desigualdad socioeconómica bruta (columna (1)) y la contribución a la misma de los factores de necesidad por cuidados (columna (2)). Se observa inequidad horizontal a favor de los de mayor nivel socioeconómico en el tiempo en ser atendido, en las consultas en los últimos 4 y 12 meses, y en los exámenes preventivos. Por su parte, los individuos de menores ingresos se ven más favorecidos que los de mayor nivel socioeconómico en el tiempo de demora (en días) para obtener un turno de consulta y en la prescripción de medicamentos. En este resultado puede estar influyendo el costo de oportunidad del tiempo asignado en obtener una consulta, determinando si la misma se realiza a nivel de emergencia o coordinada, los requerimientos de calidad de los diferentes estratos, y características inobservables de los individuos ante la percepción de la enfermedad. El menor tiempo de espera también puede estar asociado a mayores niveles de morbilidad en el momento de consultar, accediendo a través de la emergencia.

Por otra parte, no es posible rechazar la hipótesis de equidad horizontal (índices nulos) en los casos de acceso a internación, indicación de exámenes y tiempo en llegar a la consulta. La inequidad horizontal observada a partir de los índices de concentración es consistente con los resultados hallados a través del análisis probabilístico.

Las mayores inequidades corresponden al acceso a cuidados preventivos, y en particular a los análisis paraclínicos (mamografía, próstata y PAP), encontrando en todos los casos un sesgo a favor de los ricos. Estos resultados son consistentes con los hallados para Brasil, Ecuador y México donde se encuentran mayores inequidades en los cuidados preventivos que en los curativos (Suárez-Berenguela, 2000). En cuanto a la calidad de acceso a la consulta, las mayores inequidades por nivel socioeconómico se observan en el tiempo de demora en ser atendido por el médico, esto es, individuos de niveles socioeconómicos más bajos esperan más.

En las columnas (3), (4) y (5) se presentan respectivamente las contribuciones a la desigualdad en el uso de servicios de las variables de no necesidad, a saber, ingreso, factores de comportamiento (malos hábitos sanitarios) y factores asociados al seguro de salud. Cabe recordar que la contribución de cada componente a la desigualdad en el uso de cuidados viene determinada por la distribución de ese componente en relación al ingreso y por la elasticidad del uso de cuidados en relación a dicho componente. Por ejemplo, un signo positivo en la contribución de los malos hábitos de salud puede reflejar: a) una mayor distribución de malos hábitos en torno a los ricos y una mayor demanda de cuidados médicos cuando hay malos hábitos, o b) una distribución de malos hábitos concentrada en los más pobres y una menor demanda de cuidados médicos cuando se tienen malos hábitos.

Salvo en el caso de medicamentos, la mayor contribución a la desigualdad en el uso de cuidados viene dada por el nivel socioeconómico. La concentración del ingreso explica en forma significativa la inequidad pro rico en el tiempo en ser atendido, en las consultas médicas y en el uso de servicios preventivos. En la mayoría de estos casos la contribución de la concentración del ingreso a la inequidad horizontal se ubica entre 85% y 100%.

Por otra parte, la concentración del ingreso tiene una contribución pro pobre a la inequidad en las internaciones. Hay quienes sugieren que a iguales condiciones de morbilidad, los médicos son más propensos a hospitalizar a individuos pobres que no pueden recibir los debidos cuidados en sus casas. Esta contribución del ingreso se ve contrarrestada por una contribución pro rico de la cate-

goría “seguro de salud”, fundamentalmente debido a que individuos con mayores ingresos tienen mayor probabilidad de tener emergencia móvil, lo cual aumenta la probabilidad de ser hospitalizado. También hay una contribución pro ricos de la tenencia de seguro a la inequidad en los exámenes de próstata.

El componente “seguro” tiene, en cambio, una contribución pro pobre a la inequidad en el uso de medicamentos. Este resultado se puede encontrar debido a que existe una mayor concentración de individuos sin seguro o con seguro público en las franjas más bajas de la distribución del ingreso (concentración negativa), sumado a una mayor probabilidad de recibir medicamentos en el seguro público (elasticidad positiva).

En suma, el nivel socioeconómico aparece como la variable más importante en la explicación de la concentración de los cuidados médicos analizados, favoreciendo en todos los casos a los grupos de mayores ingresos, con la excepción de medicamentos, donde tiene gran peso la cobertura médica, y de espera de turno e internaciones, en los cuales la concentración del ingreso tiene una contribución pro pobre.

Se realizaron además estimaciones de los índices de concentración por sexo. Los resultados muestran que se mantienen las inequidades previamente detectadas en el tiempo en ser atendido y en el acceso a consultas médicas.²⁴ Sin embargo, los índices de inequidad horizontal son mayores para los hombres que para las mujeres. En otras palabras, los hombres presentan un sesgo pro rico más pronunciado que las mujeres en la probabilidad de acceder a una consulta y en la calidad de acceso a la misma.²⁵

5.3 Comparación entre inequidad en el sistema público y mutual

Se analizan los índices de inequidad para individuos con distinto tipo de cobertura (público o mutual), excluyendo aquellos que manifestaron doble cobertura.²⁶

Para el caso de cobertura mutual (Tabla 4.1), se mantiene la mayor inequidad en el acceso a los servicios preventivos, consultas e indicadores de la calidad del acceso. El mayor cambio respecto al promedio general se observa en la prescripción de medicamentos, para los cuales se pasa de índices pro pobres a una situación equitativa. Otra diferencia significativa es la reducción en la magnitud de los índices de concentración para el uso de servicios preventivos y del tiempo en ser atendido. Así por ejemplo, para mamografías se pasa de un *IH* de 0.154 a 0.132, para el PAP de 0.213 a 0.145, y para examen de próstata de 0.213 a 0.136.

En términos de los indicadores de calidad de acceso a la consulta, se observa que los individuos más desfavorecidos en términos de su nivel socioeconómico demoran más tiempo en llegar a las mutualistas (viven o trabajan más lejos) y tienen más tiempo de espera en sala.

24. Las estimaciones están disponibles a requerimiento del lector. Los indicadores de cuidados preventivos son específicos de cada sexo, por lo que ya fueron comentados.

25. No se encontraron diferencias entre las estimaciones de los índices de concentración por mínimos cuadrados ordinarios y *probit*.

26. Están incluidos aquellos individuos que además del seguro público o mutual tienen seguro parcial de emergencias móviles.

Tabla 4.1: Descomposición de la desigualdad socioeconómica en el uso de servicios de salud - Población afiliada a Instituciones de Asistencia Médica Colectiva, Encuesta SABE Uruguay 1999-2000

	Desigualdad socioeconómica total en el uso de cuidados, ICm	Contribución a la desigualdad total de...					Inequidad horizontal = (1) - (2)
		Morbilidad (necesidades)	Ingreso	Hábitos de salud	Tenencia de emergencia móvil	Residuo	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(i) Calidad de acceso a consulta							
Espera turno < 7 días	-0.027 (0.019)	0.008 (0.011)	-0.033 (0.02)	-0.001 (0.007)	-0.002 (0.005)	0.001	-0.035 (0.02)
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	0.03 (0.023)	0.008 (0.012)	0.033 (0.027)	0.003 (0.007)	0.002 (0.005)	-0.016	0.022 (0.025)
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.065* (0.028)	-0.007 (0.016)	0.087** (0.033)	-0.013 (0.01)	0.017* (0.007)	-0.019	0.072* (0.029)
(ii) Consultas e internaciones							
Consultó últimos 12 meses	0.024 (0.013)	-0.01* (0.005)	0.023 (0.013)	0.001 (0.003)	0.007 (0.004)	0.003	0.034* (0.013)
Consultó últimos 4 meses	0.031 (0.016)	-0.011 (0.007)	0.043* (0.019)	-0.002 (0.004)	0.011* (0.005)	-0.010	0.041* (0.017)
Internado últimos 4 meses	0.006 (0.099)	-0.035 (0.085)	0.031 (0.045)	-0.014 (0.012)	0.027** (0.01)	-0.003	0.04 (0.129)
Exámenes indicados	-0.001 (0.031)	-0.025 (0.017)	0.044 (0.034)	0.013 (0.012)	0.001 (0.008)	-0.034	0.024 (0.033)
Medicamentos	-0.027 (0.021)	-0.006 (0.011)	-0.015 (0.025)	-0.002 (0.008)	-0.008 (0.005)	0.004	-0.021 (0.022)
(iii) Uso de servicios preventivos							
Examen clínico de mamas	0.031 (0.03)	-0.009 (0.012)	0.006 (0.036)	0.009 (0.011)	0.014 (0.014)	0.011	0.039 (0.032)
Mamografía	0.109* (0.045)	-0.023 (0.019)	0.103* (0.049)	0.019 (0.016)	0.019 (0.02)	-0.009	0.132** (0.047)
Papanicolau	0.136** (0.041)	-0.009 (0.02)	0.125* (0.049)	0.013 (0.016)	0.012 (0.018)	-0.005	0.145** (0.044)
Próstata	0.118** (0.041)	-0.018 (0.024)	0.149** (0.052)	-0.013 (0.016)	0.011 (0.015)	-0.011	0.136** (0.041)

Nota. Elaboración propia en base a los datos de la Encuesta de Salud Bienestar y Envejecimiento (SABE, OMS-MSP, 2001). Errores estándares entre paréntesis, los mismos surgen de hacer bootstrap para 400 replicaciones (StataCorp, 2006).

Tabla 4.2: Descomposición de la desigualdad socioeconómica en el uso de servicios de salud - Población afiliada al Seguro de Salud Público, Uruguay, 1999-2000

	Desigualdad socioeconómica total en el uso de cuidados, ICM	Contribución a la desigualdad total de...					Inequidad horizontal = (1) - (2)
		Morbilidad (necesidades)	Ingreso	Hábitos de salud	Tenencia de emergencia móvil	Residuo	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(i) Calidad de acceso a consulta							
Espera turno < 7 días	-0.044 (0.037)	0.004 (0.029)	-0.048 (0.044)	0.002 (0.015)	-0.001 (0.01)	-0.001	-0.048 (0.036)
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	-0.038 (0.044)	0.003 (0.041)	-0.033 (0.061)	-0.013 (0.024)	0.002 (0.015)	0.003	-0.041 (0.048)
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.088 (0.072)	0.018 (0.056)	0.055 (0.095)	-0.008 (0.031)	-0.003 (0.017)	0.026	0.07 (0.084)
(ii) Consultas e internaciones							
Consultó últimos 12 meses	0.015 (0.019)	-0.005 (0.011)	0.034 (0.018)	0.003 (0.007)	-0.001 (0.003)	-0.016	0.02 (0.019)
Consultó últimos 4 meses	-0.013 (0.027)	-0.006 (0.019)	0.005 (0.029)	0.005 (0.013)	0.002 (0.005)	-0.019	-0.007 (0.026)
Internado últimos 4 meses	-0.276* (0.112)	0.002 (0.085)	-0.232** (0.067)	-0.006 (0.016)	0.046 (0.028)	-0.086	-0.278* (0.133)
Exámenes indicados	-0.061 (0.058)	-0.017 (0.045)	-0.107 (0.088)	-0.001 (0.024)	0.026 (0.024)	0.038	-0.044 (0.065)
Medicamentos	-0.021 (0.026)	0.01 (0.02)	-0.003 (0.029)	-0.003 (0.01)	-0.018 (0.015)	-0.007	-0.031 (0.034)
(iii) Uso de servicios preventivos							
Examen clínico de mamas	0.039 (0.046)	-0.021 (0.034)	0.11 (0.056)	0.002 (0.018)	-0.013 (0.014)	-0.039	0.06 (0.043)
Mamografía	0.107 (0.073)	-0.049 (0.043)	0.19* (0.084)	0.011 (0.023)	-0.016 (0.015)	-0.029	0.157* (0.078)
Papanicolaou	0.157* (0.075)	-0.083 (0.053)	0.289** (0.086)	0.012 (0.017)	-0.013 (0.012)	-0.048	0.241** (0.08)
Próstata	0.036 (0.13)	0.009 (0.118)	0.145 (0.127)	-0.037 (0.091)	0.038 (0.046)	-0.119	0.027 (0.161)

Nota. Elaboración propia en base a los datos de la Encuesta de Salud Bienestar y Envejecimiento (SABE, OMS-MSP, 2001). Errores estándares entre paréntesis, los mismos surgen de hacer *bootstrapping* para 400 replicaciones (StataCorp, 2006).

Por su parte, los índices de inequidad en los servicios públicos muestran que desaparece la inequidad en la calidad de acceso a consultas y en la probabilidad de consultar, mientras que las internaciones presentan un índice de inequidad pro pobre. Esto último puede deberse a una estrategia de salud pública, donde para asegurar cuidado se interna o se alargan las estadías en los hospitales a los individuos de bajo nivel socioeconómico.

El análisis de los servicios preventivos muestra niveles de inequidad en el uso de mamografías y Papanicolaus que superan a los del sistema mutual. Por lo tanto, factores como carencias de información o bajos niveles de educación pueden estar detrás de la elevada inequidad observada en este tipo de cuidado; mientras que en el sistema mutual podría deberse a la existencia de tickets moderadores (copagos), que operan como barreras de acceso.

6. Conclusiones

En este trabajo se mide la equidad horizontal en la utilización de cuidados médicos, principio bajo el cual es de esperar que los cuidados se distribuyan de acuerdo a las necesidades y no al estatus socioeconómico de los individuos. El estudio de la distribución de los servicios de salud entre los diferentes estratos socioeconómicos de la población, así como su descomposición por causas determinantes, son importantes para identificar las fuentes de dichas inequidades y formular recomendaciones de política que mejoren la situación de aquellos que menos se benefician de los sistemas sanitarios.

Una primer forma de examinar la relación entre ingreso y uso de servicios de salud es a partir de regresiones que especifican medidas de acceso y uso de cuidados médicos como dependientes de variables de necesidad (autoreporte de salud, enfermedades crónicas y otros indicadores de morbilidad), nivel socioeconómico y variables de no necesidad (consumo riesgoso de alcohol, hábitos alimenticios, vida sedentaria, consumo de tabaco y cobertura médica). Para este análisis se estiman regresiones probit y regresiones en dos etapas usando variables instrumentales, de modo de atacar potenciales problemas de endogeneidad. Una segunda manera de medir las inequidades socioeconómicas en el uso de servicios médicos es a través de la construcción de índices de concentración estandarizados por morbilidad o necesidad del servicio.

Cuando existe la posibilidad de corregir por la endogeneidad del ingreso, por ejemplo a través de variables instrumentales, el método basado en el modelo probit ofrece una estimación más veraz del efecto causal del ingreso en el uso de servicios de salud. Si bien teóricamente es posible corregir por endogeneidad los coeficientes de las variables de necesidad, nunca se tiene la certeza si esto fue exhaustivo. De ser así, la medición de inequidad a través del índice de concentración seguirá siendo sesgada por omisión de variables de necesidad posiblemente vinculadas con el ingreso.

En el caso de no corregir por endogeneidad, el análisis de inequidad a través de índices de concentración permite identificar la contribución de variables de necesidad y de no necesidad a la inequidad total, distinguiendo aquellos elementos que la justifican de los que no. Esta agregación en índices facilita las comparaciones entre países, diferentes tipos de servicios y usos del servicio en diferentes puntos del tiempo.

Los resultados muestra que hay cierta concentración de la morbilidad en los estratos socioeconómicos más bajos: individuos de menor nivel socioeconómico tienen más necesidad de recibir servicios de salud que los individuos de mayores recursos. Una vez estandarizados los cuidados médicos por las necesidades que justificarían el uso de los mismos, se encuentra inequidad a favor de los estratos socioeconómicos más altos en el tiempo de espera en ser atendido, en las consultas médicas y servicios preventivos realizados. Estos últimos son los que presentan las mayores desigualdades. En otras palabras, los individuos con mayor nivel socioeconómico tienen más probabilidad de usar esos servicios de salud que individuos de menos recursos, para un mismo nivel de morbilidad o necesidad. El único índice de inequidad horizontal que muestra un sesgo pro pobre es el que corresponde a prescripción de medicamentos. A su vez, no se puede rechazar la hipótesis de equidad para el acceso a internación, indicación de exámenes y menor tiempo para llegar a la consulta. Estos resultados se mantienen al controlar por variables de comportamiento y cobertura de salud.

El análisis con variables instrumentales muestra mayor inequidad que el análisis probit en algunas de los indicadores analizados, como ser tiempo en llegar a la consulta y tiempo en ser atendido. Sin embargo, no detecta inequidad en el resto de los servicios analizados. La mayor ineficiencia en la estimación por variables instrumentales puede estar por detrás de este resultado.

Cuando se descomponen los índices de inequidad horizontal, se encuentra que el nivel socioeconómico tiene la mayor contribución en la determinación de las desigualdades detectadas, explicando al menos 85% del mayor uso de servicios por parte de los más ricos, aún luego de controlar por la

cobertura médica. La única excepción la constituye la prescripción de medicamentos, donde la cobertura médica tiene una alta incidencia en la inequidad pro pobre detectada.

En suma, los resultados indican que existe inequidad a favor de los estratos socioeconómicos más altos en el acceso a consultas médicas, en la calidad de dicho acceso y en el uso de servicios preventivos, inequidad que se ve magnificada luego de controlar por la morbilidad, la cual se concentra en los sectores más pobres de la población adulta mayor. Al comparar el sistema mutual con el público, el primero presenta mayor inequidad en la calidad de acceso y en la probabilidad de consulta, pero el sistema público muestra más inequidad en el uso de servicios preventivos. Esto sugiere que la existencia de tickets moderadores sería una barrera en el acceso a consultas, pero no constituiría el principal impedimento en el uso de servicios preventivos. En otras palabras, la entrega gratuita de servicios preventivos podría reducir la inequidad, pero no sería un factor determinante en su eliminación. Probablemente factores como la educación, el conocimiento acerca de la necesidad de atenderse y de hacerse exámenes preventivos, y la información sobre disponibilidad de servicios en los estratos socioeconómicos más bajos contribuiría en mayor medida a reducir las inequidades en la prevención. En este sentido, las recomendaciones para reducir las inequidades apuntan a políticas de promoción de salud, información sobre el impacto de dichos cuidados y mejor acceso a la salud primaria en los niveles socioeconómicos más bajos.

El grupo etario analizado en este trabajo, las diferentes medidas de cuidados utilizados y las instituciones de salud propias de cada país hacen que los valores de inequidad hallados no sean estrictamente comparables con los obtenidos en otras investigaciones. A pesar de ello, cabe destacar que la literatura en general muestra resultados similares en magnitud y signo para consultas médicas (entre 0.02 a 0.04) e internación (0).

Respecto a aquellas inequidades pro pobres detectadas, por ejemplo en el esperar turno menos de 7 días, el acceso a medicamentos, o a las internaciones (en el caso de la salud pública), pueden resultar de limitaciones metodológicas del estudio. Si la morbilidad no está medida con suficiente precisión, la observación de que los enfermos de menores recursos tienen más probabilidad de obtener medicamentos podría responder a que estos individuos llegan a la consulta en una situación de mayor necesidad y urgencia. Esto último puede explicar por qué individuos más pobres esperan menos días para acceder a una consulta pero demoran más tiempo en ser atendidos el día de la consulta.

Otra limitación del trabajo surge de la falta de disponibilidad de información sobre ingreso de los hogares en la encuesta SABE. La imputación del ingreso usando la Encuesta Continua de Hogares permite definir una medida única de nivel socioeconómico que engloba diversas dimensiones (educación, activos del hogar, actividad y ámbito laboral). Esto permite medir la inequidad en relación a una única variable agregada facilitando el análisis. Por otra parte, al imputar el ingreso, la variable de ingreso utilizada es linealmente dependiente de esas dimensiones del nivel socioeconómico previamente mencionadas. Por lo tanto, el contar con una variable de ingreso imputada no permite distinguir qué elementos asociados al nivel socioeconómico (como ocupación o educación) son más importantes en la explicación de las desigualdades. Esto limita en cierta forma el alcance sobre posibles recomendaciones de políticas.

Por último, interesa resaltar que la existencia de inequidades no siempre significa que el uso de cuidados para los individuos de niveles socioeconómicos más bajos debería converger al de mayores recursos, debido a la posibilidad de que exista sobreutilización en estos últimos.

Referencias bibliográficas

- Bertranou, F. (1993). "Demanda por consultas preventivas de salud: aplicación de un modelo logit al caso del gran Mendoza", Reunión Anual, 28, Tucumán, 1993. CDI-MECON.
- Bertranou, F. (1998). "Health Care Services Utilization and Health Insurance Status. Evidence from Argentina", *Revista de Análisis Económico* 13(2): 25-52.
- Bertranou, F. (1999). "Are market-oriented health insurance reforms possible in Latin America? The cases of Argentina, Chile and Colombia", *Health Policy* 47(1): 19-36.
- Bound, J. (1991). "Self-reported versus objective measures of health in retirement models", *The Journal of Human Resources* 26 (1): 106-38.
- Culyer, A. J. y Newhouse, J. P. Editors (2003). *Handbook of Health Economics*, Vol. 1B, Elsevier North Holland.
- De Santis, M. y Herrero, V. (2006). "Equidad en el acceso, desigualdad y utilización de los servicios de salud. Una aplicación al caso argentino en 2001", Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.
- García Gómez, P. y López, N. (2007). "Public and private health insurance and the utilisation of health care in Spain", *Research on Economic Inequality* 15: 169-195
- Gravelle, H. (2003). "Measuring income related inequality in health: standardization and the partial concentration index", *Health Economics* 12 (10): 803-819.
- Idler, E. y Benyamini, Y. (1997). "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behaviour* 38(1): 21-37.
- Juri, M. y Cuadrado, S. (2003). "Equidad en salud: una base conceptual y medición para Uruguay 1991-2000", Monografía Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, Uruguay.
- Leu, R. y Schellhorn, M (2006). "The Evolution of Income-Related Inequalities in Health Care Utilization in Switzerland over Time", *CESifo Economic Studies* 52(4): 666-690.
- Macinko, J.A. y Starfield, B. (2002). "Annotated Bibliography on Equity in Health, 1980-2001". *International Journal for Equity in Health*.
- Mossey, J. y Shapiro, E. (1982). "Self-Rated Health: a predictor of mortality among the elderly", *American Journal of Public Health* 72:800-808.
- Noronha, K. y Viegas, M. (2005). "Desigualdades sociais em saúde e na utilização dos serviços de saúde entre os idosos na América Latina", *Revista Panamericana de Salud Pública* 17 (5/6): 410-418.
- O'Donnell, O., van Doorslaer, E. Wagstaff, A. y Lindelow, M. (2008). "Analyzing health equity using household survey data: a guide to techniques and their implementation", WBI Learning Resources Series. The International Bank for Reconstruction and Development/ The World Bank, Washington, DC.
- Rao, V. (1969): "Two decompositions of the concentration ratio", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 132: 418-425.



StataCorp (2006): Stata Statistical Software: Release 9.1. College Station, TX: StataCorp LP.

Suarez-Berenguela, R. (2000): "Health System Inequalities and Inequities in Latin America and the Caribbean: Findings and Policy Implications". Working Document prepared for the Health and Human Development Division of the Pan American Health Organization-World Health Organization. World Bank EquiLAC Project, Investments in Health Equity and Poverty Project (PAHO/UNDP IHEP Project).

van Doorslaer, E., Masseria, C. y Koolman, X. (2006). "Inequalities in access to medical care by income in developed countries", *Canadian Medical Association Journal* 174 (2): 177-183.

van Doorslaer, E., Koolman, X. y Jones, A. (2004). "Explaining income-related inequalities in doctor utilization in Europe", *Health Economics* 13: 629-647.

van Doorslaer, Eddy y Wagstaff, Adam, 1992. "Equity in the delivery of health care: some international comparisons", *Journal of Health Economics* 11(4): 389-411.

Wagstaff, A. y van Doorslaer, E. (2004). "Overall versus socioeconomic health inequality: a measurement framework and two empirical illustrations", *Health Economics* 13 (3): 297-301.

Wagstaff, A., van Doorslaer, E. y Watanabe, N. (2003). "On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam", *Journal of Econometrics* 112(1): 207-223.

Wagstaff, A. (2002). "Inequality Aversion, Health Inequalities, and Health Achievement". *Journal of Health Economics* 21(4): 627-641.

Wagstaff, A. y van Doorslaer, E. (2000). "Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care", *The Journal of Human Resources* 35(4): 716-733.

Wagstaff, A., van Doorslaer, E., y Paci, P. (1991). "On the measurement of horizontal inequity in the delivery of health care", *Journal of Health Economics* 10(2): 169-205.

Wagstaff, A., Paci, P. y van Doorslaer, E. (1989). "Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons", *Oxford Review of Economic Policy* 5(1): 89-112.

Wallace, S. P y Gutierrez, V. F (2005). "Equity of access to health care for older adults in four major Latin American cities", *Revista Panamericana de Salud Pública* 17 (5/6): 394-409.

Whitehead, M. (1990). "The Concepts and Principles of Equity and Health". World Health Organization, Regional Office for Europe, Copenhagen.

Wooldridge, J. (2003). Econometric analysis of cross section and panel data, Cambridge: MIT Press.

Anexo

Para aproximar el nivel socioeconómico, se imputa el ingreso del hogar a los individuos de la encuesta SABE a partir de la utilización de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Uruguay para los años 1999 y 2000.

En la etapa inicial se estima utilizando la ECH una regresión del ingreso del hogar de los últimos 12 meses (en logaritmos) sobre una serie de variables correlacionadas con el nivel socioeconómico y que fueran replicables en la encuesta SABE, para hombres y mujeres por separado de 60 años o más. Estas variables incluyen características individuales de la persona (como edad y estado civil) así como también indicadores de educación, situación laboral, tipo de ocupación, tipo de vivienda, disponibilidad de bienes duraderos, composición del hogar y fuentes de ingreso (si recibe rentas o contribuciones de familiares por ejemplo). El ajuste en la estimación del logaritmo del ingreso es de $R^2=0.67$ para los hombres y de $R^2=0.65$ para las mujeres.

En una segunda etapa, se realiza una predicción del logaritmo de los ingresos del hogar en la encuesta SABE utilizando los coeficientes de la primera estimación. En otros términos, se asigna a las observaciones de la SABE el mismo efecto de las variables independientes sobre el ingreso del hogar que se observa en la ECH. El logaritmo del ingreso del hogar en la SABE es luego transformado a ingreso equivalente del hogar utilizando la escala de la OCDE. La variable final que se utiliza como aproximación al nivel socioeconómico del individuo es el logaritmo del ingreso equivalente del hogar.

Tabla A.1: Estadísticas descriptivas de las variables para imputar el ingreso del hogar en la SABE a partir de la Encuesta Continua de Hogares de 1999 y 2000

	(1) Hombres		(2) Mujeres	
	SABE	ECH	SABE	ECH
Año 2000	0,348	0,508	0,297	0,507
Edad (años)	70,729	70,371	71,087	71,634
Casado	0,718	0,787	0,346	0,38
Divorciado	0,087	0,055	0,123	0,095
Viudo	0,146	0,114	0,492	0,438
% de trabajadores en la casa	0,189	0,293	0,238	0,259
Menores de 14 en la casa	0,206	0,172	0,365	0,186
Mayores de 14 en la casa	2,634	2,639	2,586	2,407
Educación técnica	0,074	0,085	0,051	0,034
Años de educación	5,952	6,996	5,582	6,968
Ama/amo de casa	0,019	0,007	0,111	0,116
Ocupado	0,214	0,274	0,117	0,113
Jubilado	0,693	0,647	0,532	0,704
Desocupado	0,009	0,016	0,009	0,008
Empleado	0,723	0,728	0,563	0,619
Patrón	0,091	0,09	0,045	0,023
Trabajador por cuenta propia	0,14	0,169	0,216	0,152
Trabaja para familiar, no remunerado	0,008	0,002	0,019	0,008
Trabaja en una cooperativa	0,009	0,005	0,003	0
Tipo de vivienda (casa o departamento)	0,987	0,987	0,992	0,986
Total habitaciones en la vivienda	3,309	3,535	3,385	3,466
Vivienda propia	0,631	0,685	0,631	0,672
Pagando vivienda propia	0,07	0,101	0,087	0,105
Alquila vivienda	0,064	0,137	0,088	0,144
Agua adentro de vivienda	0,981	0,992	0,991	0,994
Evacuación sanitaria a red	0,941	0,856	0,962	0,873
Electricidad	0,991	0,999	0,996	0,999
Cocina eléctrica	0,045	0,123	0,055	0,136
Cocina a gas	0,053	0,104	0,061	0,116
Cocina a supergas	0,867	0,756	0,868	0,734
Cocina keroseno	0,025	0,013	0,01	0,012
Refrigerador	0,964	0,99	0,977	0,991
Lavarropa	0,666	0,683	0,6	0,61
Calentador agua	0,812	0,943	0,81	0,941
Microondas	0,279	0,318	0,253	0,274
TV	0,966	0,989	0,987	0,991
Video	0,407	0,457	0,369	0,398
Automóvil	0,371	0,377	0,258	0,26
Recibe ingresos por rentas	0,047	0,1	0,051	0,062
Recibe ingresos por jubilación	0,847	0,768	0,778	0,796
Recibe ingresos por contribuciones y subsidios	0,138	0,196	0,272	0,182
Observaciones	528	5081	916	8137

Tabla A.2: Estimación del logaritmo del ingreso del hogar para hombres y mujeres, Encuesta Continua de Hogares de 1999 y 2000

Variable dependiente	(1) Regresión para hombres	(2) Regresión para mujeres
	Ln(ingreso del hogar)	Ln(ingreso del hogar)
Año 2000	0.015 (1.29)	0.032 (3.41)**
Edad	0.024 (1.83)	0.037 (4.10)**
(Edad) ²	-0.000 (1.38)	-0.000 (3.44)**
Casado	0.116 (3.76)**	0.098 (5.27)**
Divorciado	0.055 (1.38)	-0.052 (2.31)*
Viudo	0.076 (2.24)*	-0.008 (0.45)
% de trabajadores en la casa	0.416 (14.21)**	0.384 (16.19)**
Menores de 14 en la casa	0.002 (0.15)	0.022 (2.43)*
Mayores de 14 en la casa	0.108 (17.29)**	0.120 (22.48)**
Educación técnica	0.119 (2.01)*	0.159 (2.91)**
Años de educación	0.020 (4.04)**	0.025 (5.97)**
(Años de educación) ²	0.001 (4.23)**	0.001 (2.97)**
Ama/amo de casa	-0.049 (0.51)	-0.046 (1.57)
Ocupado	0.062 (1.92)	-0.104 (3.55)**
Jubilado	0.036 (1.42)	0.046 (2.02)*
Desocupado	-0.148 (3.25)**	-0.178 (3.08)**
Empleado	-0.270 (2.66)**	0.003 (0.26)
Patrón	-0.188 (1.80)	0.024 (0.67)
Trabajador por cuenta propia	-0.459 (4.47)**	-0.082 (4.83)**
Trabaja para familiar, no remunerado	-0.510 (3.31)**	-0.105 (1.76)
Cooperativa	-0.321 (2.74)**	0.427 (1.96)
Tipo de vivienda (casa o departamento)	-0.026 (0.53)	0.078 (1.98)*
Total habitaciones en la vivienda	0.071 (11.57)**	0.077 (15.47)**
Vivienda propia	0.150 (6.61)**	0.144 (8.21)**
Pagando vivienda propia	0.132 (4.88)**	0.120 (5.66)**
Alquila vivienda	-0.017 (0.63)	-0.087 (4.16)**
Agua adentro de vivienda	0.130 (1.87)	0.054 (0.83)

Evacuación sanitaria a red	0.135 (8.09)**	0.176 (12.40)**
Electricidad	-0.217 (1.66)	-0.134 (1.35)
Cocina eléctrica	0.044 (0.51)	0.180 (1.51)
Cocina a gas	0.141 (1.62)	0.336 (2.82)**
Cocina a supergás	-0.056 (0.66)	0.057 (0.48)
Cocina keroseno	-0.174 (1.83)	-0.110 (0.90)
Refrigerador	0.304 (4.37)**	0.181 (3.26)**
Lavarropa	0.065 (4.27)**	0.085 (7.34)**
Calentador agua	0.249 (8.24)**	0.255 (11.64)**
Microondas	0.157 (5.43)**	0.182 (8.07)**
TV	0.119 (1.70)	0.127 (2.39)*
Video	0.136 (6.75)**	0.146 (8.86)**
Automóvil	0.227 (8.69)**	0.238 (9.89)**
(Índice de privación) ² #	0.002 (0.03)	-0.011 (0.18)
Recibe ingresos por rentas	0.259 (11.59)**	0.205 (9.37)**
Recibe ingresos por jubilación	0.086 (3.83)**	-0.002 (0.09)
Recibe ingresos por contribuciones y subsidios	0.002 (0.13)	-0.062 (5.61)**
Constante	6.762 (13.19)**	5.952 (16.66)**
Observaciones	5080	8135
R ²	0.67	0.65
Estadísticos t en paréntesis. * significativo al 5%; ** significativo al 1%		

Nota: El índice de privación se computa en base a los bienes duraderos del hogar, ponderando cada bien por la inversa de su varianza en la muestra. Este índice se incluye en la regresión elevado al cuadrado.