



**Departamento de Economía**  
Facultad de Ciencias Sociales  
Universidad de la República

**Documentos de Trabajo**

**Inequidades socioeconómicas en el uso de  
servicios sanitarios del adulto mayor  
montevideano**

**Ana Inés Balsa, Daniel Ferrés, Máximo Rossi y Patricia Triunfo**

**Documento No. 13/07**  
Octubre, 2007

## **Inequidades socioeconómicas en el uso de servicios sanitarios del adulto mayor montevideano**

Ana Inés Balsa  
Health Economics Research Group  
University of Miami  
Miami, FL, USA  
Departamento de Economía  
Universidad de Montevideo  
Montevideo, Uruguay  
Tel: (598 2) 707 44 61 int. 316  
Email: abalsa@miami.edu

Daniel Ferrés  
Departamento de Economía  
Universidad de Montevideo  
Montevideo, Uruguay  
Tel: (598 2) 707 44 61 int. 323  
Email: dferres@um.edu.uy

Máximo Rossi  
Departamento de Economía  
Facultad de Ciencias Sociales  
Universidad de la República  
Montevideo, Uruguay  
Tel.: (598 2) 410 64 49 int. 684  
Fax: (598 2) 410 64 50  
email: mito@decon.edu.uy

Patricia Triunfo  
Departamento de Economía  
Facultad de Ciencias Sociales  
Universidad de la República  
Montevideo, Uruguay  
Tel.: (598 2) 410 64 49 int. 689  
Fax: (598 2) 410 64 50  
email: patricia@decon.edu.uy

## Resumen

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 del año 1999 y 2000. El análisis imputa el ingreso equivalente del hogar a través de la utilización de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE), considera una amplia serie de indicadores de acceso, calidad y uso de servicios de salud, e intenta 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. Una vez estandarizado el uso de servicios por las necesidades de cuidados, 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). Estos últimos son los que presentan las mayores inequidades. Del análisis con variables instrumentales se deduce que las inequidades se subestimarían en el caso de no corregir por endogeneidad.

**Palabras claves: inequidad en salud, índices de concentración, adulto mayor.**

**JEL codes: I100, I180, I190.**

## Abstract

The aim of this work is to analyse the socio-economic associated inequity in the use of health care services among older adults in Montevideo, capital city of Uruguay, based on data from the SABE survey in the years 1999-2000. We impute the equivalent household income through the use of the ECH (Household Continuous Survey) of the Statistics National Institute (INE). Considering a wide range of access, quality, and use of health care services indicators, we attempt to reduce the probable biases that arise from the fact that morbidity and use of health care services variables are measured contemporaneously. Also, we correct for the potential endogeneity of income and health by the use of Instrumental Variables. After the standardization of the use of services by necessity, we find horizontal inequity favouring the older adults with a higher socio-economic level, in the quality of access to the medical consultation (time to arrival and time to being attended), in the probability of having had a consultation in the last four and twelve months, and in the use of preventive services (mammography, Papanicolau, and prostate examination). The latter, show the higher levels of inequity. Through the Instrumental Variable analysis we deduce that inequity would be underestimated if endogeneity is not corrected for.

**Key words: health inequity, concentration indexes, older adults.**

## 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 del sector privado tienen derecho al servicio que prestan estas instituciones a través del pago de la cuota que realiza la Seguridad Social (DISSE). 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 establecer un Sistema Nacional Integrado de Salud financiado por un Seguro Nacional de Salud. 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).

En un estudio para ocho países desarrollados, van Doorslaer et al (1992) rechazan la hipótesis de inequidad en el acceso a visitas de atención primaria salvo para Dinamarca, a la vez que en seis de los ocho países encuentran inequidad en el monto imputado de gastos médicos (cuidados primarios, especialistas y días de hospitalización) (Culyer y Newhouse, 2003).

En la misma línea, van Doorslaer et al (2004), utilizando 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. Dichos resultados se mantienen para la atención odontológica.

Por su parte, Morris et al (2003) para un estudio de inequidad en el uso de los servicios de profesionales de la salud en Inglaterra, encuentran que la utilización de los servicios médicos está relacionada con el ingreso, la raza, y la educación y que los individuos de bajos ingresos y las minorías étnicas muestran un menor uso de servicios secundarios pero un mayor uso de servicios primarios. El artículo determina, además, las contribuciones de variables de necesidad y de no necesidad a la concentración en el uso de

servicios de salud en relación al ingreso, concluyendo que las primeras, tales como la edad, el sexo y el estado de salud tienen la mayor contribución a la inequidad.

En un estudio para Suiza que abarca cuatro años (1982, 1992, 1997 y 2002), Leu y Shellhorn (2004) 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 profesional. Dado que la decisión de un contacto inicial con el médico es del paciente, mientras que las subsiguientes visitas son decisión del médico, esto estaría indicando que la inequidad está determinada por la conducta e incentivos del paciente y no por la actitud de los médicos. A su vez, encuentran que el número de noches de hospitalización se distribuye equitativamente entre los quintiles de ingreso.

Para España, García Gómez y López (2004; 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. Dicha contratación aumentó hacia finales de los noventa en los sectores de mayor nivel socioeconómico. Los autores sugieren que los servicios de salud privados generan un fuerte efecto de acceso, permitiendo a los individuos en el nuevo sistema usar los servicios privados que son percibidos como de una calidad superior.

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 ricos, 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; el financiamiento de los sistemas públicos de salud, por otra parte, 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 morbilidad<sup>1</sup>, 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.

---

<sup>1</sup> 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.



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.

### **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.).<sup>2</sup>

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.

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

---

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

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.

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 y Gutierrez, 2005) como aproximaciones al nivel socioeconómico del individuo.

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<sup>3</sup>. Los coeficientes estimados de la regresión ( $R^2=0.65$ ) fueron utilizados para calcular el ingreso del hogar, el cual se transformó en ingreso equivalente a través de la aplicación de la escala de equivalencia de la OCDE.<sup>4</sup> 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).<sup>5</sup>

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 asociadas a la morbilidad del individuo.

---

<sup>3</sup> 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 que existen entre las mismas.

<sup>4</sup> Ingreso equivalente= Ingreso del hogar / (1+ Otros integrantes adultos\*0,7+ integrantes menores de 18\* 0,5)

<sup>5</sup> En el caso de usar sólo un índice de bienes duraderos para estimar el ingreso del hogar (como en el trabajo de Wallace y Gutierrez, 2005), el ajuste agregado es menor ( $R^2=0.45$ ).

Dentro de los indicadores de necesidad se encuentra el estado de salud de los individuos, el cual 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, dando lugar al problema 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 diaria<sup>6</sup>, el índice de

---

<sup>6</sup> 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.

masa corporal<sup>7</sup> 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.

A su vez, el análisis considera otras variables de control que suelen denominarse de no necesidad, dado que diferencias en dichas variables no justifican diferencias en el uso de servicios. Entre éstas figuran variables de comportamiento tales como el consumo de alcohol, la vida sedentaria, el consumo de tabaco, los hábitos alimenticios y la cobertura médica. En el primer caso, 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. Finalmente, 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.

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

---

<sup>7</sup> El índice de masa corporal resulta de dividir la altura en centímetros respecto al peso en gramos al cuadrado.

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.

[Tabla 1]

#### 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:

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

donde  $m_i$  es una variable que mide el cuidado médico recibido por el individuo,  $y_i$  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). En esta aproximación, por estimarse una única ecuación para los diferentes grupos

socioeconómicos, se incluyen las interacciones entre las variables de ingreso y necesidad de cuidados médicos.<sup>8</sup>

Para detectar posibles inequidades se estima la ecuación (1) y se examinan las hipótesis:  $\alpha_1 = 0$ ;  $\delta_1 = \dots = \delta_K = 0$ , esto 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.

---

<sup>8</sup> 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).

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, así 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.

Como forma de corregir 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.<sup>9</sup> 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 construye un índice de necesidades de cuidado médico, basado en las diferentes variables de necesidad subjetivas y objetivas, instrumentando dicha variable con los autoreportes retrospectivos del estado de salud y nutrición del individuo en sus primeros 15 años de vida<sup>10</sup>. A pesar de tratarse de variables dicotómicas, utilizamos el método de variables instrumentales en dos etapas, asumiendo una función de probabilidad lineal en la segunda etapa.

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.<sup>11</sup>

---

<sup>9</sup> 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.

<sup>10</sup> 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?”.

<sup>11</sup> 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 de morbilidad no observables al momento de la encuesta que el ingreso contemporáneo.



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.

Finalmente, es preciso destacar que cuando se estima la ecuación (1) con variables instrumentales, no es posible identificar las interacciones entre el ingreso y las variables de morbilidad por no disponer de suficientes instrumentos, por lo que se analizará únicamente el coeficiente del nivel socioeconómico.

#### 4.2 Índices de concentración e inequidad

El análisis anterior permite detectar inequidades, pero no medirlas. Para medir la desigualdad en el uso de servicios de salud en relación al nivel socioeconómico de los individuos, 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:

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

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 propone 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.

Para estandarizar la distribución del uso de servicios en función de las necesidades, se aplica el método de estandarización indirecta sugerido por Wagstaff y van Doorslaer (2000). Este método estima las necesidades de servicios médicos como la predicción  $\hat{m}$  que surge de ajustar una regresión del uso de servicios de salud,  $m$ , sobre los valores actuales de variables demográficas, indicadores de morbilidad y mediciones del estado de salud, representados a través del vector  $h_i = (h_{i1}, \dots, h_{iK})$ . La regresión ajusta, además, por los valores medios de variables socioeconómicas ( $\bar{y}_i$ ) y los valores medios de otros indicadores de no necesidad como la cobertura de salud y variables de comportamiento (representadas por el vector  $\bar{x}_i = (\bar{x}_{i1}, \dots, \bar{x}_{iJ})$ ). Por lo tanto, el índice de necesidad se construye como:

$$(3) \hat{m}_i = E(m_i | h_i, \bar{y}_i, \bar{x}_i) = f(\hat{\alpha}_0 + \sum_k \hat{\beta}_k h_{ik} + \sum_j \hat{\gamma}_j \bar{x}_{ij} + \hat{\alpha}_1 \bar{y}_i)$$

donde  $f$  es una función *probit*. Este índice asume que la relación media entre necesidad y tratamiento para toda la población (reflejada en los coeficientes de la regresión (3)) es la adecuada para ponderar los diferentes indicadores de necesidad para cada individuo.

Una vez obtenido el indicador de necesidad, se computa el índice de concentración de las necesidades en salud,  $IC_n$ , reemplazando  $\hat{m}$  por  $m$  y  $\bar{\hat{m}}$  por  $\bar{m}$  en la ecuación (2).

Finalmente, la inequidad horizontal en el uso de servicios de salud ( $IH$ ) se mide como la diferencia entre la desigualdad en el uso de servicios de salud,  $IC_m$  y la desigualdad en las necesidades de servicios sanitarios,  $IC_n$ . En otras palabras, el índice de inequidad horizontal ( $IH$ ) está dado por la parte de la desigualdad socioeconómica en la utilización no justificada por desigualdades en las necesidades (Gravelle, 2003):

$$(3) IH = IC_m - IC_n$$

En este trabajo se estima la  $IH$  en las consultas médicas, en el uso de servicios de salud preventiva y en la calidad de acceso a los servicios, tanto para la población en general, como para aquellos individuos atendidos exclusivamente en salud pública y en el sistema mutual.

Lamentablemente, no es posible realizar la estimación corrigiendo por los sesgos a los 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 en que al disponer de datos longitudinales, miden la morbilidad en un período anterior al de estudio.

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.<sup>12</sup>

### 4.3 Descomposición de los índices de inequidad

A partir de la ecuación (2) es posible descomponer el índice de inequidad como la suma ponderada de la inequidad existente en los determinantes de 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):

$$(4) IC_m = \sum_k (\beta_k \bar{x}_k / \bar{m}) IC_k + GIC_\varepsilon / \bar{m}$$

donde  $\bar{m}$  es la utilización media de servicios de salud,  $\bar{x}_k$  es la media de la variable  $x_k$ ,  $\beta_k$  el coeficiente de  $x_k$  en una regresión con  $m$  como variable dependiente,  $IC_k$  es el índice de concentración de la variable  $k$ , definido en forma análoga a  $IC_m$  y  $GIC_\varepsilon$  es un índice de concentración de los residuos. A pesar de que estos indicadores de uso de servicios de salud son dicotómicos, se realiza una descomposición suponiendo un modelo de probabilidad lineal, permitiendo detectar los grupos de variables mayormente responsables de la inequidad. Por lo tanto, dado que el interés está centrado en los parámetros, los cuales son estimados por mínimos cuadrados ordinarios, pierde relevancia el poder encontrar en estos modelos probabilidades fuera del rango [0,1] (Wooldridge, 2003).

---

<sup>12</sup> Se realizaron 400 replicaciones (Statacorp, 2005).

## 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*.

[Tabla 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. En particular, una vez controlado el seguro de salud la inequidad se mantiene 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.

[Tabla 3.1]

Por su parte, las Tablas 3.1 y 3.2 muestran los efectos marginales del nivel socioeconómico sobre el uso de cuidados médicos utilizando variables instrumentales; en el primer caso instrumentando únicamente el nivel socioeconómico, y en el segundo instrumentando también las variables de necesidad. Las pruebas F 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. Por su parte, los indicadores de salud y nutrición en los primeros 15 años de vida son sólo relevantes para explicar la necesidad latente de consultas médicas. Por este motivo, en la Tabla 3.2 se analizan únicamente las consultas. Como se observa en dicha tabla, para el caso de las consultas realizadas en los últimos 4 y 12 meses, el estadístico Hansen J no rechaza la hipótesis de que el modelo está correctamente especificado.

[Tabla 3.2]

En el caso de los resultados presentados en la Tabla 3.1, se observa que una vez controladas las necesidades que justificarían el uso de cuidados médicos, hay inequidad en el tiempo en llegar a la consulta, en el tiempo en ser atendido, en las consultas realizadas en los últimos 4 meses y en el servicio preventivo del Papanicolau, dependiendo significativa y positivamente de la variable que aproxima el nivel socioeconómico. Por lo tanto, los individuos con mayores ingresos tienen más probabilidad de usar esos servicios de salud que individuos pobres, al mismo nivel de necesidad.

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, tiempo en ser atendido, consultas en los últimos 4 meses y exámenes de Papanicolau. No se detectan inequidades en otros servicios preventivos (que sí eran significativos en el análisis *probit*) ni en ninguna de las variables de consultas, cuando se instrumenta por el nivel socioeconómico y el índice latente de necesidades. En este sentido, es posible que los instrumentos no sean lo suficientemente robustos como para detectar los efectos bajo análisis; de hecho la estimación por mínimos cuadrados en dos etapas es más ineficiente que la estimación en una etapa, como puede observarse del incremento en los errores estándares de la estimación reportada en las Tablas 3.1 y 3.2, en relación a los reportados en la Tabla 2. Los coeficientes, sin embargo, son en general mayores a los de la estimación por el método *probit*.

Por otra parte, el análisis de las otras variables de control indica que en general no hay diferencias en el uso de cuidados médicos entre hombres y mujeres, excepto en la recomendación de exámenes, encontrando una mayor probabilidad para los hombres, y en

el tiempo en ser atendido, el cual es menor para las mujeres.<sup>13</sup> 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.<sup>14</sup> Por su parte, las variables que indican el estado de salud tienen el signo esperado. Por ejemplo, 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.

## 5.2 Índices de concentración

Se estimaron los índices de concentración brutos de los cuidados médicos, los de concentración en la necesidad de cuidados y los índices de inequidad horizontal, para diferentes aproximaciones del cuidado médico recibido que dan cuenta de la calidad del acceso y el uso de servicios.

[Tabla 4]

En la columna (1) de la Tabla 4, se observa que el uso de servicios de salud se concentra en los individuos con mayor nivel socioeconómico. El índice bruto de concentración resulta estadísticamente significativo y positivo (pro ricos) para el caso de tiempo de llegada a una consulta, tiempo en ser atendido, consultas en los últimos 12 meses y uso de servicios preventivos, excepto examen clínico de mamas. Sin embargo, para el indicador de medicamentos obtenidos, se encuentra un índice estadísticamente significativo pero con signo negativo, reflejando un sesgo a favor de los sectores de menores ingresos.

Por otra parte, la necesidad por consultas médicas (tanto en los 4 como en los últimos 12 meses), las necesidades de exámenes y de mamografías se concentran más en los individuos de menor nivel socioeconómico, como puede observarse en la segunda columna de la Tabla 4. Los índices de concentración de las necesidades para los referidos cuidados (ICn) son estadísticamente significativos y negativos.

Una vez estandarizado el uso de servicios por las necesidades de cuidados, observamos inequidad horizontal a favor de los de mayor nivel socioeconómico en el

---

<sup>13</sup> Los resultados de las estimaciones están disponibles por parte de los autores a requerimiento del lector.

<sup>14</sup> 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.

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. Particularmente 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 es coordinada; los requerimientos de calidad exigidos por los diferentes estratos; y características inobservables de los individuos ante la percepción de la enfermedad.

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

Las desigualdades mayores corresponden al acceso a cuidados preventivos, y en particular a los paraclínicos (mamografía, próstata y PAP), encontrando en todos los casos un sesgo a favor de los ricos. Estos resultados son consistente 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 diferencias 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.

Las estimaciones de los índices de concentración por sexo, muestran que se mantienen las inequidades previamente detectadas en el tiempo en ser atendido y en el acceso a consultas médicas.<sup>15</sup> 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.

---

<sup>15</sup> Las estimaciones están disponibles a requerimiento del lector. Los indicadores de cuidados preventivos son específicos de cada sexo, por lo que ya fueron comentados.

### *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.<sup>16</sup>

Para el caso de cobertura mutual (Tabla 5), 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 0.161 a 0.133, para el PAP de 0.213 a 0.147, y para examen de próstata de 0.245 a 0.151.

En términos de los indicadores de calidad de acceso a la consulta, se observa que los individuos de menores recursos tienen una mayor probabilidad de esperar menos de una semana para obtenerla, lo que podría estar asociado a mayores niveles de morbilidad en el momento de consultar, accediendo a través de la emergencia. Por otra parte, 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.

[Tablas 5.1 y 5.2]

Por su parte, los índices de concentración 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 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, que operan como barreras de acceso.

---

<sup>16</sup> Están incluidos aquellos individuos que además del seguro público o mutual tienen seguro parcial de emergencias móviles.



#### 5.4 Descomposición del índice de concentración para el total de la muestra

Es posible descomponer el índice de concentración bruto en los diferentes factores que contribuyen a explicarlo, estimando los índices de concentración parcial de cada uno de los determinantes. El signo de estos índices parciales permite determinar si la concentración se debe a estar en una mejor situación relativa en la distribución de ingresos (signo positivo), o a situarse en los niveles más bajos de la distribución (signo negativo).

Como se observa en la Tabla 6, salvo en medicamentos obtenidos, la mayor contribución al índice de inequidad bruto corresponde al nivel socioeconómico, el cual explica más del 60% de la concentración en el uso de servicios. Por lo tanto, 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 única excepción de medicamentos, donde tiene gran peso la cobertura médica.

[Tabla 6]

## 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.

Los resultados indican 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 ser atendido, consulta en los últimos 4 meses y Papanicolau. 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 60% 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.

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.

Nuestro análisis tiene además otras limitantes. En primer lugar, si bien la presente investigación permite detectar inequidades y en qué rubros resultan más importantes, el valor absoluto de los índices no nos dice demasiado sobre cuán importantes son dichas desigualdades. La comparación con índices de inequidad de otros países, facilitaría dicho diagnóstico. Sin embargo, no se disponen de antecedentes para el grupo etario analizado en este trabajo, ni para los diferentes servicios médicos considerados y menos aún para países de menor desarrollo relativo como es el Uruguay. A pesar de no ser estrictamente comparable, la literatura relevada en los antecedentes, muestra resultados similares en magnitud y signo para consultas médicas (entre 0.02 a 0.04) e internación (0).

En segundo término, 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.

Finalmente, la utilización de una variable agregada para reflejar el nivel socioeconómico del individuo, no permite distinguir qué elementos asociados al nivel socioeconómico son más importantes en la explicación de las desigualdades, y por lo tanto qué tipo de políticas serían más importantes al momento de atacar dicho problema.

## Bibliografía

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, Vol. 13, No. 2.

Bertranou, F. (1999). "Are market-oriented health insurance reforms possible in Latin America? The cases of Argentina, Chile and Colombia", Health Policy, Vol.47.

Bound, J. (1991). "Self-reported versus objective measures of health in retirement models". The Journal of Human Resources, 26 (1).

Culyer, A. J. y Newhouse, J. P. Editors (2003): Handbook of Health Economics, Vol. 1B, Elsevier North Holland.

Culyer, A. J., van Doorslaer, E. y Wagstaff, A. (1992). "Access, utilization and equity: A further comment," Journal of Health Economics, Vol. 11(2).

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", Anales XLI Reunión Anual AAEP.

García Gómez, P. y López, N. (2004). "The evolution of inequality in the access to health care in Spain: 1987-2001". Documento de Trabajo N° 756, Departamento de Economía, Universidad Pompeu Fabra.

García Gómez, P. y López, N. (2007). "The evolution of inequality in the access to health care in Spain: 1987-2001". Documento de Trabajo N° 756, Departamento de Economía, Universidad Pompeu Fabra.

Gravelle, H. (2003). "Measuring income related inequality in health: standardization and the partial concentration index", Health Economics, 12 (10).

Idler, E. y Benyamini, Y. (1997). "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies", Journal of Health and Social Behaviour, Vol. 38, No. 1.

Instituto Nacional de Estadística (INE): <http://www.ine.gub.uy>.

Juri, M. y Cuadrado, S. (2003). "Equidad en salud: una base conceptual y medición para Uruguay 1991-2000", Monografía Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Uruguay.

Leu, R. y Schellhorn, M. (2004). "The Evolution of Income-Related Inequalities in Health Care Utilization in Switzerland over Time", IZA Discussion Paper Series, No. 1316.

Macinko, J. y Starfield, B. (2002). "Annotated Bibliography on Equity in Health, 1980-2001", International Journal for Equity in Health, No.1.

Morris, S., Sutton, M. y Gravelle, H. (2003). "Inequity and inequality in use in the use of health care in England: an empirical investigation", University of York, CHE Technical Paper Series 27.

Mossey, J. y Shapiro, E. (1982): "Self-Rated Health: a predictor of mortality among the elderly", American Journal of Public Health, 72.

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).

Rao, V.M. (1969): "Two decompositions of concentration ratio", Journal of the Royal Statistical Society, 132 (3).

SABE-OPS/OMS: <http://www.ssc.wisc.edu/sabe/home.html>.

Salleras Sanmartí, L. (1985): Educación sanitaria. Principios, métodos y aplicaciones, Ed. Díaz de Santos, Madrid.

StataCorp (2005): Stata Statistical Software, Release 9.0. College Station.

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., Koolman, X. y Jones, A. (2004). "Explaining income-related inequalities in doctor utilization in Europe", Health Economics 13.

van Doorslaer, E. y Wagstaff, A. (1992): "Equity in the delivery of health care: some international comparisons", Journal of Health Economics, Vol. 11(4).

Wagstaff, A. (2002): "Inequality Aversion, Health Inequalities, and Health Achievement", World Bank Policy Research Working Paper No. 2765.

Wagstaff, A. y van Doorslaer, E. (2000): "Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care", The Journal of Human Resources, Vol. 35, No. 4.

Wagstaff, A. y van Doorslaer, E. (1992). "Equity in the finance of health care: Some international comparisons", Journal of Health Economics, Vol. 11(4).

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*, Vol. 10(2).

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*, Vol. 5, No. 1.

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

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

**Tabla 1: Estadísticas descriptivas**

Uruguay 1999-2000

Variable	Toda la población	Solo seguro		Cuartil socioeco.	Cuartil socioeco.	
	SABE	público	mutual	Inferior	Superior	
	N	Media	Media	Media	Media	
<b>CALIDAD DE ACCESO Y USO DE CUIDADOS MEDICOS</b>						
<b>(i) Calidad de acceso a consulta médica</b>						
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
<b>(ii) Consultas generales e internaciones</b>						
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
<b>(iii) Uso de servicios preventivos</b>						
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
<b>NIVEL SOCIOECONOMICO</b>						
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)
<b>VARIABLES DE NECESIDAD</b>						
Edad		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
<b>VARIABLES DE NO NECESIDAD</b>						
<b>Indicadores de comportamiento y cuidado personal</b>						
No come frutas y verduras diariamente	1440	0.162	0.185	0.128	0.241	0.099
Consume 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
<b>Cobertura de salud</b>						
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.



**Tabla 2: Efectos marginales del nivel socioeconómico\* en el uso de servicios de salud**

**Método *probit*  
Uruguay, 1999-2000**

	Sin controles	Controlando por variables de necesidad	Controlando por variables de necesidad y comportamiento	Controlando por variables de necesidad, comportamiento y seguro	Prueba de significación conjunta del nivel socioeco. e interacciones del nivel socioeco. c/ morbilidad
<b>(i) Calidad de acceso a consulta</b>					
Espera turno < 7 días	-0.041 (0.029)	-0.065 (0.032)*	-0.062 (0.035)	-0.094 (0.039)*	F=17.50 P=0.094
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	0.102 (0.029)**	0.081 (0.034)*	0.080 (0.037)*	0.066 (0.042)	F=15.79 P=0.149
Tiempo en ser atendido <30 minutos	0.152 (0.032)**	0.161 (0.037)**	0.167 (0.040)**	0.130 (0.045)*	F=22.33 P=0.022*
<b>(ii) Consultas/internaciones</b>					
Consultó últimos 12 meses	0.066 (0.020)**	0.111 (0.021)**	0.097 (0.022)**	0.065 (0.033)*	F=21.95 P=0.025*
Consultó últimos 4 meses	0.038 (0.023)	0.069 (0.027)*	0.078 (0.029)*	0.049 (0.032)	F=21.98 P=0.025*
Internado últimos 4 meses	-0.021 (0.012)	-0.021 (0.013)	-0.023 (0.013)	-0.033 (0.014)*	F=18.03 P=0.081
Exámenes indicados	-0.016 (0.030)	0.026 (0.035)	0.029 (0.037)	0.004 (0.043)	F=6.00 P=0.873
Medicamentos obtenidos	-0.101 (0.030)**	-0.061 (0.034)	-0.073 (0.036)*	-0.029 (0.041)	F=31.42 P=0.001**
<b>(iii) Servicios preventivos</b>					
Examen clínico de mamas	0.065 (0.028)*	0.067 (0.031)*	0.068 (0.033)*	0.060 (0.038)	F=23.58 P=0.015*
Mamografía	0.107 (0.025)**	0.136 (0.028)**	0.129 (0.029)**	0.134 (0.035)**	F=28.53 P=0.003**
Papanicolau	0.143 (0.024)**	0.171 (0.027)**	0.171 (0.028)**	0.158 (0.033)**	F=31.78 P=0.001**
Próstata	0.219 (0.037)**	0.236 (0.040)**	0.227 (0.046)**	0.186 (0.050)**	F=17.12 P=0.105

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

**Tabla 3.1 Efectos marginales del nivel socioeconómico\* en el uso de servicios de salud**  
**Método variables instrumentales (instrumentando por nivel socioeconómico)**  
**Uruguay, 1999-2000**

	(1) Sin controles	(2) Controlando por variables de necesidad	(3) Controlando por variables de necesidad y conducta	(4) Controlando por variables de necesidad, conducta y seguro	(5) Estadístico F, primer etapa en la estimación de la especificación (4)
<b>(i) Calidad de acceso a consulta</b>					
Espera turno <7 días	-0.072 (0.103)	-0.089 (0.150)	-0.148 (0.169)	-0.187 (0.204)	20.2
Tiempo para llegar a la consulta <30 minutos	0.317 (0.106)*	0.384 (0.155)*	0.367 (0.172)*	0.427 (0.206)*	23.4
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.382 (0.118)**	0.532 (0.178)**	0.538 (0.197)**	0.586 (0.245)*	20.1
<b>(ii) Consultas/internaciones</b>					
Consultó últimos 12 meses	0.041 (0.075)	0.122 (0.093)	0.091 (0.100)	0.077 (0.124)	42.5
Consultó últimos 4 meses	0.110 (0.089)	0.270 (0.124)*	0.272 (0.132)*	0.310 (0.169)	29.0
Internado últimos 4 meses	-0.024 (0.047)	-0.015 (0.063)	-0.039 (0.066)	-0.065 (0.083)	29.7
Exámenes indicados	-0.118 (0.112)	-0.086 (0.160)	-0.046 (0.173)	-0.086 (0.201)	23.4
Medicamentos obtenidos	-0.119 (0.108)	0.074 (0.153)	0.024 (0.167)	0.068 (0.195)	23.0
<b>(iii) Servicios preventivos</b>					
Examen clínico de mamas	0.138 (0.120)	0.140 (0.177)	0.131 (0.191)	0.159 (0.274)	13.6
Mamografía	0.185 (0.108)	0.229 (0.155)	0.225 (0.167)	0.281 (0.240)	13.6
Papanicolau	0.276 (0.106)**	0.362 (0.160)*	0.345 (0.171)*	0.406 (0.246)	14.0
Próstata	0.135 (0.118)	0.195 (0.137)	0.122 (0.153)	0.115 (0.166)	33.7

Nota: \* Se especificó el ingreso equivalente en logaritmo.

**Tabla 3.2 Efectos marginales del nivel socioeconómico\* en el uso de servicios de salud**  
**Método variables instrumentales (instrumentando por nivel socioeconómico y variable latente de salud)**  
**Uruguay, 1999-2000**

	(1) Sin controles	(2) Controlando por variables de necesidad	(3) Controlando por variables de necesidad y conducta	(4) Controlando por variables de necesidad, conducta y seguro	(5) Pruebas de relevancia y validez de instrumentos en la especificación del modelo (4)
Consultó últimos 4 meses	0.110 (0.089)	0.572 (0.299)	0.663 (0.359)*	0.764 (0.495)	F nivel socioeco.=21.8 F necesidades=17.8 Hansen J p= 0.498
Consultó últimos 12 meses	0.041 (0.075)	0.144 (0.134)	0.087 (0.142)	0.104 (0.180)	F nivel socioeco.=25.5 F necesidades=16.3 Hansen J p= 0.143

**Tabla 4: Índices de inequidad horizontal  
Uruguay, 1999-2000**

Variable de cuidado médico	ICm	ICn	Inequidad horizontal (IH=ICm-ICn)
<b>(i) Calidad de acceso a consulta</b>			
Espera turno < 7 días	-0.024 (0.016)	0.015 (0.008)	-0.040 (0.017)*
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	0.055 (0.019)**	0.018 (0.011)	0.037 (0.022)
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.109 (0.024)**	-0.001 (0.013)	0.108 (0.027)**
<b>(ii) Consultas e internaciones</b>			
Consultó últimos 12 meses	0.030 (0.009)**	-0.014 (0.005)*	0.044 (0.010)**
Consultó últimos 4 meses	0.016 (0.012)	-0.017 (0.006)**	0.034 (0.013)*
Internado últimos 4 meses	-0.110 (0.074)	-0.016 (0.043)	-0.094 (0.087)
Exámenes indicados	-0.008 (0.023)	-0.030 (0.013)*	0.022 (0.026)
Medicamentos obtenidos	-0.050 (0.018)**	-0.011 (0.009)	-0.039 (0.019)*
<b>(iii) Uso de servicios preventivos</b>			
Examen clínico de mamas	0.045 (0.023)	-0.011 (0.011)	0.056 (0.025)*
Mamografía	0.119 (0.036)**	-0.042 (0.017)*	0.161 (0.037)**
Papanicolau	0.184 (0.034)**	-0.029 (0.018)	0.213 (0.036)**
Próstata	0.216 (0.039)**	-0.029 (0.022)	0.245 (0.042)**

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, 2005).

**Tabla 5.1: Índices de inequidad horizontal Instituciones de Asistencia Médica Colectiva Uruguay, 1999-2000**

Variable de cuidado médico	ICm	ICn	Inequidad horizontal (IH=ICm-ICn)
<b>(i) Calidad de acceso a consulta</b>			
Espera turno < 7 días	-0.043 (0.019)*	0.004 (0.009)	-0.046 (0.021)*
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	0.058 (0.023)*	0.007 (0.011)	0.051 (0.023)*
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.069 (0.028)*	-0.006 (0.014)	0.075 (0.031)*
<b>(ii) Consultas e internaciones</b>			
Consultó últimos 12 meses	0.024 (0.012)*	-0.013 (0.005)**	0.037 (0.011)**
Consultó últimos 4 meses	0.028 (0.015)	-0.015 (0.006)*	0.043 (0.015)**
Internado últimos 4 meses	-0.061 (0.092)	-0.066 (0.048)	0.005 (0.093)
Exámenes indicados	0.007 (0.030)	-0.020 (0.015)	0.027 (0.032)
Medicamentos obtenidos	-0.032 (0.023)	-0.012 (0.011)	-0.019 (0.024)
<b>(iii) Uso de servicios preventivos</b>			
Examen clínico de mamas	0.042 (0.029)	-0.006 (0.013)	0.048 (0.030)
Mamografía	0.117 (0.043)**	-0.015 (0.021)	0.133 (0.043)**
Papanicolau	0.149 (0.041)**	0.002 (0.018)	0.147 (0.043)**
Próstata	0.130 (0.041)**	-0.021 (0.020)	0.151 (0.041)**

**Tabla 5.2: Índices de inequidad horizontal Salud Pública Uruguay, 1999-2000**

Variable de cuidado médico	ICm	ICn	Inequidad horizontal (IH=ICm-ICn)
<b>(i) Calidad de acceso a consulta</b>			
Espera turno < 7 días	-0.031 (0.034)	0.007 (0.021)	-0.038 (0.036)
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	-0.010 (0.039)	0.004 (0.026)	-0.0135 (0.043)
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.071 (0.066)	0.005 (0.036)	0.065 (0.065)
<b>(ii) Consultas e internaciones</b>			
Consultó últimos 12 meses	0.018 (0.0163)	-0.003 (0.012)	0.021 (0.018)
Consultó últimos 4 meses	0.004 (0.023)	-0.008 (0.013)	0.013 (0.025)
Internado últimos 4 meses	-0.344 (0.124)**	0.082 (0.115)	-0.426 (0.141)**
Exámenes indicados	-0.054 (0.047)	-0.015 (0.032)	-0.038 (0.053)
Medicamentos obtenidos	-0.033 (0.028)	0.008 (0.016)	-0.040 (0.033)
<b>(iii) Uso de servicios preventivos</b>			
Examen clínico de mamas	0.053 (0.044)	-0.008 (0.023)	0.061 (0.046)
Mamografía	0.133 (0.062)*	-0.044 (0.040)	0.178 (0.074)*
Papanicolau	0.190 (0.067)**	-0.077 (0.050)	0.267 (0.075)**
Próstata	0.127 (0.112)	0.002 (0.119)	0.125 (0.157)

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, 2005).

**Tabla 6: Descomposición del índice de concentración de uso de servicios médicos  
Uruguay, 1999-2000**

	ICm	Contribución				
		Estatus Socioeco.	Morbilidad	Comportamiento	Seguro	Residuo
<b>Modelo de probabilidad lineal (mínimos cuadrados ordinarios)</b>						
Espera turno < 7 días	-0.024	-0.043	0.013	-0.003	0.016	-0.007
Tiempo para llegar a la consulta < 30 minutos	0.055	0.033	0.013	0.005	0.006	-0.002
Tiempo en ser atendido < 30 minutos	0.109	0.089	0.001	-0.005	0.026	-0.002
Consultó últimos 12 meses	0.030	0.040	-0.015	0.007	0.002	-0.004
Consultó últimos 4 meses	0.016	0.029	-0.016	0.005	0.008	-0.01
Internado últimos 4 meses	-0.110	-0.218	-0.014	-0.011	0.113	0.02
Exámenes indicados	-0.008	-0.001	-0.028	0.009	0.024	-0.012
Medicamentos obtenidos	-0.050	-0.018	-0.011	0.000	-0.024	0.003
Examen clínico de mamas	0.045	0.043	-0.010	0.005	0.006	0.002
Mamografía	0.119	0.150	-0.036	0.013	-0.005	-0.004
Papanicolau	0.184	0.203	-0.023	0.008	0.018	-0.023
Próstata	0.216	0.166	-0.028	0.005	0.047	0.026

## **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 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	0,380
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	0,090	0,045	0,023
Trabajador por cuenta propia	0,140	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	0,000
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	0,070	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	0,010	0,012
Refrigerador	0,964	0,990	0,977	0,991
Lavarropa	0,666	0,683	0,600	0,610
Calentador agua	0,812	0,943	0,810	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	0,260
Recibe ingresos por rentas	0,047	0,100	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 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 Ln(ingreso del hogar)	(2) Regresión para mujeres Ln(ingreso del hogar)
Año 2000	0.015 (1.29)	0.032 (3.41)**
Edad	0.024 (1.83)	0.037 (4.10)**
(Edad) <sup>2</sup>	-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) <sup>2</sup>	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) <sup>2</sup> #	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 <sup>2</sup>	0.67	0.65

---

Estadísticos t en paréntesis. \* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

# 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.