



**dECON**

Facultad de Ciencias Sociales  
UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

## **Documentos de Trabajo**

# **Inequidad en el acceso a los servicios de salud en Uruguay**

**Cecilia González y Patricia Triunfo**

**Documento No. 07/18**  
Noviembre 2018

ISSN 0797-7484

# Inequidad en el acceso a los servicios de salud en Uruguay

Cecilia González<sup>1</sup>

Patricia Triunfo<sup>2</sup>

## Resumen

En el año 2007 Uruguay comenzó una reforma del sector salud tendiente a la construcción de un Sistema Nacional Integrado de Salud, basado en un seguro público con provisión privada y pública, con el objetivo, entre otros, de universalizar el acceso a los servicios de salud. A partir de la primera Encuesta Nacional de Salud, realizada en 2014 en Uruguay, analizamos la inequidad horizontal en la utilización y el acceso a servicios médicos de la población de 18 años y más, y para diferentes subgrupos. Los resultados muestran inequidad horizontal a favor de las personas de mayor nivel socioeconómico en la realización de consultas médicas, uso de medicamentos y falta de acceso por motivos de costos. De la descomposición de los Índices de Concentración se destaca que el tipo de cobertura es de las variables que más impacta sobre la desigualdad, encontrando que la cobertura privada tiende a aumentarla y la pública a disminuirla. Finalmente, otro aspecto a destacar es que se encuentra inequidad para algunos estudios preventivos, como la realización del PAP en las mujeres y del examen de próstata en los hombres, estando concentrados este tipo de estudios entre los de mayor nivel socioeconómico.

Palabras clave: inequidad horizontal en salud, índices de concentración, Uruguay.

JEL: I100, I180, I190.

---

Agradecemos los datos brindados por la División Economía de la Salud del Ministerio de Salud Pública del Uruguay y a Fabricio Méndez por un intercambio enriquecedor. Las expresiones vertidas en este documento son solo nuestras.

<sup>1</sup> Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

Email:cecilia.gonzalez@cienciassociales.edu.uy

<sup>2</sup> Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

Email:patricia.triunfo@cienciassociales.edu.uy

## **Abstract**

In 2007 Uruguay began a reform of the health sector tending to the construction of a National Integrated Health System, based on public insurance with private and public provision, with the objective, among others, of universalizing access to health services.

We use data from the first National Health Survey (2014) to identify the existence of horizontal inequity in the use and access to medical care for total population (18 years and over), and for different subgroups. The results show horizontal inequity in favor of people of higher socioeconomic status in the performance of medical consultations, use of medications and lack of access due to costs. The decomposition of the Concentration Index highlights that the kind of coverage is one of the variables that have the greatest impact on inequality (private coverage tends to increase it and public coverage tend to reduce it). Finally, another aspect to be highlighted is that inequality is found for some preventive studies, such as the case of PAP exam in women and the prostate exam in men.

Key variables: horizontal inequity in health, concentration indexes, Uruguay.

## **1. Introducción**

En el año 2007 Uruguay comenzó una reforma del sector salud tendiente a la construcción de un Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS), basado en un seguro público con provisión privada y pública. El principal objetivo de la reforma fue universalizar el acceso a los servicios de salud, fijándose un cronograma de expansión gradual del Seguro Nacional de Salud (SNS) a diferentes colectivos (dependientes de trabajadores formales, hijos y cónyuges, jubilados, etc.), que culminó en 2016.

En este tipo de sistemas, con seguros públicos y copagos limitados por el regulador, las barreras de acceso (tiempos de espera, dificultades logísticas de acceso, etc.) son usadas como un mecanismo de racionamiento. En este contexto, resulta de interés analizar para Uruguay cómo se distribuye el uso y acceso a los servicios de salud por nivel socioeconómico.

Para países de la OCDE, se encuentra que los grupos más pobres son más propensos a realizar visitas al médico general, sin embargo no se detecta inequidad horizontal en la mayor parte de los países europeos analizados, mientras que las visitas a especialistas están concentradas en los de mayores ingresos (van Doorslaer y Wagstaff, 1992; van Doorslaer et al., 1997; van Doorslaer et al., 2000; van Doorslaer et al., 2002; van Doorslaer et al., 2004; van Doorslaer et al., 2006). A pesar de encontrar patrones divergentes por país asociados a los diferentes tipos de sistemas de cobertura, los estudios muestran una disminución de la inequidad en el correr de los años.

Un estudio reciente que considera 18 países de la OCDE y datos de 2000 a 2006, encuentra que se mantienen las inequidades pro rico en las consultas al médico, en particular a especialistas, dentistas y a cuidados preventivos, en la mayoría de los países aunque en magnitudes diferentes (Devaux, 2015). Los resultados muestran gran inequidad en Estados Unidos y Francia, en particular el primero presenta la mayor inequidad en visitas al médico y al dentista, mientras que para Francia se encuentra la mayor inequidad en las visitas a especialistas y estudios para detectar cáncer. Por otro lado, Suiza y Reino Unido presentan los menores niveles de inequidad.

Centrándonos en América Latina, Suárez-Berenguela (2000), siguiendo la misma metodología de los estudios mencionados anteriormente, analizan la inequidad en el estado de salud y el acceso a cuidados médicos en varios países latinoamericanos. Los resultados muestran que las desigualdades son más pronunciadas en el acceso que en el estado de salud, y a su vez en los estudios preventivos más que en los cuidados curativos.

Estudios más recientes, como el de Vásquez et al. (2013) para Chile, encuentran inequidad pro rico para las visitas a especialistas y odontológicas, e inequidad pro pobre para las consultas de medicina general, de emergencia y días de hospitalización, mejorando en todos los casos entre 2000 y 2009. La mayor contribución a la inequidad pro rico viene dada por la cobertura privada de salud y la educación, mientras que la mayor contribución a la inequidad pro pobre está dada por el ingreso y la educación.

Para Brasil, Almeida et al. (2013) encontraron que la utilización de servicios médicos y odontológicos es pro rico, a la vez que la inequidad ha venido disminuyendo entre los años 1998 y 2008. Los factores que más contribuyen a la inequidad son la cobertura privada de salud, la educación y el ingreso.

Finalmente para México, Barraza-Lloréns et al. (2013) muestran que las consultas médicas (no preventivas) y las hospitalizaciones están más concentradas en la población más rica, no encontrando cambios significativos entre 2000 y 2006. El seguro de salud, la educación y el nivel socioeconómico son los que más contribuyen a la distribución inequitativa de los cuidados de salud.

Para Uruguay encontramos como único antecedente el trabajo de Balsa et al. (2009, 2011) que utilizando una encuesta específica en salud, analiza la inequidad horizontal en el acceso a cuidados médicos para el adulto mayor montevideano. Los autores encuentran inequidad horizontal en la calidad de acceso a las consultas médicas a favor de los de las personas de mayor nivel socioeconómico.

La evidencia empírica recogida anteriormente, sugiere que las diferencias entre los países pueden estar siendo afectadas por los distintos sistemas de cobertura de salud (universal o no, tipos de financiamiento, existencia o no de copagos, etc.); por la forma de organización de los sistemas (ejemplo, necesidad o no del pase médico para acceder a consulta con médicos especialistas); por los tipos de provisión (privada versus pública), etc.

En este sentido, consideramos importante brindar evidencia para Uruguay con datos posteriores a la reforma del sistema de salud iniciada en 2008. El objetivo de este trabajo es medir la inequidad horizontal en el uso y acceso a cuidados médicos para el total de la población de 18 años y más, a partir de los datos de la primera Encuesta Nacional de Salud

realizada por el Ministerio de Salud Pública en 2014 (MSP, 2016)<sup>3</sup>. Consideramos que monitorear este tipo de información es esencial para determinar si los objetivos de política establecidos en la reforma, como ser la equidad en el acceso, se están cumpliendo.

## 2. Metodología

La equidad horizontal implica que individuos con las mismas necesidades de cuidados médicos reciban la misma atención, independientemente de su nivel de ingreso u otras características como sexo, educación, etc.

La aproximación más generalizada para medir la magnitud de la inequidad horizontal ha sido a través de los índices de concentración (Kakwani, 1980; Kakwani et al., 1997). Estos índices ( $IC$ ) permiten medir el grado de desigualdad socioeconómica presente en una determinada variable, en particular, en variables de uso y acceso a servicios de salud (Wagstaff et al. (1989, 1991, 2000))<sup>4</sup> y se definen de la siguiente manera:

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

donde  $m_i$  es el indicador de uso de los servicios de salud del individuo  $i$ ,  $N$  es el tamaño muestral,  $\bar{m}$  es la utilización media de los servicios de salud, y  $R_i$  es la proporción acumulada de la población ordenada por la variable socioeconómica de interés (ingreso o privación) hasta el individuo  $i$ . El  $IC_m$  varía entre -1 (cuando el individuo más pobre recibe todos los cuidados médicos) y 1 (cuando el individuo más rico recibe todos los cuidados), mientras que un valor de 0 implica que la distribución de cuidados médicos coincide con la distribución del ingreso de la población. Por lo tanto, valores positivos (negativos) de  $IC_m$  implican un sesgo a favor de los individuos más ricos (pobres).

Cuando el indicador de uso de los servicios de salud,  $m_i$ , es una variable binaria, una alternativa es estimar el mismo a través de una aproximación lineal al modelo no lineal, de la siguiente forma (O'Donnell et al., 2007):

$$m_i = \alpha_0^m + \alpha_1^m y_i + \sum_k \beta_k^m h_{ik} + \sum_j \gamma_j^m x_{ij} + u_i \quad (2)$$

---

<sup>3</sup> Ver

[http://www.msp.gub.uy/sites/default/files/archivos\\_adjuntos/Primer%20Informe%20Encuesta%20Nacional%20de%20Salud%20%282016%29.pdf](http://www.msp.gub.uy/sites/default/files/archivos_adjuntos/Primer%20Informe%20Encuesta%20Nacional%20de%20Salud%20%282016%29.pdf)

<sup>4</sup> En O'Donnell et al. (2007) se encuentra detalle exhaustivo de las definiciones de equidad en salud y su implementación a través de la utilización de datos de encuestas de hogares en Stata.

donde  $\beta^m$ ,  $\gamma^m$  y  $\alpha_1^m$  son los efectos parciales de las variables en el modelo no lineal, tratados como parámetros fijos y evaluados en la media de la muestra;  $u_i$  es el término de error, que incluye errores de aproximación;  $y_i$  representa el ingreso o estatus socioeconómico,  $h_i = (h_{i1}, \dots, h_{iK})$  recoge las variables asociadas a la necesidad de cuidados médicos (autopercepción de estado de salud o de enfermedades crónicas, limitaciones básicas o instrumentales para la vida diaria, índice de masa corporal, etc.), y  $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{ij}, \dots)$  incluye variables de no necesidad que predisponen a un uso más intensivo de cuidados médicos (consumo de tabaco, alcohol, sedentarismo, hábitos alimenticios, cobertura médica).

Los  $IC$  pueden descomponerse de manera cuantificar la contribución de diferentes categorías de factores a la desigualdad. van Doorslaer et al. (2004) proponen descomponer el  $IC_m$  en variables de necesidad, no necesidad y variables socioeconómicas, combinando las ecuaciones 1) y 2) presentadas anteriormente. Esta descomposición permite apreciar como inciden las distintas variables en la desigualdad total.

En este sentido, el  $IC_m$  se puede expresar como la suma ponderada de la desigualdad que existe en cada uno de sus determinantes (van Doorslaer et al., 2004; O'Donnell et al., 2007):

$$IC_m = (\alpha_1^m \bar{y} / \bar{m}) IC_y + \sum_k (\beta_k^m \bar{h}_k / \bar{m}) IC_{h_k} + \sum_j (\gamma_j^m \bar{x}_j / \bar{m}) IC_{x_j} + GIC_u / \bar{m} \quad (3)$$

donde  $IC_y, IC_{h_k}, IC_{x_j}$  son los índices de concentración que miden la desigualdad en la distribución del ingreso, en las necesidades de cuidados y en las variables de no necesidad respectivamente, y  $ICG$  es el índice de concentración generalizado para el término de error. Cada índice está ponderado por la elasticidad del uso de cuidados de salud con respecto a cada determinante. Al decir de Fleurbaey y Schokkaert (2009),  $IC_x$  es el componente asociado a una inequidad legítima, en el sentido de que el comportamiento del individuo no contribuye a una buena salud y podrá requerir un uso más intensivo de cuidados médicos. La inequidad horizontal  $IH$ , es la parte de la desigualdad en la utilización de cuidados que no está justificada por desigualdades en la morbilidad o necesidades de cuidados médicos (Gravelle, 2003)<sup>5</sup> y puede obtenerse restando la contribución de las

---

<sup>5</sup> Este índice no controla por potencial endogeneidad entre las necesidades de uso de servicios de salud y los cuidados médicos recibidos, que puede deberse, por ejemplo, a la medición contemporánea de ambas variables; ni entre el ingreso y el uso de cuidados, debido tanto a la simultaneidad en la medición como a la

variables de necesidad a la desigualdad total en la ecuación anterior. De esta forma se obtiene:

$$IH = IC_m - \sum_k (\beta_k^m \bar{h}_k / \bar{m}) IC_{h_k} \quad (4)$$

En este trabajo se estima el  $IH$  para diversos indicadores de uso y acceso a cuidados médicos, tanto para la población general (18 años y más), como para diferentes grupos etarios, por sexo, por tipo de cobertura médica y región (Montevideo e interior urbano)<sup>6</sup>.

### 3. Datos

Los datos utilizados provienen de la primera Encuesta Nacional de Salud (ENS) realizada por el MSP en el año 2014. La encuesta se realizó a individuos residentes en hogares de localidades de 5000 habitantes o más, y se tomó como marco muestral el Censo de 2011 del Instituto Nacional de Estadística (INE). La muestra contiene 4096 individuos, a los cuales se les realizaron entrevistas presenciales, recogiendo información del hogar y de una persona aleatoriamente seleccionada, indagándose sobre su estado de salud, hábitos, gasto en salud, etc.

Los indicadores de utilización de servicios médicos fueron los siguientes: *consulta médica* (variable binaria que toma el valor 1 si la persona realizó consultas médicas en los últimos 30 días), *estudios* (variable binaria que toma valor 1 si la persona se realizó algún tipo de estudio en los últimos 30 días, como análisis de laboratorio, radiografías, ecografías, ecodopler o estudios oftalmológicos), y *uso de medicamentos* (variable binaria que toma valor 1 si la persona consumió algún tipo de medicamento indicado en los últimos 30 días). En cuanto a los estudios, es importante distinguir aquellos relacionados con la prevención (específicos por edad y sexo), como son el Papanicolau para las mujeres y estudio de próstata para los varones. A estos efectos, se especifica la variable binaria *Papanicolau*, que toma el valor 1 si la mujer mayor de 21 años se realizó el examen dentro de los últimos tres años, y *próstata*, si el hombre mayor de 40 años se realizó alguna vez el examen de próstata. A la hora de definir la frecuencia y la edad para cada estudio se consideraron las pautas establecidas por el MSP. Respecto a la realización de mamografías,

---

existencia de variables omitidas de necesidad que afectan el uso de los servicios y pueden estar correlacionadas con el ingreso (Balsa et al., 2009, 2011). Únicamente los trabajos que utilizan datos longitudinales superan dichos problemas.

<sup>6</sup> Se calculan errores estándares a través de bootstrapping con 400 replicaciones (StataCorp, 2014).



no se consideró la variable por encontrarse un número muy bajo de mujeres que declaran haberla realizado en el transcurso de los últimos dos años, además de existir discusión sobre la pauta establecida por el MSP.

En cuanto a los indicadores de acceso, la frecuencia de observaciones en la muestra es muy pequeña por lo que se optó por definir dos variables binarias de no acceso. En primer lugar, *no acceso por motivos de costos económicos*, la cual toma el valor 1 si la persona necesitó realizar alguna consulta médica, análisis, estudio, tratamiento, intervención quirúrgica, acceder a medicamentos, consultar con el odontólogo o utilizar artefactos terapéuticos, y no pudo realizarlos en los últimos 12 meses por no tener dinero para órdenes, tickets, traslado, etc. En segundo lugar, *no acceso por motivos logísticos*, que toma valor 1 si la dificultad estuvo asociada a no conseguir hora, distancia con el centro de atención, etc.

A efectos de medir el ingreso  $y_i$ , y dada la subestimación encontrada en la ENS respecto a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del INE<sup>7</sup> se procedió a imputar el ingreso en los casos de no respuesta, de forma de minimizar los sesgos asociados a dicho problema. El método realiza una imputación estocástica múltiple, utilizando información de la propia variable así como de la relación entre distintas variables de la ENS. Este método supone que la probabilidad de que los datos sean faltantes no depende de características inobservables (son “missing at random”). Como forma de dar variabilidad a la imputación, el dato faltante es imputado 10 veces. Para la imputación se utilizó un algoritmo en base a las llamadas ecuaciones en cadena (“chained equations”) que ofrece el software STATA, el cual realiza una secuencia de imputaciones univariantes con modelos específicos para cada una de las variables (“Full 6 Conditional Specifications”). De esta manera se realiza una imputación multivariada que emplea para cada variable la densidad condicionada a los datos observados.

Por otro lado, y como estrategia de robustez, se realizó otra imputación a partir de la ECH.<sup>89</sup>

---

<sup>7</sup> En la ENS se encontró un 10% de no respuesta en la variable de ingreso del hogar, a la vez que la media es sustancialmente inferior a la observada en la ECH para el mismo año.

<sup>8</sup> Para esta imputación en una primera etapa se estiman regresiones del logaritmo del ingreso del hogar del año 2014 para cuatro tramos de edad y sexo, sobre una serie de variables correlacionadas con el nivel socioeconómico y replicables en la ENS. Estas variables incluyen edad, estado civil, educación, situación laboral, tipo de ocupación, tipo de vivienda, disponibilidad de bienes duraderos, composición del hogar y

Respecto a las variables asociadas a la necesidad de cuidados médicos,  $h_i$  se incluyen la edad, el sexo y la salud autoreportada.

Como se mencionó anteriormente, la salud de los individuos puede ser aproximada a través de indicadores subjetivos, como lo son las relevadas en la ENS: autoreporte del estado general, de la prevalencia de enfermedades crónicas no transmisibles (ECNT)<sup>10</sup> y de limitaciones funcionales.

En cuanto al auto-reporte de salud se define una variable que toma el valor 1 cuando la persona declara tener un estado de salud excelente o muy bueno; toma el valor 2 cuando declara tener un estado de salud bueno; y vale 3 cuando declara tener un estado de salud regular o malo. Respecto a las enfermedades crónicas no trasmisibles, la OMS suele diferenciar de las enfermedades propiamente dichas aquellas alteraciones en el funcionamiento del organismo que pueden provocarlas, sin embargo a efectos de este trabajo se considerarán en forma conjunta las ECNT y los factores de riesgo biológicos. Se especifica la variable binaria *ECNT* que toma el valor 1 si el individuo declara tener al menos una de las siguientes enfermedades crónicas diagnosticadas: insuficiencia renal, problemas cardíacos, hiper o hipotiroidismo, enfermedades respiratorias (enfisema o asma), enfermedades óseo-musculares (artritis/artrosis, reuma, osteoporosis, tendinitis y problemas de columna); o al menos uno de los siguientes factores de riesgo biológico: sobrepeso/obesidad, hipertensión, colesterol elevado y diabetes. Por otro lado, es posible definir un indicador sobre *limitaciones físicas*, especificándose una variable binaria que toma el valor 1 si la persona sufre alguna de las siguientes limitaciones: ceguera, dificultades para ver aun usando lentes, sordera, dificultad auditiva aun usando audífonos, dificultades en el habla, imposibilidad o dificultad para desplazarse que requiera el uso permanente de silla de ruedas, imposibilidad o dificultad para desplazarse que requiera el

---

fuentes de ingreso. El ajuste de las regresiones fue en todos los casos superior al 0.6 de R<sup>2</sup>. En una segunda etapa, se predice el logaritmo del ingreso del hogar en la ENS utilizando los coeficientes de la primera estimación y se transforma a ingreso per cápita del hogar. Los resultados de estas estimaciones están disponibles ante requerimiento.

<sup>9</sup> El ingreso per cápita del hogar se estimó dividiendo el ingreso del hogar entre la raíz cuadrada del número de integrantes del hogar.

<sup>10</sup> Ver Méndez (2017) para una descripción detallada de la clasificación de ECNT. La misma combina el criterio de exogeneidad, al ser producto de la alteración del organismo de las personas y no deviene de la acción de un agente patógeno (lo que les da la característica de ser no transmisibles) y de larga duración de la enfermedad, por tanto son crónicas. Según la OMS, el 63% del total de muertes anuales en el mundo se debe a ECNT (OMS, 2010). A su vez, en esta especificación las ENCT incluyen los factores de riesgo biológicos (hipertensión arterial, colesterol elevado, diabetes y sobrepeso/obesidad). Este es el criterio seguido en las Encuestas de Factores de Riesgo basadas en la metodología STEPS de la OMS.

uso de bastón o muletas permanentemente, limitaciones para usar manos y brazos, limitaciones para desplazarse fuera de la casa o utilizar medios de transporte, limitaciones para desplazarse dentro de la casa, limitaciones mentales que le dificulten el aprendizaje y aplicación de conocimientos y desarrollo de tareas, limitaciones mentales que le dificulten el relacionamiento con los demás.

Por último, como aproximación de las variables de no necesidad,  $x_i$ , se consideran los hábitos del individuo, consumo tabaco, alcohol, sedentarismo, hábitos alimenticios y cobertura médica. Respecto a ésta última, se especifican diversas variables binarias: *cobertura privada por FONASA*, que toma el valor 1 si la persona declara tener derechos de salud en instituciones privadas a través del seguro público; *cobertura pública por FONASA*, que toma el valor 1 si la persona declara tener derechos de salud en instituciones públicas a través del seguro público; *cobertura privada*, que toma el valor 1 si la persona declara tener derechos de salud en instituciones privadas sin recurrir al seguro público; *cobertura pública*, que toma el valor 1 si la persona declara tener derechos de salud en instituciones públicas sin utilizar el seguro público o si declara no tener cobertura<sup>11</sup>. Esta última es la categoría de referencia. En cuanto a los hábitos de vida, se incluyen algunos de los factores de riesgo conductuales, tales como sedentarismo, consumo de tabaco y consumo de alcohol. La ENS permite una aproximación parcial a dichas conductas, dado que no releva información necesaria para establecer los niveles de riesgo. En este sentido, se definen las variables binarias: *alcohol*, que toma el valor 1 si la persona consumió alcohol tres o más veces por semana, o si se embriagó varias veces, en los últimos treinta días; *sedentario*, que toma el valor 1 si la persona declara que pasa sentada la mayor parte del día y al mismo tiempo no realiza habitualmente al menos diez minutos de actividad física; *fuma*, toma el valor 1 si actualmente la persona fuma todos los días. En relación a los hábitos alimenticios, la ENS releva la frecuencia de consumo habitual de un conjunto de alimentos (no la cantidad consumida), permitiendo especificar la variable binaria *alimento no saludable que toma el valor 1* si la persona consume frutas o verduras 1 o 2 veces por semana (o menos), si consume snacks (papas chips, chizitos, alfajores), comida “rápida” o bebidas con azúcar 3 veces por semana (o más).

---

<sup>11</sup> Dada la reforma implementada en el sector salud a partir de 2007, quienes declaran no tener cobertura (1.7%) corresponden a aquellos que desconocen su derecho establecido en la Ley 18211, de creación del Sistema Nacional Integrado de Salud.

Luego de eliminar los casos de doble cobertura de salud, la muestra final considerada corresponde a 3814 casos. En la Tabla 1 del Anexo se presentan las estadísticas descriptivas de las principales variables utilizadas. Como es posible observar, el 49% de la muestra tiene entre 18 y 44 años, 20% tiene entre 45 y 59 años y 31% tiene 60 años y más. Los hombres son el 44% del total. En cuanto a los hábitos de salud, el 62% dice tener una alimentación no saludable, el 17% es sedentario y el 23% fuma todos los días. En cuanto al estado de salud, el 56% manifiesta tener alguna ECNT y el 12% tener alguna limitación física. En relación a la cobertura de salud, los dos grupos mayoritarios son quienes tienen cobertura privada a través de FONASA (52%) y quienes tienen cobertura pública sin FONASA (32%). En relación al uso de los servicios de salud, el 33% realizó una consulta médica en los últimos 30 días y el 11% realizó algún estudio médico, mientras que el 70% usó algún medicamento. Respecto a los estudios preventivos, el 40% de las mujeres mayores de 21 años se realizó el Papanicolau en los últimos tres años, mientras que el 47% de los hombres mayores de 40 años se realizó, alguna vez, el examen de próstata.

#### **4. Resultados**

En la Tabla 2 del Anexo se reportan las estimaciones de los índices de concentración (*ICm*) para las diferentes categorías de utilización y acceso a cuidados médicos, para el total de la población de 18 años o más. También se presenta la contribución a la desigualdad de cada una de las variables de necesidad y no necesidad consideradas. Esta contribución está determinada por la distribución de esa variable en relación al ingreso (IC específico) y por la elasticidad del uso de cuidados en relación a dicha variable. Las variables de necesidad consideradas son: edad, sexo (hombre), el estado de salud (auto reportado), el hecho de padecer enfermedades crónicas no transmisibles (ECNT) y tener alguna limitación física. Las variables de no necesidad consideradas son los hábitos de los individuos (fumador, alcohol, sedentario, alimentación no saludable), la cobertura de salud (pública a través de FONASA, privada a través de FONASA o privada) y el ingreso. Por último, la Tabla 2 muestra las estimaciones de inequidad horizontal, calculada como la diferencia entre el *ICm* y la contribución a la desigualdad de los factores de necesidad.

Los resultados muestran que el índice bruto de concentración socioeconómica (*ICm*) para el total de la población solamente resulta significativo en el *no acceso* a cuidados médicos por motivos económicos, indicando que los problemas de acceso están concentrados entre los individuos de menores ingresos.

En términos generales, el índice de inequidad horizontal es significativo y positivo para todas las variables de uso y acceso, indicando una distribución pro rico (excepto para el no acceso por motivos de logística en que el resultado es no significativo). En otras palabras, el uso y acceso de servicios de salud está concentrado entre los individuos de mayor nivel socioeconómico.

En cuanto a la contribución de los distintos factores a la desigualdad se observa que la correspondiente a las variables de necesidad, en los casos en que resulta significativa, presenta signo negativo (pro pobre), indicando que las necesidades por cuidados médicos se concentran entre los individuos de menor nivel socioeconómico (esto ocurre con las variables hombre, estado de salud y limitaciones físicas). Por ejemplo, la contribución a la desigualdad del factor “alguna limitación física” (pro pobre) está determinada por un lado, por el IC específico negativo, indicando que la distribución de quienes presentan limitaciones físicas se concentra entre los individuos de menor nivel socioeconómico; y por otro lado, por la elasticidad de uso positiva, indicando un mayor uso entre quienes tienen alguna limitación física. La edad y padecer alguna ECNT no presentan resultados significativos.

Respecto a la contribución de las variables de no necesidad, en los casos en que resulta significativa, se encuentra que los malos hábitos de salud contribuyen a la desigualdad pro rico, ya que reflejan las características socioeconómicas de los grupos en que se concentran estos hábitos. En particular, la distribución de quienes fuman o tienen una alimentación no saludable se concentra entre los individuos de menores ingresos, a la vez que la elasticidad de uso negativa indica un menor uso por parte de este grupo de individuos.

En el caso de las variables relacionadas con la cobertura de salud, la cobertura privada con o sin FONASA está contribuyendo al aumento de la desigualdad (pro rico) mientras que la cobertura pública por FONASA contribuye a disminuirla (pro pobre). Esto ocurre para las consultas y estudios médicos, el uso de medicamentos y el no acceso por

motivos logísticos. Interesa destacar que la contribución a la desigualdad de la variable ingreso no resulta significativa (excepto para una de las variables de no acceso). Una posible explicación es que las variables de cobertura de salud estén captando el factor ingreso a la hora de entender la desigualdad, debido a que los individuos con mayores ingresos tienen una mayor probabilidad de atenderse en el sistema privado de salud. Al observar los IC específicos de estas variables, se observa efectivamente que la cobertura pública tiene un IC de signo negativo, indicando una mayor concentración de esta variable entre los individuos más pobres. En cambio las variables de cobertura privada presentan un IC de signo positivo, indicando que la cobertura privada de salud está concentrada entre los más ricos.

En la Tabla 3 del Anexo se presentan los resultados para distintos sub grupos de población, según edad, sexo, zona geográfica (capital del país y el resto) y tipo de cobertura de salud. En la primera columna se presenta el *ICm* y en las columnas 2 a 7 la contribución de las distintas variables a la desigualdad. En este caso, las variables de necesidad se presentan agrupadas (columna 2); en cambio, las variables de no necesidad se desagregan de manera de visualizar el impacto de los distintos tipos de cobertura de salud (columnas 3 a 7). Finalmente, en la columna 9 se presenta la inequidad horizontal. A continuación se detallan algunos de los resultados obtenidos para las distintas aperturas.

En lo que respecta a la edad, para la población entre 18 y 44 años se observa inequidad pro rico en la realización de estudios médicos y el no acceso por motivo de costos, y en menor medida en las consultas médicas y el uso de medicamentos. Las principales contribuciones a la desigualdad pro rico están dadas por la cobertura privada de salud (con y sin FONASA) y por el ingreso (en el caso del no acceso por costos), mientras que la contribución de las variables de necesidad resulta pro pobre (excepto para el no acceso por costos) indicando que las necesidades de atención de salud se concentran entre los individuos de menor nivel socioeconómico y que hacen uso de los distintos servicios de salud.

Para los individuos entre 45 y 59 años, se observa inequidad pro rico en el no acceso por costos, y en menor medida en el uso de medicamentos. La cobertura privada de

salud contribuye a la desigualdad pro rico mientras que la contribución de las necesidades es pro pobre (exceptuando nuevamente el caso del no acceso por costos).

Para la población de 60 años y más no se encuentra evidencia de inequidad. En otras palabras, no es posible rechazar la hipótesis de equidad horizontal en ninguna de las variables de uso y acceso a los servicios médicos. Únicamente en el caso del no acceso por costos, el índice de desigualdad resulta significativo (y pro rico). La mayor contribución a la desigualdad pro rico está dada por el ingreso, y en menor medida por la cobertura privada de salud. Las variables de necesidad no tienen una contribución significativa. Existe el antecedente para Uruguay de Balsa et al. (2009) que estiman índices de concentración e inequidad horizontal para los adultos mayores de 60 años residentes en Montevideo. Dicho trabajo se realizó antes de la reforma del sistema de salud, con lo cual resulta de interés comparar los resultados con los obtenidos a partir de la ENS. A tales efectos, se realizaron estimaciones con los datos de la ENS seleccionando una muestra con las mismas características (mayores de 60 años y residentes en Montevideo). Ninguno de los ICM e índices de inequidad obtenidos resultaron estadísticamente significativos. De todas maneras, estos resultados no pueden tomarse como concluyentes en cuanto a una evaluación de la reforma de salud. En primer lugar, porque al no tratarse de una muestra específicamente diseñada para ese grupo etario, los casos seleccionados de la ENSA fueron muy pocos (solo 394 casos). En segundo lugar, porque al momento de realizada la ENS no estaban incorporados todos los adultos mayores al nuevo sistema de salud.

En el caso de las aperturas por sexo, interesa resaltar que para las mujeres se observa desigualdad e inequidad pro rico en la realización del Papanicolau (PAP) y en el no acceso por costos. A su vez, se observa inequidad aunque en menor medida en los estudios médicos y uso de medicamentos. En el caso de la realización del PAP la mayor contribución a la desigualdad viene dada por el factor ingreso (y en menor medida por la cobertura de salud privada a través de FONASA y por los hábitos). Este resultado es llamativo, debido a que desde el año 2006 en Uruguay se exoneró de copagos a los estudios de colpocitología oncológica (PAP) y mamografía, en el marco de políticas de promoción de salud según pautas del MSP.

En el caso de los hombres, se observa desigualdad pro rico e inequidad en el uso de medicamentos, la realización del examen de próstata y en el no acceso por costos. En cuanto al examen de próstata, la principal contribución a la desigualdad viene dada por el

factor ingreso (pro rico), seguida por la contribución de las variables de necesidad que también es pro rico.

En cuanto a la apertura por zona geográfica, los resultados para Montevideo indican la existencia de desigualdad pro rico en el uso de medicamentos y no acceso por costos. A su vez, se observa inequidad horizontal en todas las variables de uso y acceso estudiadas, siendo las mayores para estudios médicos y no acceso por costos. La cobertura privada de salud, con o sin FONASA es el factor que más contribuye a la desigualdad pro rico, excepto para el no acceso donde el factor que más contribuye es el ingreso.

En el interior del país, se observa desigualdad pro rico en el no acceso por costos, e inequidad horizontal en el no acceso por costos y en menor medida en el uso de medicamentos. El ingreso es el factor que más contribuye en el no acceso por costos.

Finalmente, en cuanto a la apertura según cobertura de salud se presentan los resultados para quienes tienen cobertura privada por FONASA y cobertura pública sin FONASA, debido a que los otros dos tipos de cobertura no tienen la cantidad de casos suficientes para realizar el análisis.

Dentro de los usuarios del sistema privado con cobertura a través de FONASA, se observa desigualdad pro rico e inequidad en el no acceso por motivo de costos, y en menor medida en el uso de medicamentos. El ingreso aparece como la variable que más contribuye a la desigualdad (pro rico).

Para los usuarios del sistema público sin FONASA hay evidencia de desigualdad pro rico en el uso de medicamentos y el no acceso por costos, e inequidad en el uso de medicamentos y en el no acceso por motivos de logística, siendo el ingreso el que más contribuye a dicha desigualdad.

## **5. Conclusiones**

En el presente trabajo se calcularon índices de concentración para diversos indicadores de uso y acceso a servicios médicos en Uruguay, para la población de 18 años y más, y para diferentes subgrupos. A su vez, se realizó la descomposición de dichos índices en factores de necesidad y no necesidad. Finalmente se analizó la existencia de inequidad horizontal.



Para la población en su conjunto los resultados muestran una mayor concentración de los problemas de acceso a los servicios de salud por motivos de costos entre la población de menores ingresos. Lo anterior incluye el no acceso a consultas médicas, análisis, intervenciones quirúrgicas y otros tratamientos debido al costo de los copagos, traslados, etc. Al realizar la descomposición del índice, se observa que la variable que explica en mayor medida esta desigualdad es el ingreso del hogar.

A su vez, hay evidencia de inequidad horizontal en las consultas médicas, la realización de estudios y el uso de medicamentos. Interesa destacar que el tipo de cobertura de salud es lo que más contribuye a explicar esta desigualdad. En este sentido, la cobertura privada contribuye a aumentar la desigualdad, es pro rico, mientras que la cobertura pública contribuye a disminuirla. Una posible explicación es que las variables de cobertura están captando el efecto del factor ingreso, ya que los individuos de mayores ingresos tienen mayor probabilidad de atenderse en el sistema privado, y aún más en el sector privado sin FONASA.

Del análisis por subgrupos de población se desprende que la desigualdad en el no acceso por motivo de costos está presente en todos los grupos considerados, tanto por edad, sexo, región o tipo de cobertura de salud. La mayor contribución a dicha desigualdad está dada por el ingreso en todos los casos. Otro resultado destacable es que no se encuentra evidencia de inequidad horizontal para el grupo de 60 años y más. Por otro lado, la realización de estudios preventivos por sexo (PAP en el caso de las mujeres y examen de próstata en el caso de los hombres) muestra evidencia de desigualdad e inequidad pro rico, y en ambos casos la principal contribución a la desigualdad está dada por el factor ingreso.

Finalmente, al comparar zonas geográficas, se observa que la capital del país presenta evidencia de desigualdad e inequidad en un mayor número de variables de uso y acceso que el resto del país.

## Referencias

- Almeida, G., Sarti, F.M., Ferreira, F.F., Diaz, M.D.M., Campino, A.C.C. (2013). Analysis of the evolution and determinants of income-related inequalities in the Brazilian health system, 1998-2008. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 33, 90-97.
- Balsa, A., Ferrés, D., Rossi, M., Triunfo, P. (2009). Inequidades socioeconómicas en el uso de servicios sanitarios del adulto mayor montevideano. *Estudios Económicos*, 35-88.
- Balsa, A., Rossi, M., Triunfo, P. (2011). Horizontal inequality in access to health care in four South American cities. *Revista de Economía del Rosario*, 14(1), 31-56.
- Barraza-Lloréns, M., Panopoulou, G., Díaz, B.Y. (2013). Income-related inequalities and inequities in health and health care utilization in Mexico, 2000-2006. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 33, 122-130.
- Devaux, M. (2015). Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected OECD countries. *The European Journal of Health Economics*, 16(1), 21-33.
- Fleurbaey, M., Schokkaert, E. (2009). Unfair inequalities in health and health care. *Journal of Health Economics*, 28(1), 73-90.
- Gravelle, H. (2003). Measuring income related inequality in health: standardisation and the partial concentration index. *Health Economics*, 12(10), 803-819.
- Kakwani, N. (1980). Income inequality and poverty. New York: *World Bank*.
- Kakwani, N., Wagstaff, A., van Doorslaer, E. (1997). Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation, and statistical inference. *Journal of Econometrics*, 87-103.
- O'Donnell, O., van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Lindelow, M. (2007). Analyzing health equity using household survey data : a guide to techniques and their implementation. Washington, DC : World Bank Group.  
<http://documents.worldbank.org/curated/en/633931468139502235/Analyzing-health-equity-using-household-survey-data-a-guide-to-techniques-and-their-implementation>
- Suárez-Berenguela, R. M. (2000). Health system inequalities and inequities in Latin America and the Caribbean: findings and policy implications (pp. 119-142). *Pan American Health Organization*.
- van Doorslaer, E. V., Koolman, X., Jones, A. M. (2004). Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe. *Health economics*, 13(7), 629-647.
- van Doorslaer, E., Koolman, X., Puffer, F. (2002). Equity in the use of physician visits in OECD countries: has equal treatment for equal need been achieved. *Measuring Up: Improving health system performance in OECD countries*.

van Doorslaer, E., Masseria, C., 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., Wagstaff, A. (1992). Equity in the delivery of health care: some international comparisons. *Journal of health Economics*, 11(4), 389-411.

van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Bleichrodt, H., Calonge, S., Gerdtham, U. G., Gerfin, M., ... O'Donnell, O. (1997). Income-related inequalities in health: some international comparisons. *Journal of Health Economics*, 16(1), 93-112.

van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Van der Burg, H., Christiansen, T., De Graeve, D., Duchesne, I., ... Häkkinen, U. (2000). Equity in the delivery of health care in Europe and the US. *Journal of Health Economics*, 19(5), 553-583.

Vásquez, F., Paraje, G., Estay, M. (2013). Income-related inequality in health and health care utilization in Chile, 2000-2009. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 33, 98-106.

Wagstaff A., Paci P., 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.

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

## Anexo

<b>Tabla 1: Estadísticas descriptivas, población de 18 años o más, 2014.</b>			
	N	Media	Std. Dev.
<b>Edad:</b>			
Entre 18 y 44 años	3814	0,487	0,499
Entre 45 y 59 años	3814	0,198	0,398
60 años y más	3814	0,315	0,464
<b>Hombre</b>			
	3814	0,438	0,496
<b>Cobertura médica:</b>			
Sin cobertura	3814	0,018	0,132
Cobertura privada Fonasa	3814	0,517	0,500
Cobertura publica Fonasa	3814	0,077	0,267
Cobertura privada sin Fonasa	3814	0,099	0,298
Cobertura publica sin Fonasa	3814	0,322	0,467
<b>Hábitos:</b>			
Alimentación no saludable	3814	0,618	0,486
Sedentario	3814	0,168	0,374
Alcohol	3814	0,100	0,300
Fumador	3814	0,232	0,422
<b>Estado de salud:</b>			
ECNT	3814	0,563	0,496
Alguna limitación física	3814	0,118	0,322
<b>Indicadores de utilización:</b>			
Consulta médica (30 días)	3814	0,333	0,471
Estudios médicos (30 días)	3814	0,112	0,316
Uso de medicamentos (30 días)	3814	0,709	0,454
No acceso por costos (12 meses)	3814	0,091	0,288
No acceso por logística (12 meses)	3814	0,126	0,332
Papanicolau (3 años)	1783(a)	0,397	0,489
Próstata (alguna vez)	867 (b)	0,471	0,499
Fuente: Elaboración propia en base a la ENS (MSP), 2014.			
(a) Mujeres mayores de 21 años.			
(b) Hombres mayores de 40 años.			

Tabla 2: Descomposición de la desigualdad socioeconómica en el uso de servicios de salud. Población de 18 años y más, 2014.											
		Consulta médica (últimos 30 días)		Estudios médicos (últimos 30 días)		Uso de medicamentos (últimos 30 días)		No acceso - costos (últimos 12 meses)		No acceso - logística (últimos 12 meses)	
<b>Desigualdad socioeconómica total ICx</b>		<b>0,006</b> (0,020)		<b>0,026</b> (0,037)		<b>0,015</b> (0,009)		<b>-0,226</b> (0,035)***		<b>0,006</b> (0,030)	
<b>Inequidad horizontal IH</b>		<b>0,042</b> (0,020)**		<b>0,086</b> (0,038)**		<b>0,028</b> (0,008)***		<b>-0,169</b> (0,038)***		<b>0,036</b> (0,028)	
Descomposición:	IC específico	Elasticidad	Contribución al Icm	Elasticidad	Contribución al Icm	Elasticidad	Contribución al Icm	Elasticidad	Contribución al Icm	Elasticidad	Contribución al Icm
Edad	-0,005 (0,006)	-0,105 (0,091)	0,001 (0,002)	-0,133 (0,136)	0,00 (0,003)	0,117 (0,036)***	-0,001 (0,001)	-0,335 (0,131)**	0,002 (0,003)	-0,789 (0,131)***	0,004 (0,005)
Hombre	0,03 (0,016)*	-0,192 (0,028)***	-0,006 (0,003)*	-0,211 (0,048)***	-0,01 (0,004)*	-0,063 (0,013)***	-0,002 (0,001)*	-0,103 (0,053)*	-0,003 (0,003)	-0,056 (0,048)	-0,002 (0,003)
Autoreporte de salud	-0,048 (0,005)***	0,530 (0,101)***	-0,026 (0,006)***	0,945 (0,170)***	-0,05 (0,010)***	0,170 (0,046)***	-0,008 (0,002)***	1,016 (0,165)***	-0,049 (0,010)***	0,688 (0,149)***	-0,033 (0,008)***
ECNT	0 (0,013)	0,248 (0,044)***	0,000 (0,004)	0,052 (0,081)	0,00 (0,001)	0,166 (0,019)***	0,000 (0,002)	0,144 (0,072)**	0,000 (0,002)	0,276 (0,062)***	0,000 (0,003)
Alguna limitación física	-0,139 (0,035)***	0,032 (0,013)**	-0,005 (0,002)*	0,060 (0,024)**	-0,01 (0,004)**	0,015 (0,005)***	-0,002 (0,001)**	0,048 (0,023)**	-0,007 (0,004)	-0,005 (0,018)	0,001 (0,003)
Ingreso	0,416 (0,012)***	0,014 (0,049)	0,006 (0,020)	0,063 (0,067)	0,03 (0,028)	0,003 (0,021)	0,001 (0,008)	-0,297 (0,156)*	-0,124 (0,064)*	0,056 (0,046)	0,023 (0,019)
Fumador	-0,088 (0,025)***	-0,048 (0,019)**	0,004 (0,002)*	-0,045 (0,032)	0,00 (0,003)	0,003 (0,009)	0,000 (0,001)	0,079 (0,035)**	-0,007 (0,004)**	-0,001 (0,028)	0 (0,003)
Alcohol	0,003 (0,040)	0,004 (0,011)	0,000 (0,000)	0,009 (0,019)	0,00 (0,001)	-0,004 (0,004)	0,000 (0,000)	0,07 (0,025)***	0 (0,003)	0,035 (0,016)**	0 (0,001)
Sedentario	-0,044 (0,028)	0,021 (0,014)	-0,001 (0,001)	0,042 (0,026)	0,00 (0,002)	-0,000 (0,007)	0,000 (0,000)	-0,046 (0,020)**	0,002 (0,002)	0,038 (0,024)	-0,002 (0,001)
Alimentación no saludable	-0,054 (0,010)***	-0,107 (0,050)**	0,006 (0,003)**	-0,164 (0,089)*	0,01 (0,005)*	0,001 (0,021)	0,000 (0,001)	0,105 (0,080)	-0,006 (0,004)	-0,102 (0,072)	0,006 (0,004)
Cobertura pública por FONASA	-0,166 (0,037)***	0,022 (0,010)**	-0,004 (0,002)*	0,005 (0,016)	0,00 (0,003)	0,003 (0,004)	-0,001 (0,001)	0,007 (0,018)	-0,001 (0,004)	0,016 (0,015)	-0,003 (0,003)
Cobertura privada por FONASA	0,187 (0,013)***	0,168 (0,044)***	0,031 (0,008)***	0,174 (0,071)**	0,03 (0,013)**	0,025 (0,018)	0,005 (0,003)	0,054 (0,077)	0,01 (0,014)	-0,091 (0,061)	-0,017 (0,012)
Cobertura privada	0,393 (0,035)***	0,047 (0,014)***	0,018 (0,006)***	0,039 (0,026)	0,02 (0,010)	0,012 (0,005)**	0,005 (0,002)**	-0,029 (0,019)	-0,011 (0,007)	-0,052 (0,015)***	-0,021 (0,006)***
Resto			-0,018		0,001		0,018		-0,032		0,050

Fuente: Elaboración propia en base a la ENS (MSP), 2014. Errores estándares entre paréntesis, calculados a partir de la técnica bootstrap con 400 replicaciones (StataCorp, 2014).

Tabla 3: Descomposición de la desigualdad socioeconómica en el uso de servicios de salud. Subgrupos, 2014									
	Desigualdad socioeconómica total Icm	Contribución a la desigualdad total						Residuo	Inequidad horizontal IH=(1)-(2)
		Morbilidad necesidades	Ingreso	Hábitos de salud	fonasa pública	fonasa privada	privada		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<b>Población entre 18 y 44 años</b>									
Consulta médica (últimos 30 días)	0,024 (0,035)	-0,039 (0,013)***	0,027 (0,031)	0,013 (0,007)*	-0,003 (0,004)	0,048 (0,015)***	0,022 (0,010)**	-0,044	0,062 (0,034)*
Estudios (últimos 30 días)	0,087 (0,057)	-0,042 (0,019)**	0,055 (0,046)	0,01 (0,011)	0,001 (0,005)	0,042 (0,023)*	0,019 (0,020)	0,002	0,129 (0,059)**
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	0,03 (0,016)*	-0,007 (0,007)	-0,006 (0,014)	-0,003 (0,003)	-0,001 (0,002)	0,013 (0,007)*	0,006 (0,004)*	0,028	0,037 (0,015)**
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,221 (0,052)***	-0,035 (0,016)**	-0,129 (0,057)**	-0,016 (0,012)	-0,004 (0,006)	-0,002 (0,021)	-0,015 (0,011)	-0,02	-0,185 (0,054)***
No acceso - logística (últimos 12 meses)	0,002 (0,039)	-0,015 (0,014)	-0,025 (0,032)	0,007 (0,009)	-0,002 (0,005)	0 (0,016)	-0,004 (0,010)	0,041	0,017 (0,039)
<b>Población entre 45 y 59 años</b>									
Consulta médica (últimos 30 días)	-0,037 (0,044)	-0,048 (0,021)**	-0,019 (0,038)	0,019 (0,010)*	-0,006 (0,005)	0,014 (0,016)	-0,004 (0,011)	0,007	0,011 (0,042)
Estudios (últimos 30 días)	-0,046 (0,064)	-0,062 (0,025)**	-0,083 (0,060)	0,019 (0,014)	-0,004 (0,008)	0,056 (0,025)**	0,023 (0,025)	0,005	0,016 (0,069)
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	0,01 (0,013)	-0,014 (0,007)**	0,017 (0,013)	-0,002 (0,003)	0 (0,001)	0,003 (0,006)	0,006 (0,003)**	0	0,025 (0,013)*
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,324 (0,064)***	-0,071 (0,025)***	-0,149 (0,145)	-0,018 (0,014)	0 (0,005)	0,024 (0,026)	0,016 (0,019)	-0,126	-0,253 (0,075)***
No acceso - logística (últimos 12 meses)	0,031 (0,060)	-0,024 (0,021)	0,051 (0,045)	0,006 (0,012)	-0,005 (0,006)	-0,019 (0,022)	-0,028 (0,010)***	0,05	0,055 (0,056)
<b>Población entre 60 años y más</b>									
Consulta médica (últimos 30 días)	0,028 (0,025)	-0,01 (0,010)	-0,015 (0,025)	0,003 (0,005)	-0,002 (0,003)	0,013 (0,007)*	0,026 (0,009)***	0,013	0,038 (0,024)
Estudios (últimos 30 días)	-0,016 (0,053)	-0,014 (0,016)	0,026 (0,050)	-0,011 (0,012)	-0,002 (0,005)	0,003 (0,012)	0,016 (0,018)	-0,034	-0,002 (0,055)
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	0,006 (0,011)	-0,002 (0,004)	0,002 (0,010)	-0,001 (0,001)	0 (0,001)	-0,003 (0,002)	0 (0,003)	0,01	0,007 (0,011)
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,146 (0,080)*	-0,02 (0,016)	-0,131 (0,065)**	-0,006 (0,012)	0,007 (0,003)***	0,005 (0,010)	-0,024 (0,011)**	0,023	-0,126 (0,082)
No acceso - logística (últimos 12 meses)	-0,073 (0,069)	-0,005 (0,020)	-0,026 (0,058)	0,01 (0,010)	0,001 (0,005)	-0,038 (0,015)***	-0,036 (0,012)***	0,021	-0,069 (0,064)
<b>Mujeres</b>									
Consulta médica (últimos 30 días)	-0,01 (0,024)	-0,036 (0,009)***	-0,015 (0,020)	0,008 (0,004)*	-0,002 (0,003)	0,036 (0,010)***	0,012 (0,005)**	-0,013	0,026 (0,023)
Estudios (últimos 30 días)	0,027 (0,043)	-0,06 (0,013)***	0,027 (0,040)	0,01 (0,006)	-0,002 (0,005)	0,049 (0,018)***	0,015 (0,011)	-0,012	0,088 (0,043)**
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	0,005 (0,011)	-0,018 (0,005)***	-0,001 (0,010)	0 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,004 (0,004)	0,002 (0,002)	0,019	0,023 (0,010)**
Papanicolau	0,072 (0,024)***	-0,033 (0,011)***	0,085 (0,024)***	0,013 (0,005)**	-0,001 (0,003)	0,023 (0,010)**	-0,005 (0,005)	-0,01	0,105 (0,023)***
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,214 (0,047)***	-0,073 (0,014)***	-0,068 (0,078)	-0,01 (0,007)	0,001 (0,005)	0,01 (0,020)	-0,009 (0,007)	-0,065	-0,141 (0,048)***
No acceso - logística (últimos 12 meses)	0,012 (0,035)	-0,036 (0,012)***	0,036 (0,026)	0,002 (0,006)	-0,005 (0,005)	-0,009 (0,015)	-0,018 (0,007)***	0,042	0,048 (0,034)
<b>Hombres</b>									
Consulta médica (últimos 30 días)	0,046 (0,036)	-0,015 (0,012)	0,029 (0,039)	0,009 (0,008)	-0,004 (0,004)	0,025 (0,013)*	0,029 (0,013)**	-0,027	0,062 (0,036)*
Estudios (últimos 30 días)	0,05 (0,064)	-0,025 (0,016)	0,029 (0,045)	0,006 (0,012)	0 (0,004)	0,004 (0,020)	0,014 (0,019)	0,022	0,075 (0,064)
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	0,034 (0,015)**	0 (0,007)	0,002 (0,017)	0,002 (0,003)	0 (0,001)	0,006 (0,006)	0,009 (0,004)**	0,015	0,033 (0,014)**
Próstata	0,117 (0,027)***	0,033 (0,013)**	0,12 (0,033)***	0,026 (0,008)***	-0,002 (0,004)	0,01 (0,010)	0,007 (0,007)	-0,077	0,084 (0,024)***
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,233 (0,058)***	-0,027 (0,014)**	-0,256 (0,068)***	-0,007 (0,013)	-0,002 (0,005)	0,016 (0,018)	-0,013 (0,013)	0,056	-0,206 (0,062)***
No acceso - logística (últimos 12 meses)	0,006 (0,049)	-0,012 (0,013)	0,005 (0,038)	0 (0,011)	-0,001 (0,003)	-0,025 (0,016)	-0,023 (0,010)**	0,062	0,017 (0,046)

Fuente: Elaboración propia en base a la ENS (MSP), 2014. Errores estándares entre paréntesis, calculados a partir de la técnica bootstrap con 400 replicaciones (StataCorp, 2014).

<b>Tabla 3 (cont.): Descomposición de la desigualdad socioeconómica en el uso de servicios de salud. Subgrupos, 2014</b>									
	Desigualdad socioeconómica total ICm	Contribución a la desigualdad total							Inequidad horizontal IH=(1)-(2)
		Morbilidad necesidades	Ingreso	Hábitos de salud	fonasa publica	fonasa privada	privada	Residuo	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<b>Montevideo</b>									
Consulta médica (últimos 30 días)	0,018 (0,029)	-0,031 (0,012)**	0,023 (0,032)	0,011 (0,006)*	-0,003 (0,005)	0,038 (0,011)***	0,03 (0,010)***	-0,05	0,049 (0,029)*
Estudios (últimos 30 días)	0,056 (0,057)	-0,072 (0,016)***	0,054 (0,046)	0,015 (0,009)	0,001 (0,007)	0,043 (0,016)***	0,031 (0,020)	-0,016	0,128 (0,057)**
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	0,023 (0,012)*	-0,006 (0,006)	-0,012 (0,012)	0,001 (0,003)	-0,001 (0,002)	0,01 (0,005)**	0,009 (0,003)***	0,022	0,029 (0,013)**
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,242 (0,056)***	-0,067 (0,018)***	-0,092 (0,081)	-0,004 (0,010)	-0,001 (0,006)	0,02 (0,017)	-0,012 (0,011)	-0,086	-0,176 (0,060)***
No acceso - logística (últimos 12 meses)	0,047 (0,042)	-0,026 (0,017)	0,022 (0,034)	0,015 (0,010)	-0,004 (0,007)	-0,002 (0,015)	-0,021 (0,011)**	0,063	0,073 (0,043)*
<b>Interior</b>									
Consulta médica (últimos 30 días)	-0,018 (0,025)	-0,041 (0,010)***	-0,019 (0,018)	0,006 (0,004)*	-0,002 (0,002)	0,022 (0,010)**	0,007 (0,004)*	0,009	0,024 (0,023)
Estudios (últimos 30 días)	-0,014 (0,041)	-0,052 (0,013)***	-0,01 (0,026)	0,007 (0,006)	-0,001 (0,002)	0,017 (0,017)	0,004 (0,006)	0,021	0,038 (0,042)
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	-0,004 (0,011)	-0,023 (0,006)***	0,016 (0,011)	-0,001 (0,002)	0 (0,001)	-0,004 (0,005)	0,001 (0,002)	0,007	0,019 (0,010)*
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,237 (0,047)***	-0,036 (0,012)***	-0,21 (0,061)***	-0,012 (0,006)*	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,016)	-0,006 (0,006)	0,029	-0,200 (0,047)***
No acceso - logística (últimos 12 meses)	-0,043 (0,040)	-0,032 (0,010)***	0,014 (0,027)	-0,004 (0,005)	-0,001 (0,002)	-0,026 (0,014)*	-0,014 (0,004)***	0,02	-0,011 (0,038)

Fuente: Elaboración propia en base a la ENS (MSP), 2014. Errores estándares entre paréntesis, calculados a partir de la técnica bootstrap con 400 replicaciones (StataCorp, 2014).

<b>Tabla 3 (cont.): Descomposición de la desigualdad socioeconómica en el uso de servicios de salud. Subgrupos, 2014</b>						
	Desigualdad socioeconómica total ICm	Morbilidad necesidades	Ingreso	Hábitos de salud	Residuo	Inequidad horizontal IH=(1)-(2)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Cobertura privada por FONASA</b>						
Consulta médica (últimos 30 días)	-0,033 (0.026)	-0,027 (0.010)***	-0,009 (0.019)	0,005 (0.004)	-0,002	-0,006 (0.025)
Estudios (últimos 30 días)	-0,005 (0.042)	-0,047 (0.012)***	0,012 (0.032)	0,008 (0.006)	0,022	0,042 (0.042)
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	0,004 (0.011)	-0,013 (0.005)***	0,02 (0.010)*	0,000 (0.001)	-0,003	0,017 (0.010)*
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,333 (0.051)***	-0,045 (0.012)***	-0,312 (0.049)***	-0,003 (0.008)	0,027	-0,288 (0.055)***
No acceso - logística (últimos 12 meses)	0,06 (0.043)	0,004 (0.01)	0,029 (0.029)	-0,004 (0.007)	0,031	0,056 (0.042)
<b>Cobertura pública sin FONASA</b>						
Consulta médica (últimos 30 días)	-0,049 (0.041)	-0,021 (0.016)	-0,043 (0.04)	0,003 (0.006)	0,012	-0,028 (0.038)
Estudios (últimos 30 días)	0,011 (0.069)	-0,037 (0.016)**	0,021 (0.047)	0,000 (0.008)	0,027	0,049 (0.068)
Uso de medicamentos (últimos 30 días)	0,042 (0.016)**	-0,005 (0.008)	0,037 (0.016)**	0,000 (0.003)	0,010	0,046 (0.015)***
No acceso - costos (últimos 12 meses)	-0,124 (0.062)**	-0,026 (0.014)*	-0,084 (0.056)	-0,005 (0.01)	-0,009	-0,098 (0.063)
No acceso - logística (últimos 12 meses)	0,071 (0.05)	-0,02 (0.016)	0,069 (0.036)*	0,003 (0.007)	0,019	0,092 (0.047)*

Fuente: Elaboración propia en base a la ENS (MSP), 2014. Errores estándares entre paréntesis, calculados a partir de la técnica bootstrap con 400 replicaciones (StataCorp, 2014).