



ARTÍCULOS

Equidad en el Acceso, Desigualdad y Utilización de los Servicios de Salud Una Aplicación al Caso Argentino en 2001

Mariana De Santis y Verónica Herrero

Revista de Economía y Estadística, Cuarta Época, Vol. 47, No. 1 (2009), pp. 125-162.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3860/3699>



La Revista de Economía y Estadística, se edita desde el año 1939. Es una publicación semestral del Instituto de Economía y Finanzas (IEF), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, Av. Valparaíso s/n, Ciudad Universitaria. X5000HRV, Córdoba, Argentina.

Teléfono: 00 - 54 - 351 - 4437300 interno 253.

Contacto: rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar

Dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

Cómo citar este documento:

De Santis, M. y Herrero V. (2009). Equidad en el Acceso, Desigualdad y Utilización de los Servicios de Salud Una Aplicación al Caso Argentino en 2001. Revista de Economía y Estadística, Cuarta Época, Vol. 47, No. 1 (2009), pp. 125-162.

Disponible en: [<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3860/3699>](http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3860/3699)

El Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba es un espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, es que la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/index>



Revista de Economía y Estadística - Vol. XLVII - N° 1 - (2009) - pp 125 - 162
Instituto de Economía y Finanzas - Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de Córdoba - Argentina

Equidad en el Acceso, Desigualdad y Utilización de los Servicios de Salud Una Aplicación al Caso Argentino en 2001

MARIANA DE SANTIS

*Instituto de Economía y Finanzas - FCE
Universidad Nacional de Córdoba
mdsantis@eco.unc.edu.ar*

VERÓNICA HERRERO

*Instituto de Economía y Finanzas - FCE
Universidad Nacional de Córdoba
vherrero@eco.unc.edu.ar*

RESUMEN

El trabajo revisa los principales abordajes metodológicos y empíricos para cuantificar la desigualdad en el uso de servicios de salud desarrollados recientemente para diferentes sistemas de salud. Empleando datos de la Encuesta de Condiciones de Vida realizada en Argentina en 2001, se estiman los índices de concentración de las visitas a profesionales de la salud, que permiten cuantificar la desigualdad en los servicios de salud atribuida a factores socioeconómicos. Además, se obtiene una medida de la inequidad horizontal a través de la descomposición de los índices de concentración respectivos. Se concluye que la utilización de los servicios de salud está concentrada en los individuos más favorecidos y que dicha desigualdad se debe en su mayor parte a la influencia de variables de no necesidad, tales como el ingreso per capita del hogar, el nivel educativo, la posesión de cobertura de salud, el lugar de residencia, entre otros.

Palabras Clave: Utilización de Servicios de Salud, Índice de Concentración, Desigualdad.

Clasificación JEL: I11, I12, I32, I38.

ABSTRACT

In this study the main recent methodological and empirical approaches to quantify income-related inequality in the utilization of health care are reviewed. By using data from the Survey of Living Conditions conducted in Argentina in 2001, concentration indices for visits to health professionals are computed, which are then decomposed in order to identify the causes of inequality. In addition, a measurement of horizontal inequity indices is obtained. It is concluded that the utilization of health care in Argentina is concentrated in the most favoured individuals and that inequality is due in large extent to the influence of non-need variables such as the per capita household income, schooling, having health coverage and the place of residence among others.

Keywords: Health Care Utilization, Concentration Index, Inequality.

JEL Code: I11, I12, I32, I38.

I. INTRODUCCIÓN

Desde hace un tiempo, en todos los países, la equidad en la cobertura y en el acceso a los servicios de salud ha adquirido relevancia en las agendas de política, en tanto lideran la lista de reclamos urgentes por parte de los sectores sociales más desfavorecidos. En Argentina, durante las últimas décadas, en los períodos de expansión de la pobreza y la indigencia, el acceso a la salud sufrió un considerable deterioro, especialmente en las franjas de la población que pasó a ser desocupada o del sector formal al informal, al perder la cobertura del seguro de salud. Actualmente, junto con otras demandas sociales como la educación y las oportunidades de empleo, la equidad en el acceso y uso a los servicios de salud constituye un tema que merece particular atención, no solamente por parte del gobierno nacional y los gobiernos locales, sino también por parte de los académicos, quienes mediante la aplicación de metodologías de investigación rigurosas pueden contribuir a encontrar resultados sólidos que sirvan de base para la elaboración de políticas mejor orientadas.

Actualmente, se sostiene en diferentes ámbitos que los servicios de salud adolecen de falta de eficiencia, calidad y equidad. Desde el gobierno nacional, se ha reconocido que el sistema de salud nacional presenta graves problemas que requieren una solución profunda y cuidadosamente planificada, entre los que se destacan la existencia de persistentes desigualdades tanto en la cobertura como en el acceso y utilización de los

servicios de salud, observadas en los sectores públicos como los privados, así como también entre las diferentes jurisdicciones, tramos de ingresos y los diferentes sectores socioculturales¹. Colina et al. (2004), en un estudio sobre el sistema de salud en Argentina, sostienen que

“En la promoción y prevención, la regla es el divorcio entre el discurso y las acciones. Hay un consenso generalizado en el sector en torno a las ventajas de la promoción y la prevención... Sin embargo, los datos muestran que la eficacia y la calidad de las intervenciones son bajas. Hay una marcada inequidad de la cobertura a nivel socio-económico y geográfico lo que más allá de violentar criterios básicos de consideraciones distributivas, aminoran el impacto de la intervención porque precisamente no llegan a la población de mayor riesgo y, por lo tanto, la que más necesita de este tipo de intervención”.

El estudio de la equidad y la igualdad de la salud y la provisión de los servicios de equidad se ha ido enriqueciendo con el aporte de distintas disciplinas, tal como la filosofía y las ciencias de la salud, como señalan Wagstaff y van Doorslaer (2000), aunque para la realización de este trabajo se ha partido básicamente de los avances de la economía de la salud en los últimos años. En tal sentido, cabe citar a Macinko y Starsfield (2002), quienes realizaron un compilado de la literatura publicada sobre igualdad en la salud y resumen los artículos claves que son relevantes para la misión de la Internacional Society for Equity in Health (ISEqH). La intención es mostrar la dirección tomada en las investigaciones sobre la igualdad en la salud, incluyendo teorías, métodos, e intervenciones para entender la génesis de la desigualdad y sus soluciones. Los autores tuvieron como eje de la revisión los distintos abordajes sobre cuestiones claves a tener presentes en estos estudios, tales como la diferencia entre desigualdad e inequidad, inequidad vertical y horizontal y nivel al cual debe medirse la desigualdad (individual o grupal), entre otras. En el mencionado trabajo se señala que la mayoría de los trabajos disponibles en la literatura sobre equidad en la salud se refieren al acceso, utilización y financiamiento de los servicios de salud, así como también a la evaluación de políticas orientadas a atenuar la inequidad en la salud y en el acceso y utilización de los servicios de salud. Con respecto a la desigualdad y la equidad, Macinko y Starsfield destacan

1. Bases del Plan Federal de Salud 2004-2007. Presidencia de la Nación. Ministerio de Salud de la Nación. Consejo Federal de Salud. Mayo de 2004.

el interés numerosos autores por comprender y explicar el papel de la condición socioeconómica de los individuos, capturada a través de la educación, la ocupación y el ingreso, además de la raza y el género.

Jones y Rice (2003) abordan el impacto de las características socioeconómicas sobre la desigualdad. Señalan que hay evidencia de que la desigualdad persiste en el tiempo a pesar que existen políticas que apuntan a promover la igualdad en el acceso y combatir la exclusión social., resultando necesario prestar atención a la dinámica de la salud y su relación con las condiciones socioeconómicas. En el trabajo se hace referencia al índice de concentración como una medida adecuada para medir la desigualdad atribuida a factores socioeconómicos y a su descomposición, la cual brinda la posibilidad de medir la inequidad. Además presenta los métodos para analizar la desigualdad en la salud y la movilidad de la salud (health mobility) cuando se dispone de datos longitudinales, aspecto escasamente tratado en otros trabajos debido a que en la mayoría de los casos se dispone de datos de corte transversal, con el objetivo de explicar las diferencias en “la cantidad de salud” y en la utilización de los servicios de salud según nivel de ingreso. Los autores remarcan la importancia de conocer con precisión los determinantes de la desigualdad para proceder al diseño de políticas adecuadas, así como también a una evaluación de éstas últimas.

Morris, Sutton y Gravelle (2006) analizan la desigualdad y la inequidad en el uso de los servicios de profesionales de la salud en Inglaterra: consultas en primera instancia (General Practician, outpatient, day cases, inpatient stays) considerando la salud de los individuos y su nivel socioeconómico. Luego de controlar variables como edad, sexo, sanidad, y oferta de servicios médicos, encuentran que la utilización de los servicios médicos está relacionada con el ingreso, la raza, el status económico y la educación, y que los individuos de bajos ingresos y de minorías étnicas muestran un menor uso de servicios secundarios pero uno mayor en servicios primarios. Calculan índices que miden la desigualdad en la utilización en general y también índices que miden la desigualdad en la utilización en relación al ingreso. Además, determinan las contribuciones a estos índices del ingreso, de las variables de necesidad y de no necesidad, concluyendo que las variables de necesidad como la edad, sexo y sanidad aportan la mayor contribución a la inequidad en general y a la inequidad en la utilización relativa al ingreso. También encuentran que el ingreso por sí

mismo hace una pequeña contribución y que la contribución del status económico y la educación es mayor que la del ingreso.

Posteriormente, Gravelle et al. (2006) definen con precisión los conceptos de desigualdad e inequidad en el consumo de salud y a partir de un modelo de maximización del bienestar derivan las condiciones que deben cumplirse para que se alcance la utilización de los servicios de salud socialmente óptima, la cual implica equidad horizontal y vertical. Abásolo et al. (2001) formulan hipótesis para contrastar empíricamente si se alcanzan los objetivos de igualdad en la provisión y el acceso a los servicios de atención primaria de la salud financiados públicamente en España. Para ello, definen criterios basados en la “necesidad” y emplean datos de la Encuesta Nacional de Salud de 1993, concluyendo la existencia de equidad vertical e inequidad horizontal.

Van Doorslaer et al. (2001), actualizan y amplían un estudio previo acerca la equidad en la utilización física de los servicios de salud para un conjunto de países de la OECD utilizando distribuciones por quintiles e índices de concentración para medir la inequidad horizontal. El artículo tiene como objetivo comprobar la equidad horizontal y poder realizar comparaciones internacionales. El método utilizado por los autores consiste en comparar la distribución observada de los servicios médicos por niveles ingreso con la distribución de necesidades. En la mayoría de los países no se observa inequidad en las distribuciones de las visitas a profesionales de la salud por grupos de ingresos y en los países en que existe inequidad horizontal, ésta indica una distribución a favor de los pobres. Son muy diferentes los resultados cuando se analizan las consultas a un médico especialista: en todos los países los ricos tienen mayor probabilidad de visitar a un médico especialista. Este resultado es mayor en Portugal, Finlandia e Irlanda. En cuanto a la utilización de los servicios de los pacientes internados no existe un patrón de inequidad definido entre los países ni es obvia la explicación de los patrones observados en términos de las diferentes características de los sistemas de salud. Por último, encuentran que existe una distribución a favor de los ricos en la probabilidad y frecuencia en las visitas al dentista en todos los países de la OECD.

García Gómez y López Nicolás (2004) realizan un análisis de la evolución de la equidad en el acceso a los servicios de salud en España en el periodo 1987-2001, durante el cual se puso en marcha el nuevo Sistema Nacional de Salud de España. Los autores miden el acceso como la proba-

bilidad de haber visitado el médico, utilizado los servicios de emergencia y haber estado internado, para los cuales obtienen índices de inequidad horizontal a partir de datos del Censo Nacional de Salud de 1987 y 2001. Encuentran que el sistema mejoró en términos de equidad horizontal, si ésta se considera en relación al ingreso, aunque se observa que se han intensificado las diferencias en el acceso si se toma como variable de no necesidad la contratación de seguros privados de salud, la cual aumentó hacia el final del periodo considerado, especialmente en los sectores de mayor nivel socioeconómico.

Lu et al. (2007) comparan cómo el principio “igual tratamiento para igual necesidad” se mantiene en el sistema de salud de Hong Kong, Corea del Sur y Taiwán. Las desviaciones de este principio son identificadas a través del índice de inequidad horizontal. Detectan que esta inequidad existe para prácticas generales pero no para cuidados especializados.

Morris et al. (2005) estudian el acceso de los individuos de bajos ingresos para el sistema de salud inglés. Sus hallazgos indican que este grupo hace menor uso tanto de cuidados secundarios como primarios de salud.

Koolman y van Doorslaer (2003) destacan una nueva interpretación del coeficiente de Gini y se refieren a la relación entre los índices de concentración, un coeficiente de correlación con respecto al ranking de ingreso relativo y el coeficiente de variación de las variables de interés.

Habicht y Kunst (2005) presentan el caso de Estonia, para mostrar cómo se modificó la situación de equidad en salud tras la reforma del sistema de seguridad social, en particular, el uso de servicios de cuidado de salud, tales como consultas telefónicas, visitas para prácticas generales, visitas a especialistas, visitas al dentista y hospitalización. En todos los servicios encuentran que las desigualdades resultan significativas tras la reforma, fundamentalmente según la condición socioeconómica, de manera que los más favorecidos tienen más probabilidad de usar los servicios luego de controlar por variables de necesidad, excepto para el caso de hospitalización.

Hernández-Quevedo et al. (2006) cuantifican las desigualdades económicas entre estados miembros de la Unión Europea entre 1994 y 2001 utilizando índices de concentración. En consonancia con los demás estudios, encuentran que existen desigualdades marcadas y limitaciones para los de menores de ingresos.

Van Doorslaer (2006) estudia la situación de desigualdad en la utilización de servicios médicos en países de la OECD, y encuentra que resultan favorecidos los que más ingresos tienen en la mitad de los países. Luego de controlar por variables de necesidad, aparece como más probable que los más ricos usen los servicios de especialistas en todos los casos, al vez que encuentra evidencia de la existencia de relación entre desigualdad y régimen de financiamiento de la salud en los diferentes países.

Van Doorslaer y O'Donnell (2008) consideran la situación de una serie de países asiáticos sobre los cuales reportan las medidas y explicaciones de la desigualdad relacionada con el ingresos y las desigualdades en el financiamiento de la atención de salud. Los resultados indican patrones diferenciados para países con altos y bajos ingresos, tales que en estos últimos la población más aventajada tiende a pagar más por la atención de salud, al tiempo que también realizan una mayor utilización de los servicios.

En Argentina se han desarrollado investigaciones académicas que han contribuido a clarificar diversos aspectos relacionados con la conducta de los individuos en relación a su stock de salud, a la demanda del uso de servicios de salud y al impacto de la salud sobre la calidad de vida. En este sentido, Bertranou (1993, 1998 y 1999) explora la utilización de los servicios de salud en relación a la cobertura, así como también el problema del riesgo moral. Más recientemente, Trías (2004) en un estudio sobre los determinantes de la utilización de los servicios de salud para la población infantil en 1997 y 2001, estima modelos de demanda en una y en dos partes, incorporando el enfoque de agencia, encontrando que los primogénitos tienen una mayor probabilidad de acceder a los servicios, que el número de hospitales cercanos y la tenencia de algún tipo de cobertura influyen, y que la disponibilidad de cobertura afecta la frecuencia de las consultas médicas. No obstante, resulta escasa la cantidad de trabajos sobre la utilización de servicios de salud y sus determinantes, así como también el impacto de la desigualdad socioeconómica sobre la desigualdad en el uso de los servicios de salud en Argentina.

El objetivo de este estudio es identificar los factores que afectan la posibilidad de la población adulta de acceder a los servicios de salud en Argentina y determinar aquellas variables que pueden convertirse en el centro de políticas destinadas a una mayor igualdad y equidad. Para ello se calculan los índices de concentración de la probabilidad de acceder a visitas al médico y al odontólogo, los cuales se desagregan en sus componentes

en variables de necesidad y no necesidad, obteniendo medidas de inequidad horizontal.

II. DESIGUALDAD E INEQUIDAD

Antes de detallar el modelo que se utiliza en este estudio, es conveniente repasar los conceptos de desigualdad e inequidad. Siguiendo a Gravelle et al. (2006), se considera que hay desigualdad en el consumo o utilización de los servicios de salud cuando individuos con diferentes características reciben diferentes cantidades de atención, en tanto que hay inequidad cuando los individuos reciben diferentes cantidades del servicio que la que necesitan.

Puede sostenerse que la ausencia absoluta de desigualdad es un objetivo inalcanzable en tanto haya individuos diferentes, aunque se reconoce que los sistemas de seguro de salud pueden modificar el grado de desigualdad y la relación entre las desigualdades en la salud de los individuos y sus características personales, tales como nivel educativo, status social, lugar de residencia, raza, etc.

Con respecto a la inequidad, es usual distinguir entre las “variables de necesidad” (need variables), que son factores o características que debieran afectar el uso de los servicios de salud, de las “variables de no necesidad” (non-need variables), que son aquellas que no debieran incidir o determinar la cantidad consumida del servicio. Como ejemplo de las variables de necesidad pueden mencionarse estar enfermo o atravesar determinadas circunstancias que hagan aconsejable consultas preventivas, mientras que entre las variables de no necesidad se suelen considerar al ingreso familiar del individuo, la posibilidad de acceder con facilidad a los servicios de salud, ya sea por residir en las proximidades de un centro de salud o por poseer un seguro de salud, entre otras.

A partir de los conceptos arriba mencionados, es posible definir los conceptos de inequidad horizontal y equidad vertical:

- Existe inequidad horizontal en el uso de los servicios de salud cuando éste es determinado por variables de no necesidad, de manera que individuos con el mismo nivel de variables de necesidad consumen diferentes cantidades del servicio.

- La equidad vertical se presenta en aquellas situaciones en las que individuos con diferentes niveles de variables de necesidad reciben diferentes niveles de atención de los servicios.

Abásolo et al. (2001) señalan que la contrastación empírica de las hipótesis de existencia de equidad no es una tarea sencilla ni carente de juicios de valor. Dichos autores parten de los objetivos planteados explícitamente en la legislación española, en la cual la igualdad en la provisión y en el acceso a los servicios de salud parece ser la premisa clave para la asignación de los recursos de salud. Es interesante mencionar que los autores señalan que la relación entre estos objetivos y la necesidad como criterio para racionar los servicios no se menciona explícitamente, aunque parece estar implícita en la intención de superar desequilibrios sociales y territoriales y de corregir desigualdades en el ámbito de atención de la salud.

Gravelle et al. (2006) afirman que la definición de variables de necesidad puede no ofrecer dificultades en algunos casos, como el ingreso de los individuos, ya que difícilmente una sociedad democrática se oponga a que todos los individuos tengan el derecho a recibir la atención necesaria independientemente de sus recursos, tanto pobres como no pobres deben tener acceso a los servicios de salud que necesiten. Sin embargo, la edad puede ser motivo de controversia si la sociedad considera que los recursos deben asignarse prioritariamente a los individuos más jóvenes. En este caso la edad no sería una variable de necesidad.

En cualquier discusión de equidad en la provisión de servicios de salud resulta crucial analizar hasta qué punto los sistemas de salud pueden modificar las distribuciones y volverlas más igualitarias. Wagstaff y van Doorslaer (2000) señalan que esta idea se enfrenta con los problemas de cómo medir la salud y la desigualdad, así como la manera de cuantificar el impacto marginal en la distribución derivado de cambios en los determinantes de esta desigualdad. Muchos de los trabajos sobre desigualdad no han sido desarrollados por economistas y los enfoques se concentran en las desigualdades socioeconómicas en la salud, esto es, la variación en la salud que está sistemáticamente relacionada con desigualdades socioeconómicas. Por su parte, los economistas han utilizado tradicionalmente medidas como la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini, los cuales, como se explicará luego, no son totalmente adecuados para captar el efecto de variables socioeconómicas en la desigualdad, tal como lo señalan Wagstaff y van Doorslaer (2000) y Wagstaff et al. (1991).

En este trabajo se pretende medir la desigualdad en el acceso a los servicios médicos y odontológicos en Argentina en el año 2001 mediante el Índice de Concentración, el cual es desagregado en el impacto de variables socioeconómicas, personales y geográficas.

III. EL MODELO

El modelo estadístico corresponde a un modelo de probabilidad lineal² para cada uno de los distintos tipos de servicios de salud utilizados (visitas al médico, a otros profesionales, internación, etc.). La probabilidad de uso de cada servicio permite luego de descomponer el índice de concentración (*CI*), una herramienta ampliamente utilizada por los economistas de la salud para analizar la contribución de las características socioeconómicas de los individuos a la desigualdad (Wagstaff et al, 1991).

Para medir la desigualdad en la salud y en la provisión de los servicios de salud, los economistas han aplicado diferentes medidas. Wagstaff et al. (1991) mencionan las siguientes seis medidas: el rango, la curva de Lorenz y la pseudo curva de Lorenz, el índice de disimilitud, el índice escalonado de desigualdad y el índice de concentración. Estos autores analizan en detalle cada uno de éstas, concluyendo que el índice escalonado de desigualdad y el índice de concentración son las medidas más adecuadas para captar el impacto de las desigualdades en el estatus socioeconómico de los individuos, en razón de que ordenan a los individuos por su condición socioeconómica, teniendo en cuenta esta dimensión en las desigualdades en la salud.

El *CI* de un determinado servicio de salud se define a partir de una variable socioeconómica, generalmente el ingreso:

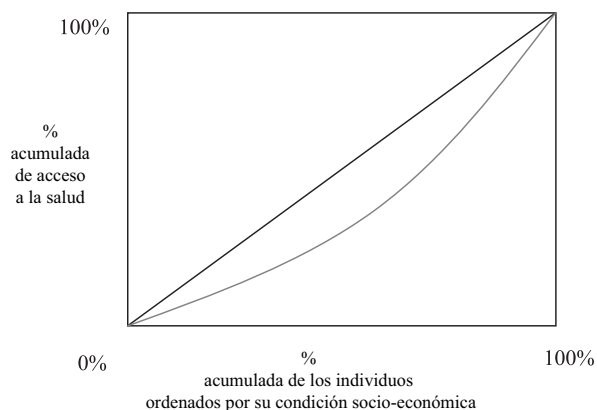
$$CI = \left(\frac{2}{\bar{y}}\right) \text{cov}(y_i, R_i') \quad (1)$$

donde $\bar{y} = E(y_i)$ y R_i' es la proporción acumulada de población, rankeada por el nivel de ingreso hasta el individuo i .

2. Se emplea este tipo de modelo porque el propósito no es principalmente estimar la probabilidad, sino rankear a los individuos según la probabilidad de uso de los servicios de acuerdo con sus características, y aprovechar propiedades útiles de los modelos lineales en los indicadores subsiguientes que se consideran en el análisis (García Gómez y López, 2004).

Gráficamente, la desigualdad de la salud puede representarse mediante la Figura 1. Como se observa, en el eje horizontal se representa el porcentaje acumulado de los individuos de la población ordenados por su condición socioeconómica, y en el eje vertical el porcentaje acumulado del acceso a la salud. El *CI* equivale al doble de la superficie entre la diagonal y la línea de curva de concentración. Este índice asume valores entre -1 y 1. El valor extremo -1 indica que todos los servicios de salud están concentrados en el individuo menos favorecido por su condición socioeconómica, mientras que el resto no recibe nada. En el caso en que asume el valor 1, se daría la situación contraria, en que la totalidad de los servicios de salud están concentrados en el individuo que acumula la totalidad del atributo que mide el nivel socioeconómico. Como valor intermedio, se destaca el valor 0, en el que la distribución de la salud o los servicios de salud coincide exactamente con la distribución del estatus socioeconómico de la población considerada y la curva de concentración coincide con la diagonal. Además, cuando la curva de concentración se ubica por debajo (arriba) de la diagonal, como en la figura analizada, el índice es positivo (negativo), indicando un sesgo que favorece a los individuos con mayor (des) ventaja socioeconómica.

Figura 1
Curva de concentración del acceso a la salud



Wagstaff (2005) demuestra que en cuando la variable y es binaria, como en el caso de las variables que miden la utilización o no de los servi-

cios de salud, los límites del CI están dados por $\bar{y} - 1$ y $1 - \bar{y}$. Es decir, los límites del intervalo en el que se encuentra el CI dependen de la media de la variable, que representa la proporción de individuos que utilizaron el servicio de salud bajo estudio. Por la razón mencionada, el CI se presenta “normalizado”, es decir, dividido por la media de la variable \bar{y} .

Siguiendo a García Gómez y López (2004), el modelo de probabilidad puede especificarse de la siguiente manera:

$$y_{ji} = \alpha^j + \sum_k \beta_k^j x_{ki} + \varepsilon_i^j \quad (2)$$

donde y_{ji} es una medida de la utilización del servicio j por parte del individuo i , x_{ki} son las variables socioeconómicas que explican la utilización y el último término es un componente aleatorio. A partir de (2) se sigue que:

$$P(y_{ji} = 1) = \alpha^j + \sum_k \beta_k^j x_{ki} \quad (3)$$

Los autores citados señalan que este modelo presenta ventajas para descomponer las desigualdades en la probabilidad de utilización. Un índice de desigualdad de la probabilidad de utilización del servicio j está dado por:

$$CI^j = \sum_k \left(\beta_k^j \frac{\bar{x}_k^j}{\bar{P}^j} \right) CI_k^j = \sum_k \eta_k^j CI_k^j \quad (4)$$

Obsérvese que (4) es la suma de los índices de concentración de las variables socioeconómicas ponderadas por la elasticidad de la probabilidad de utilización con respecto a la k -ésima variable valuada en la media. Así, el índice de concentración permite descomponer las diferencias en la utilización de los servicios de salud en diferencias en características particulares de los individuos y en disparidades en sus niveles de ingreso.

A partir de la descomposición anterior puede obtenerse una medida de inequidad horizontal (Gravelle, 2003). Supóngase las x_k variables mencionadas pueden clasificarse en variables de necesidad y de no necesidad, tras lo cual el índice de inequidad horizontal está dado por la parte de la desigualdad socioeconómica en la utilización no justificada por desigualdades en las necesidades:

$$HI^j = CI^j - CI_n^j = CI_{nn}^j = \sum_{k=1}^K \eta_k^j CI_K^j - \sum_{k=k+1}^K \eta_k^j CI_K^j = \sum_{k=1}^{k_1} \eta_k^j CI_K^j \quad (5)$$

donde HI^j es el índice de inequidad horizontal, CI_n^j el índice de concentración calculado solamente con las variables de necesidad y CI_{nn}^j el índice de concentración calculado solamente con las variables de no necesidad.

IV. ESTRATEGIA EMPÍRICA

IV.1 Datos utilizados

El modelo planteado en la sección anterior se estimó utilizando los datos de la Encuesta de de Condiciones de Vida realizada en Argentina en 2001. Dicha encuesta provee información sobre características del hogar y sobre el empleo, la educación y la salud de los individuos de una muestra representativa, a partir de datos de 26.000 hogares. En el Anexo 1 se presentan las estadísticas descriptivas de las principales variables incluidas en la encuesta para la población de interés. En este trabajo se consideraron los individuos de 18 años o más, excluyendo expresamente a la población infantil, la cual merece un tratamiento especial, tal como puede verse en Trías (2004).

IV.2 Variables utilizadas

Como variable dependiente se consideró una variable dummy que refleja si cada individuo consultó en los últimos 30 días de realizada la encuesta a los siguientes profesionales de la salud:

* Médico

* Dentista

Las variables independientes incluidas en el modelo son las que se detallan a continuación:

* Sentirse mal: variable ficticia con valor 1 si el individuo realizó la conducta de consultar al profesional correspondiente porque tuvo algún problema relacionado con la especialidad consultada: se sentía mal, sufrió un accidente o está en tratamiento; y asume valor 0 en caso contrario.

* Máximo nivel educativo alcanzado por el individuo: variables dummies que asumen el valor 1 respectivamente para cada uno de los siguientes niveles de escolaridad, y 0 en caso contrario:

- Hasta primario incompleta
- Primario completo o secundario incompleto
- Secundario completo o superior incompleto
- Superior completo

* Sexo: variable dummy igual a 1 para las mujeres

* Edad del individuo (en años)

* Cobertura de salud: variable dummy igual a 1 si el individuo cuenta con alguna de las siguientes modalidades de seguro de salud: Obra social (no PAMI), Mutual o prepaga, PAMI, Planes y seguros públicos, Servicios de emergencia

* Condición de pobre y residencia cerca de un centro de salud: variable dummy igual a 1 si el individuo es clasificado como pobre y reside cerca de un hospital público.

* Ingreso per capita familiar: ingreso promedio del hogar (medido en pesos por mes).

* Existencia de hacinamiento crítico: variable dummy igual a 1 para aquellos individuos en cuyo hogar habitan más de 4 personas por cuarto.

* Máximo nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar: variables dummies que asumen el valor 1 para cada uno de los siguientes niveles de escolaridad:

- Hasta primario incompleta
- Primario completo o secundario incompleto
- Secundario completo o superior incompleto
- Superior completo

* Zona geográfica de residencia: variables dummies que asumen el valor 1 para cada zona: Área metropolitana, Región Pampeana, Noroeste, Noreste, Cuyo, Patagonia.

* Índice de bienes: índice combinado de la posesión de un conjunto de bienes (electrodoméstico y bienes del hogar), considerando tres categorías de bienes (a los cuales se asignaron diferentes ponderaciones, según el valor del bien y la difusión en la población³).

V. ESTIMACIÓN DEL MODELO

V.1 Resultados obtenidos

Se estimaron los *CI* para el uso de servicios médicos (consultas al médico) y para el uso de servicios odontológicos (consulta al dentista), para la población adulta en general. En el caso de las visitas al médico se analizaron también de manera separada la población femenina y la masculina.

Para calcular los índices de concentración correspondientes a cada uno de los servicios de salud considerados (y_i) se utiliza la expresión mencionada previamente:

$$CI = \left(\frac{2}{\bar{y}} \right) \text{cov}(y_i, R_i^j) \quad (1)$$

donde \bar{y} es el valor medio de la variable analizada (la visita al médico o al odontólogo, respectivamente), y R_i^j es la proporción acumulada del indicador socioeconómico, en este caso, el ingreso per capita familiar acumulado.

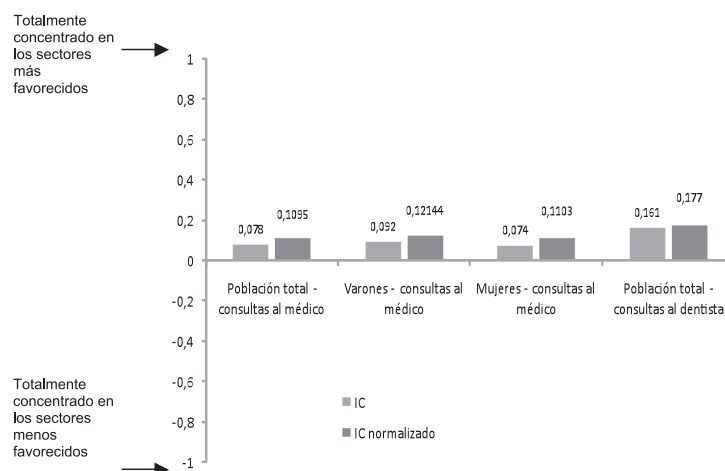
La curva de concentración y los índices de concentración obtenidos se representan en la Figura 2. Se presentan los índices obtenidos con la metodología de Kakwani y otros (1997), tal como son estimados utilizando la rutina específica en STATA (concindc) y el ajuste denominado normalización, propuesto por Wagstaff (2005) donde se consideran los límites entre los cuales puede localizarse el *CI*, dada la proporción de población que utiliza cada servicio. Como se observa, los *CI* presentan en general valores absolutos reducidos, lo que señala desviaciones relativamente pequeñas con respecto a la situación de equi-distribución (correspondiente al valor 0 del indicador). El valor del *CI* del uso de servicios médicos en general es de 0,1095 (normalizado), lo que indica una reducida concentración del uso de los servicios en la población de sectores más favorecidos.

3. El índice corresponde a un componente de un índice de nivel socioeconómico elaborado ad hoc (siguiendo la metodología propuesta en Herrero, Ruíz Díaz y Palacios, 2005).

Cuando se tratan por separado los índices de concentración de uso de los servicios médicos para hombres y mujeres, se obtiene para éstas últimas un índice de concentración algo más elevado que el correspondiente a la población total: 0,1103. Esto señala que el uso de servicios está concentrado en la población de mayores recursos. Para el caso de la población masculina, el valor del índice indica mayor concentración en la población más favorecida económicamente (0,12144 en términos normalizados).

En el caso de las consultas de la población en general al dentista, se observa un índice de concentración que duplica al registrado para las consultas médicas (0,177), también con un sesgo a favor de los sectores más aventajados.

Figura 2
Índice de concentración del uso de servicios de salud



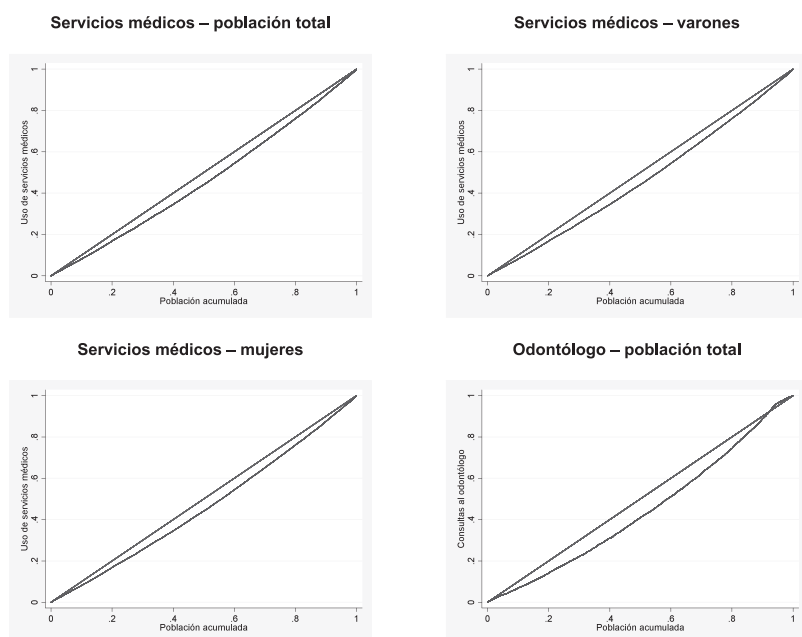
Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Este análisis también puede realizarse considerando los gráficos de las respectivas curvas de concentración. La ubicación de la curva de concentración con respecto a la línea de equi-utilización (línea de 45° que indica que el porcentaje de población acumulado rankeado por ingreso coincide con la participación acumulada en el uso de los servicios analizados) es un indicador de cuán concentrados están los servicios en los grupos

más o menos favorecidos de la sociedad. Si la utilización de los servicios estudiados presentan algún grado de concentración a favor de los individuos de mayores ingresos per capita, esto es, quienes participan en mayor proporción en los ingresos totales obtenidos, la curva de concentración se ubica por debajo de la línea diagonal. En el caso opuesto, si la concentración favorece a los sectores más pobres, la curva de concentración yace por encima de la línea de 45°.

Además, cabe señalar que a medida que mayores son los índices de concentración, más se aleja la curva de concentración con respecto a la diagonal, según corresponda por encima o por debajo de esta línea.

Figura 3
Curvas de concentración del uso de servicios de salud



Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Las curvas de concentración para el uso de servicios médicos así como la correspondiente al uso de servicios odontológicos se ubi-

can por debajo de la diagonal, pudiendo afirmarse que la concentración es “pro-ricos”.⁴

VI. INEQUIDAD HORIZONTAL

Como se mencionó en la presentación del modelo, es posible obtener una medida de la inequidad horizontal, a partir de la descomposición de *CI* entre variables de necesidad y no necesidad. En este trabajo se han considerado como variables de necesidad haber sufrido un malestar vinculado con el profesional al que se consulta y la edad del individuo, mientras que las restantes variables contribuyen a definir la inequidad horizontal, esto es, las diferencias en la utilización de los servicios de salud generadas únicamente en las disparidades de nivel socioeconómico.

Como se señaló en la presentación del modelo, para obtener la contribución de las variables de necesidad y de no necesidad a la utilización de los servicios de salud fue necesario estimar un modelo de probabilidad lineal. En razón de que el modelo de probabilidad lineal no asegura que las probabilidades estén comprendidas en el intervalo (0,1), en este estudio se estimaron también modelos probit para las cuatro ecuaciones de utilización analizadas. En todos los casos, la correlación de las probabilidades estimadas con el modelo lineal y el modelo probit resultó superior a 0,99.⁵

En la segunda columna de la Tabla 1 se presentan los *CI* de cada uno de los servicios analizados, mientras que en las últimas dos columnas, figuran las proporciones en valor absoluto y porcentual correspondientes a las variables de necesidad y no necesidad.

4. Como puede observarse en la última figura (panel inferior derecho), la curva de concentración del uso de servicios odontológicos se ubica por encima de la diagonal en las últimas observaciones. De todos modos, se observa una dominancia evidente de la desigualdad a favor de los individuos con mayor ingreso per capita.

5. Los resultados de los modelos probit pueden solicitarse a las autoras.

Tabla 1
Índices de inequidad horizontal

	<i>CI</i>	<i>CI</i> (NECESIDAD)	HI = MEDIDA DE LA INEQUIDAD HORIZONTAL <i>CI</i> (NO NECESIDAD)
USO DE SERVICIOS MÉDICOS (POBLACIÓN EN GENERAL)	0,078	0,027	0,051
% DEL <i>CI</i>		35,6%	64,4%
USO DE SERVICIOS MÉDICOS (POBLACIÓN FEMENINA)	0,074	0,025	0,049
% DEL <i>CI</i>		33,6%	66,4%
USO DE SERVICIOS MÉDICOS (POBLACIÓN MASCULINA)	0,092	0,031	0,061
% DEL <i>CI</i>		34,9%	65,1%
USO DE SERVICIOS ODONTOLÓGICOS (POBLACIÓN EN GENERAL)	0,161	0,065	0,096
% DEL <i>CI</i>		42,6%	57,4%

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

De la observación de la tabla surge que la desigualdad en la utilización de los servicios médicos conjuntamente por parte de los varones y mujeres, y para las mujeres en particular, como también en la utilización de servicios odontológicos, se debe principalmente a inequidad horizontal: aproximadamente el 65% de la inequidad en el uso de servicios médicos y el 57% para el caso de los servicios odontológicos.

A continuación se analiza en detalle la descomposición de la medida de concentración para cada uno de los cuatro servicios considerados en este estudio.

VI. FACTORES QUE CONTRIBUYEN A EXPLICAR LOS ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN

VI.1 Uso de servicios médicos para la población en general

El índice de concentración del uso de servicios médicos, estimado en 0,078 para la población general residente en las áreas cubiertas por el relevamiento de la Encuesta de Condiciones de Vida, se descompone en los diferentes índices de concentración asociados con cada una de las variables que explican el uso de los servicios médicos.

Tabla 2
Descomposición del *CI* del uso de servicios médicos
para la población adulta total

	PROMEDIO	<i>CI</i> PARCIAL	ELASTICIDAD	CONTRIBUCIÓN PORCENTUAL AL <i>CI</i>
MALESTAR	0,203	0,033	0,601	26,213
EDAD	42,057	0,037	0,195	9,393
SEXO = VARÓN	0,468	0,004	-0,103	-0,493
COBERTURA	0,603	0,212	0,078	21,761
IPCH	239,709	0,527	0,041	28,722
REGIÓN NEA	0,123	-0,227	-0,020	6,032
REGIÓN NOA	0,209	-0,110	-0,038	5,442
REGIÓN PATAGÓNICA	0,142	0,194	-0,010	-2,578
REGIÓN CUYO	0,098	-0,017	-0,013	0,300
REGIÓN PAMPEANA	0,315	0,043	-0,032	-1,820
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = PRIMARIO COMPLETO	0,468	-0,084	-0,006	0,685
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SECUNDARIO COMPLETO	0,214	0,239	0,005	1,682
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SUPERIOR COMPLETO	0,095	0,528	0,000	-0,281
ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	0,074	-0,666	0,000	-0,073
HACINAMIENTO CRÍTICO	0,049	-0,622	0,002	-1,667
NIVEL EDUCATIVO= PRIMARIO COMPLETO	0,451	-0,121	0,017	-2,701
NIVEL EDUCATIVO= SECUNDARIO COMPLETO	0,285	0,186	0,014	3,519
NIVEL EDUCATIVO= SUPERIOR COMPLETO	0,101	0,493	0,009	5,864
N = 37.913				

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

En la Tabla 2 se detalla la identificación de cada uno de los componentes que asociados con el valor del índice de concentración. En la primera columna se detallan cada uno de los determinantes de la utilización de los servicios médicos considerados. La segunda columna presenta el valor promedio de cada uno de los determinantes en la población analizada. La tercera columna detalla el índice de concentración parcial correspon-

diente a cada uno de los determinantes. La cuarta columna reporta las elasticidades respectivas de utilización de servicios médicos con respecto a cada una de las variables explicativas. Finalmente, la última columna señala el porcentaje del índice de concentración que representa la contribución de cada variable.

Las variables más relevantes en la determinación del valor del *CI* del uso de los servicios de salud son el ingreso per capita familiar (IPCH) con una contribución del 28,7%, haber sufrido algún malestar (26,2% de contribución) y la posesión de cobertura de salud (21,8%). Cabe destacar que sólo la segunda corresponde a una variable de necesidad.

El signo de los índices de concentración parcial permite reconocer los factores que contribuyen a que la concentración en el uso de servicios de salud se deba especialmente a estar en una mejor situación relativa en la distribución de ingresos (coeficientes positivos), o a situarse en los niveles más bajos de la distribución (coeficientes negativos).

Entre los índices de concentración de las variables explicativas con respecto al ingreso per capita acumulado, se destacan los valores negativos correspondientes a ser pobre y residir cerca de un centro de salud, vivir en un hogar con hacinamiento crítico, jefe con bajo nivel de instrucción y en menor cuantía, residir en las regiones del Noroeste o el Noreste. Cabe destacar que algunas de las características mencionadas coinciden con los indicadores tradicionales de necesidades básicas insatisfechas calculados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos.

En cuanto a las variables cuyos índices de concentración aparecen con valores positivos, las que resultan cuantitativamente más relevantes son el ingreso per capita del hogar, la educación del jefe (secundaria completa o más) y la educación del individuo (superior completa o más).

VI.2 Uso de servicios médicos en la población femenina

El índice de concentración del uso de servicios médicos para la población femenina, presenta un valor de 0,073. El mayor aporte en este caso también corresponde al ingreso per capita familiar (38% de contribución), haber sufrido algún malestar (29,5% de contribución) y la posesión de cobertura de salud (18,6%).

Tabla 3
Descomposición del *CI* del uso de servicios médicos
en la población femenina

	PROMEDIO	<i>CI</i> PARCIAL	ELASTICIDAD	CONTRIBUCIÓN PORCENTUAL AL <i>CI</i>
MALESTAR	0,236	0,0374	0,5645	29,46
EDAD	42,756	0,0418	0,0887	5,17
COBERTURA	0,617	0,2121	0,0629	18,62
IPCH	257,258	0,5200	0,0524	37,99
REGIÓN NEA	0,117	-0,2232	-0,0200	6,24
REGIÓN NOA	0,224	-0,1109	-0,0425	6,58
REGIÓN PATAGÓNICA	0,147	0,1857	-0,0107	-2,76
REGIÓN CUYO	0,112	-0,0104	-0,0134	0,20
REGIÓN PAMPEANA	0,300	0,0380	-0,0310	-1,64
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = PRIMARIO COMPLETO	0,470	-0,0894	-0,0028	0,34
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SECUNDARIO COMPLETO	0,211	0,2352	0,0093	3,04
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SUPERIOR COMPLETO	0,092	0,5127	0,0007	0,49
ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	0,073	-0,6760	0,0018	-1,70
HACINAMIENTO CRÍTICO	0,050	-0,6237	0,0023	-2,02
NIVEL EDUCATIVO= PRIMARIO COMPLETO	0,431	-0,1360	0,0071	-1,36
NIVEL EDUCATIVO= SECUNDARIO COMPLETO	0,282	0,1679	0,0055	1,29
NIVEL EDUCATIVO= SUPERIOR COMPLETO	0,110	0,4521	0,0050	3,12

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Con respecto al ingreso per capita acumulado, presentan índices de concentración negativos y con valor relativamente elevado, las variables correspondientes a ser pobre y residir cerca de un centro de salud, tener condiciones de hacinamiento crítico en la vivienda, y en menor medida residir en la región Noreste del país.

En cuanto a las variables que presentan valores positivos del *CI*, y relativamente elevados, se destacan el ingreso per capita del hogar, como también, poseer nivel educativo superior completo (tanto del individuo como del jefe de hogar).

VI.3 Uso de servicios médicos en la población masculina

El índice de concentración del uso de servicios médicos para la población masculina, alcanza un valor de 0,091.

Tabla 4
Descomposición del *CI* del uso de servicios médicos
en la población masculina

	PROMEDIO	<i>CI</i> PARCIAL	ELASTICIDAD	CONTRIBUCIÓN PORCENTUAL AL <i>CI</i>
MALESTAR	0,171	0,028	0,686	23,373
EDAD	41,194	0,031	0,380	14,171
COBERTURA	0,574	0,213	0,100	25,985
IPCH	269,113	0,535	0,045	29,302
REGIÓN NEA	0,119	-0,231	-0,018	5,048
REGIÓN NOA	0,231	-0,109	-0,035	4,733
REGIÓN PATAGÓNICA	0,155	0,203	-0,010	-2,581
REGIÓN CUYO	0,108	-0,025	-0,017	0,532
REGIÓN PAMPEANA	0,287	0,049	-0,027	-1,630
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = PRIMARIO COMPLETO	0,484	-0,078	-0,020	1,926
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SECUNDARIO COMPLETO	0,211	0,244	-0,005	-1,586
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SUPERIOR COMPLETO	0,082	0,548	-0,004	-2,574
ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	0,075	-0,654	-0,003	2,171
HACINAMIENTO CRÍTICO	0,051	-0,620	0,001	-0,976
NIVEL EDUCATIVO= PRIMARIO COMPLETO	0,491	-0,106	0,037	-4,765
NIVEL EDUCATIVO= SECUNDARIO COMPLETO	0,269	0,209	0,027	6,871
NIVEL EDUCATIVO= SUPERIOR COMPLETO	0,075	0,564	0,011	7,698

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

En este caso, la variable que más contribuye a explicar el uso de servicios médicos corresponde al ingreso per capita del hogar seguido de haber sufrido un malestar, donde este último determinante va directamente

vinculado con una necesidad concreta de atención. En tercer término, en contribución relativa al *CI*, se ubica la posesión de cobertura de salud. En la Tabla 4 se presenta la correspondiente descomposición.

VI.4 Uso de servicios odontológicos para la población en general

El índice de concentración de servicios odontológicos posee un mayor sesgo “pro-ricos”: duplica al *CI* correspondiente al uso de servicios médicos, 0,161 para el caso de servicios odontológicos frente a 0,078 de los servicios médicos.

Tabla 5
Contribución de los componentes explicativos del uso de servicios odontológicos

	PROMEDIO	CI PARCIAL	ELASTICIDAD	CONTRIBUCIÓN PORCENTUAL AL CI
MALESTAR	0,057	0,109	0,592	46,585
EDAD	42,024	0,037	0,001	0,023
SEXO = VARÓN	0,464	0,004	-0,054	-0,140
COBERTURA	0,597	0,212	0,119	18,117
IPCH	262,809	0,527	0,071	26,777
REGIÓN NEA	0,118	-0,228	-0,015	2,497
REGIÓN NOA	0,227	-0,110	-0,033	2,634
REGIÓN PATAGÓNICA	0,151	0,194	0,002	0,276
REGIÓN CUYO	0,110	-0,017	-0,006	0,071
REGIÓN PAMPEANA	0,294	0,043	-0,018	-0,557
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = PRIMARIO COMPLETO	0,477	-0,084	0,008	-0,510
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SECUNDARIO COMPLETO	0,211	0,239	0,012	2,072
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SUPERIOR COMPLETO	0,088	0,528	0,010	3,868
ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	0,074	-0,666	0,004	-1,714
HACINAMIENTO CRÍTICO	0,051	-0,622	0,000	-0,122
NIVEL EDUCATIVO= PRIMARIO COMPLETO	0,459	-0,121	0,039	-3,366
NIVEL EDUCATIVO= SECUNDARIO COMPLETO	0,276	0,186	0,043	5,804
NIVEL EDUCATIVO= SUPERIOR COMPLETO	0,094	0,493	0,020	7,018

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

A diferencia del *CI* de uso de servicios médicos, la mayor contribución al *CI* corresponde a haber tenido un malestar (46,6%), seguido por las variables de no necesidad ingreso per capita del hogar (26,8%) y posesión de cobertura (18,1%).

Los *CI* de las variables explicativas analizadas con respecto al ingreso per capita acumulado que poseen mayor valor negativo son ser pobre y residir cerca de un centro de salud, y residir en una vivienda, en condiciones de hacinamiento crítico. Con respecto a las restantes variables, las que presentan los mayores valores positivos corresponden al ingreso per capita del hogar, y a tener nivel educativo alto (terciario completo o más, tanto para el individuo como para el jefe de hogar).

VII. CONCLUSIONES

El presente trabajo permite concluir la existencia de desigualdades en la utilización de los servicios de salud en Argentina, en congruencia con los resultados de un trabajo anterior⁶ y con los resultados de trabajos realizados en otros países. La probabilidad de consultar a los profesionales de la salud depende positivamente del ingreso per capita familiar, de residir en las regiones más desarrolladas del país, de poseer cobertura de salud, del nivel de educación del individuo y disminuye con el grado de hacinamiento del hogar.

Como se señaló, los factores que explican las diferencias en las visitas a los profesionales de la salud entre los individuos pueden clasificarse en dos grupos: los de necesidad y los de no necesidad. En este trabajo se encuentra que las variables de no necesidad son las que explican en mayor medida la concentración de la utilización de los servicios de salud en los adultos menos favorecidos en Argentina.

La conclusión sobre los factores de no necesidad en la desigualdad de la utilización de los servicios de salud no sólo reviste importancia desde lo teórico. Por el contrario, al explicar dichos factores la mayor fuente de desigualdad debida a factores socioeconómicos, permite definirlos como objetivos prioritarios de políticas sociales de redistribución y mejora de oportunidades. Además, debe señalarse que las posibilidades de corregir estas fuentes de inequidad en utilización de servicios de salud están en

6. De Santis (2005).

línea con otros objetivos de largo plazo tales como política de vivienda, política educativa, política de empleo y salarios, regional, acceso a cobertura, entre otras que apuntan a atenuar las diferencias entre los grupos de la población.

Las conclusiones sugieren que las políticas destinadas a disminuir la inequidad horizontal deben focalizarse en dos cuestiones centrales: reducir los efectos de variables estructurales, como los costos de acceso al sistema de salud, por un lado y en atenuar el impacto del nivel socioeconómico de los individuos, por otro. Con respecto al primer punto, se trata de asegurar prestaciones universales a toda la población, de manera que ante la necesidad de utilización de los servicios, éstas sean accesibles a toda la población, independientemente de su lugar de residencia, del tipo de trabajo y rama de ocupación. El trabajo pone en evidencia que la posesión de un seguro de salud condiciona la utilización de las consultas, actuando como una fuente de desigualdad a favor de la población de mayores niveles de ingresos. En consecuencia, se impone la necesidad de avanzar en la implementación y financiamiento de un seguro de salud universal a toda la población, incluyendo a desempleados y trabajadores informales. Paralelamente, debe mencionarse que una política de seguro universal de salud debe ser complementada con un incremento de la oferta de servicios de salud que permita responder a los aumentos en la demanda de los servicios generados por una mayor cobertura. De lo contrario, el sistema se congestionaría y, es probable que los individuos de mayor nivel socioeconómico sean quienes tengan mayores posibilidades de utilizar los servicios de salud, ya sea mediante la contratación de seguros privados adicionales o mediante el pago de coseguros.

El segundo punto se refiere a la fijación de objetivos de largo plazo que impactan no solamente en la probabilidad de acceder a la consulta con profesionales de la salud, sino al stock de salud en el largo plazo. Los resultados indican que quienes son más pobres y menos educados tienen menos posibilidades, por lo que se impone trabajar de manera coordinada en políticas de salud, educación y vivienda, teniendo en cuenta que la equidad no es una cuestión de preferencias, sino que responde a una obligación ineludible del Estado, una cuestión de derecho de los ciudadanos.

VIII. REFERENCIAS

Abásolo, I., Manning, R. Y Jones, A. M. (2001) "Equity in utilization of and access to public sector GPs in Spain". *Applied Economics*, 33, pp. 349-364.

Bertanou, F. (1993) "Demanda por consultas preventivas de salud en el Gran Mendoza", Anales de la XXVIII Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política.

Bertranou, F. (1998) "Health Care Services Utilization and Health Insurance Coverage: Evidence from Argentina", *Revista de Análisis Económico*, Vol.13, Nº2, November, pp. 25-52.

Bertranou, F. (1999) "Moral Hazard and Prices in Argentina's Health Markets", Anales de la XXXIV Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política, Rosario.

De Santis (2005) "Differences in Access to Health Care and Health Behaviors in Argentina", presentado en la 5ta. Conferencia Mundial de iHEA (International Health Economics Association), Barcelona, julio.

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

Gravelle (2003) "Measuring income related inequality in health and health care: the partial concentration index with direct and indirect standardisation", Centre for Health Economics Technical Paper No. 21. University of York.

Gravelle H., Morris S. y Sutton M. (2006) "Economic studies of equity in the consumption of health care", en Andrew M. Jones Ed. *The Elgar Companion To Health Economics*, Edward Elgar.

Habicht, J. y Kunst, A. (2005) "Social inequalities in health care services utilisation after eight years of health care reforms: a cross-sectional study of Estonia, 1999". *Social Science & Medicine* 60, pp. 777-787.

Hernández-Quevedo, C., Jones, A, López-Nicolás, A. y Rice, N. (2006) "Socioeconomic inequalities in health: A comparative longitudinal

analysis using the European Community Household Panel”. *Social Science & Medicine* 63, pp1246–1261.

Herrero, V., Ruiz Díaz, F. y Palacios, P. (2005) “Un índice de nivel socioeconómico de los hogares para aplicar a un modelo explicativo del rendimiento escolar”. Coloquio de la Sociedad Argentina de Estadística. Disponible en <http://www.s-a-e.org.ar/Trabajos2005.zip>

Jones, A. M. y Rice, N. (2003) “Can economics contribute to an understanding of socioeconomic inequality in health?” Disponible en www.idep-fr.org/IMG/docannexe/fichier/601/JonesRice.pdf

Kakwani, N., Wagstaff, A. y Van Doorslaer, E. (1997) “Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation and statistical inference”. *Journal of Econometrics* 77, pp. 87-103.

Koolman, X. y van Doorslaer, E. (2003) “On the interpretation of a concentration index of inequality”. ECuity II Project. Working Paper #4.

Lu, J., Leung, G., Kwon, S. Tin, K., Van Doorslaer, E., O’Donnell, O. (2007) “Horizontal equity in health care utilization evidence from three high-income Asian economies”. *Social Science & Medicine* 64, pp. 199–212.

Macinko, J. y Starsfield, B. (2002) “Annotated Bibliography on Equity in Health, 1980-2001”. *International Journal for Equity in Health*, 1.

Morris, Sutton y Gravelle (2003) “Inequity and inequality in the use of health care in England: an empirical investigation”. *Social science and Medicine*, 60, pp. 1251-1266.

Morris, S., Sutton, M. y Gravelle, H. (2005) “Inequity and inequality in the use of health care in England: an empirical investigation”. *Social Science & Medicine* 60, pp. 1251–1266.

Presidencia de la Nación. Ministerio de Salud de la Nación. Consejo Federal de Salud. (2004) Bases del Plan Federal de Salud 2004-2007.

Trías, J (2004) “Determinantes de la utilización de los servicios de salud: el caso de los niños en Argentina”, Tesis de la Maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.

Van Doorslaer, E. y Masseria, C. (2001) "Income-related inequality in the use of medical care in 21 OECD countries", Department of Health Policy Management, Erasmus University, Holanda – OECD Health Equity Research Group Members. OECD Health Working Paper No. 14

Van Doorslaer, E., Masseria, C. y Koolman, X. (2006) "Inequalities in access to medical care by income in developed countries". *CMAJ, January 17, 2006; 174 (2)*.

Van Doorslaer, E. y O' Donnell, O. (2008) Measurement and Explanation of Inequality in Health and Health Care in Low-Income Settings. Discussion Paper No. 2008/04. UNU-WIDER.

Wagstaff, A., Paci, P. y Van Doorslaer, E. (1991) "On the measurement of inequalities in health", *Social Science & Medicine*, Vol. 33, nº 5, pp. 545-557.

Wagstaff, A. y Van Doorslaer, E. (2000) "Equity in health care finance and delivery", Capítulo 34 en *Handbook of Health Economics*, Editado por A.J. Culyer y J.P. Newhouse, vol. 1, pp 1803-1862.

Wagstaff, A. (2005) "The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality". *Health Economics*. 14, pp 429-432.

Anexo
Tabla A1
Características de la muestra para el cálculo del índice de
concentración de servicios médicos (población en general)

VARIABLE	TOTAL			POBRES			NO POBRES		
	n	Media	Dev. Est.	n	Media	Dev. Est.	n	Media	Dev. Est.
PROPORCIÓN QUE CONSULTÓ AL MÉDICO EN EL ÚLTIMO MES	35711	0,29	0,46	11439	0,25	0,43	24272	0,32	0,46
PROPORCIÓN QUE TUVO UN MALESTAR	35711	0,21	0,41	11439	0,19	0,40	24272	0,21	0,41
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: PRIMARIO COMPLETO O SECUNDARIO INCOMPLETO	35711	0,46	0,50	11439	0,57	0,50	24272	0,41	0,49
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: SECUNDARIO COMPLETO O Terciario Incompleto	35711	0,28	0,45	11439	0,17	0,38	24272	0,33	0,47
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: Terciario completo o postgrado	35711	0,10	0,30	11439	0,02	0,15	24272	0,13	0,34
PROPORCIÓN DE VARONES	35711	0,46	0,50	11439	0,47	0,50	24272	0,46	0,50
EDAD PROMEDIO (AÑOS)	35711	42,07	17,53	11439	38,36	15,77	24272	43,82	18,04
PROPORCIÓN QUE POSEE ALGUNA COBERTURA DE SALUD	35711	0,61	0,49	11439	0,33	0,47	24272	0,74	0,44
PROPORCIÓN QUE ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	35711	0,07	0,26	11439	0,22	0,41	24272	0,00	0,00
INGRESO PER CAPITA FAMILIAR PROMEDIO (\$/MES)	35711	269,19	371,56	11439	56,83	34,41	24272	369,27	413,88
ÍNDICE DE POSESIÓN DE BIENES (PROMEDIO)	35711	50,34	19,60	11439	38,36	15,35	24272	55,98	18,83
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN CONDICIONES DE HACINAMIENTO CRÍTICO	35711	0,05	0,21	11439	0,12	0,32	24272	0,01	0,11
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: PRIMARIO COMPLETO O SEC. INCOMPLETO	35711	0,48	0,50	11439	0,55	0,50	24272	0,45	0,50
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: SECUNDARIO COMPLETO O Terciario Incompleto	35711	0,21	0,41	11439	0,11	0,32	24272	0,26	0,44
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: Terciario completo o postgrado	35711	0,09	0,29	11439	0,02	0,14	24272	0,12	0,33
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN NOA	35711	0,23	0,42	11439	0,27	0,44	24272	0,21	0,40
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN REGIÓN PAMPEANA	35711	0,30	0,46	11439	0,26	0,44	24272	0,31	0,46
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN NEA	35711	0,11	0,32	11439	0,16	0,37	24272	0,09	0,28
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN CUYO	35711	0,11	0,32	11439	0,11	0,31	24272	0,11	0,32
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN PATAGONIA	35711	0,15	0,36	11439	0,11	0,31	24272	0,17	0,38

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Tabla A2
Características de la muestra para el cálculo del índice de concentración de servicios médicos (mujeres)

VARIABLE	TOTAL			POBRES			NO POBRES		
	n	Media	Desv. Est.	n	Media	Desv. Est.	n	Media	Desv. Est.
PROPORCIÓN QUE CONSULTÓ AL MÉDICO EN EL ÚLTIMO MES	20318	0,35	0,48	6685	0,31	0,46	13633	0,37	0,48
PROPORCIÓN QUE TUVO UN MALESTAR	20318	0,24	0,42	6685	0,22	0,42	13633	0,24	0,43
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: PRIMARIO COMPLETO O SECUNDARIO INCOMPLETO	20318	0,43	0,50	6685	0,54	0,50	13633	0,38	0,48
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: SECUNDARIO COMPLETO O Terciario Incompleto	20318	0,28	0,45	6685	0,18	0,38	13633	0,33	0,47
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: Terciario completo o postgrado	20318	0,11	0,31	6685	0,03	0,17	13633	0,15	0,36
EDAD PROMEDIO (AÑOS)	20318	42,76	17,91	6685	38,86	15,94	13633	44,67	18,50
PROPORCIÓN QUE POSEE ALGUNA COBERTURA DE SALUD	20318	0,62	0,49	6685	0,33	0,47	13633	0,76	0,43
PROPORCIÓN QUE ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	20318	0,07	0,26	6685	0,22	0,42	13633	0,00	0,00
INGRESO PER CAPITA FAMILIAR PROMEDIO (\$/MES)	20318	257,26	330,98	6685	54,23	33,70	13633	356,81	364,12
ÍNDICE DE POSESIÓN DE BIENES (PROMEDIO)	19207	50,06	19,45	6685	38,26	15,37	13633	55,46	18,72
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN CONDICIONES DE HACINAMIENTO CRÍTICO	20318	0,05	0,22	6685	0,13	0,33	13633	0,01	0,11
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: PRIMARIO COMPLETO O SEC. INCOMPLETO	20318	0,47	0,50	6685	0,54	0,50	13633	0,44	0,50
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: SECUNDARIO COMPLETO O Terciario Incompleto	20318	0,21	0,41	6685	0,11	0,31	13633	0,26	0,44
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: Terciario completo o postgrado	20318	0,09	0,29	6685	0,02	0,15	13633	0,13	0,33
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN NOA	20318	0,22	0,42	6685	0,27	0,44	13633	0,20	0,40
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN REGIÓN PAMPEANA	20318	0,30	0,46	6685	0,26	0,44	13633	0,32	0,47
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN NEA	20318	0,12	0,32	6685	0,17	0,38	13633	0,09	0,29
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN CUYO	20318	0,11	0,32	6685	0,11	0,31	13633	0,12	0,32
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN PATAGONIA	20318	0,15	0,35	6685	0,11	0,31	13633	0,17	0,37

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Tabla A3
Características de la muestra para el cálculo del índice de concentración de servicios médicos (hombres)

VARIABLE	TOTAL			POBRES			NO POBRES		
	n	Media	Desv. Est.	n	Media	Desv. Est.	n	Media	Desv. Est.
PROPORCIÓN QUE CONSULTÓ AL MÉDICO EN EL ÚLTIMO MES	17595	0,23	0,42	6035	0,18	0,38	11560	0,25	0,43
PROPORCIÓN QUE TUVO UN MALESTAR	17595	0,17	0,38	6035	0,16	0,36	11560	0,18	0,38
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: PRIMARIO COMPLETO O SECUNDARIO INCOMPLETO	17595	0,49	0,50	6035	0,58	0,49	11560	0,45	0,50
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: SECUNDARIO COMPLETO O Terciario Incompleto	17595	0,27	0,44	6035	0,16	0,36	11560	0,33	0,47
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: Terciario completo o postgrado	17595	0,07	0,26	6035	0,01	0,11	11560	0,11	0,31
EDAD PROMEDIO (AÑOS)	17595	41,19	17,14	6035	38,14	15,82	11560	42,79	17,58
PROPORCIÓN QUE POSEE ALGUNA COBERTURA DE SALUD	17595	0,57	0,49	6035	0,31	0,46	11560	0,71	0,45
PROPORCIÓN QUE ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	17595	0,08	0,26	6035	0,22	0,41	11560	0,00	0,00
INGRESO PER CAPITA FAMILIAR PROMEDIO (\$/MES)	17595	269,11	405,59	6035	56,83	35,49	11560	379,94	462,51
ÍNDICE DE POSESIÓN DE BIENES (PROMEDIO)	16504	50,66	19,76	6035	38,47	15,33	11560	56,60	18,94
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN CONDICIONES DE HACIAMIENTO CRÍTICO	17595	0,05	0,22	6035	0,13	0,33	11560	0,01	0,11
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: PRIMARIO COMPLETO O SEC. INCOMPLETO	17595	0,48	0,50	6035	0,54	0,50	11560	0,46	0,50
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: SECUNDARIO COMPLETO O Terciario Incompleto	17595	0,21	0,41	6035	0,11	0,31	11560	0,26	0,44
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: Terciario completo o postgrado	17595	0,08	0,27	6035	0,02	0,13	11560	0,12	0,32
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN NOA	17595	0,23	0,42	6035	0,27	0,44	11560	0,21	0,41
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN REGIÓN PAMPEANA	17595	0,29	0,45	6035	0,25	0,43	11560	0,31	0,46
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN NEA	17595	0,12	0,32	6035	0,18	0,38	11560	0,09	0,29
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN CUYO	17595	0,11	0,31	6035	0,11	0,31	11560	0,11	0,31
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN PATAGONIA	17595	0,16	0,36	6035	0,11	0,31	11560	0,18	0,38

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Tabla A4
Características de la muestra para el cálculo del índice de concentración
de servicios odontológicos (población en general)

VARIABLE	TOTAL			POBRES			NO POBRES		
	n	Media	Desv. Est.	n	Media	Desv. Est.	n	Media	Desv. Est.
PROPORCIÓN QUE CONSULTÓ AL DENTISTA	37882	0,09	0,29	12710	0,06	0,25	25172	0,10	0,31
PROPORCIÓN QUE TIVO UN MALESTAR ODONTOLÓGICO	37882	0,06	0,23	12710	0,04	0,21	25172	0,06	0,24
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: PRIMARIO COMPLETO O SEC. INCOMPLETO	37882	0,46	0,50	12710	0,56	0,50	25172	0,41	0,49
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: SECUNDARIO COMPLETO O TERCARIO INCOMPLETO	37882	0,28	0,45	12710	0,17	0,37	25172	0,33	0,47
PROPORCIÓN CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: TERCIARIO COMPLETO O POSGRADO	37882	0,09	0,29	12710	0,02	0,15	25172	0,13	0,34
PROPORCIÓN DE VARONES	37882	0,46	0,50	12710	0,47	0,50	25172	0,46	0,50
EDAD PROMEDIO (AÑOS)	37882	42,02	17,57	12710	38,52	15,89	25172	43,79	18,10
PROPORCIÓN QUE POSEE ALGUNA COBERTURA DE SALUD	37882	0,60	0,49	12710	0,32	0,47	25172	0,74	0,44
PROPORCIÓN QUE ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	37882	0,07	0,26	12710	0,22	0,41	25172	0,00	0,00
INGRESO PER CAPITA FAMILIAR PROMEDIO (\$/MES)	37882	262,81	367,64	12710	55,46	34,58	25172	367,51	412,47
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN CONDICIONES DE HACINAMIENTO CRÍTICO	37882	0,05	0,22	12710	0,13	0,33	25172	0,01	0,11
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: PRIMARIO COMPLETO O SEC. INCOMPLETO	37882	0,48	0,50	12710	0,54	0,50	25172	0,45	0,50
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: SECUNDARIO COMPLETO O TERCARIO INCOMPLETO	37882	0,21	0,41	12710	0,11	0,31	25172	0,26	0,44
PROPORCIÓN CON JEFE CON MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO: TERCARIO COMPLETO O POSGRADO	37882	0,09	0,28	12710	0,02	0,14	25172	0,12	0,33
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN NOA	37882	0,23	0,42	12710	0,27	0,44	25172	0,21	0,40
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN REGIÓN PAMPEANA	37882	0,29	0,46	12710	0,25	0,44	25172	0,31	0,46
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN NEA	37882	0,12	0,32	12710	0,17	0,38	25172	0,09	0,29
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN CUYO	37882	0,11	0,31	12710	0,11	0,31	25172	0,11	0,32
PROPORCIÓN QUE RESIDE EN PATAGONIA	37882	0,15	0,36	12710	0,11	0,31	25172	0,17	0,38

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Tabla A5
Modelo de probabilidad lineal de utilización de servicios médicos
(Población total)

	COEF.	STD. ERR.	T	P>T	[95% INTERVAL CONF.]	
					LI	LS
MALESTAR	0,86405	0,004	241,870	0,000	0,857	0,871
EDAD	0,00136	0,000	14,280	0,000	0,001	0,002
SEXO (VARÓN = 1)	-0,06403	0,003	-22,490	0,000	-0,070	-0,058
COBERTURA	0,03776	0,003	11,840	0,000	0,032	0,044
IPCH	0,00005	0,000	11,570	0,000	0,000	0,000
REGIÓN NEA	-0,04808	0,006	-7,860	0,000	-0,060	-0,036
REGIÓN NOA	-0,05244	0,005	-9,720	0,000	-0,063	-0,042
REGIÓN PATAGÓNICA	-0,02070	0,006	-3,580	0,000	-0,032	-0,009
REGIÓN CUYO	-0,03968	0,006	-6,430	0,000	-0,052	-0,028
REGIÓN PAMPEANA	-0,02976	0,005	-5,750	0,000	-0,040	-0,020
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = PRIMARIO COMPLETO	-0,00387	0,004	-0,880	0,378	-0,012	0,005
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SECUNDARIO COMPLETO	0,00729	0,006	1,310	0,189	-0,004	0,018
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SUPERIOR COMPLETO	-0,00124	0,008	-0,160	0,869	-0,016	0,014
ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	0,00033	0,005	0,060	0,952	-0,010	0,011
HACINAMIENTO CRÍTICO	0,01214	0,007	1,830	0,067	-0,001	0,025
NIVEL EDUCATIVO= PRIMARIO COMPLETO	0,01100	0,005	2,170	0,030	0,001	0,021
NIVEL EDUCATIVO= SECUNDARIO COMPLETO	0,01474	0,006	2,420	0,015	0,003	0,027
NIVEL EDUCATIVO= SUPERIOR COMPLETO	0,02607	0,008	3,310	0,001	0,011	0,041
CONSTANTE	0,073226	0,00783	9,35	0,0000	0,05787	0,0886

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Las diferencias de medias y proporciones entre la población pobre y no pobre son significativas con un nivel de significación del 5%, excepto para la proporción de residentes en Cuyo.

Las diferencias de medias y proporciones entre la población pobre y no pobre son significativas con un nivel de significación del 5%, excepto para la proporción de residentes en Cuyo.

Las diferencias de medias y proporciones entre la población pobre y no pobre son significativas con un nivel de significación del 5%.

Las diferencias de medias y proporciones entre la población pobre y no pobre son significativas con un nivel de significación del 5%.

Tabla A6
Modelo de probabilidad lineal de utilización de servicios médicos
(Población femenina)

	COEF.	STD. ERR.	T	P>T	[95% INTERVAL CONF.]	
					LI	LS
MALESTAR	0,84	0,01	159,56	0,00	0,83	0,85
EDAD	0,00	0,00	4,89	0,00	0,00	0,00
COBERTURA	0,04	0,01	7,09	0,00	0,03	0,05
IPCH	0,00	0,00	9,28	0,00	0,00	0,00
REGIÓN NEA	-0,06	0,01	-6,29	0,00	-0,08	-0,04
REGIÓN NOA	-0,07	0,01	-7,95	0,00	-0,08	-0,05
REGIÓN PATAGÓNICA	-0,03	0,01	-2,84	0,00	-0,04	-0,01
REGIÓN CUYO	-0,04	0,01	-4,40	0,00	-0,06	-0,02
REGIÓN PAMPEANA	-0,04	0,01	-4,53	0,00	-0,05	-0,02
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = PRIMARIO COMPLETO	0,00	0,01	-0,33	0,74	-0,01	0,01
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SECUNDARIO COMPLETO	0,02	0,01	1,95	0,05	0,00	0,03
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SUPERIOR COMPLETO	0,00	0,01	0,25	0,80	-0,02	0,02
ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	0,01	0,01	1,01	0,31	-0,01	0,03
HACINAMIENTO CRÍTICO	0,02	0,01	1,58	0,12	0,00	0,04
NIVEL EDUCATIVO= PRIMARIO COMPLETO	0,01	0,01	0,80	0,42	-0,01	0,02
NIVEL EDUCATIVO= SECUNDARIO COMPLETO	0,01	0,01	0,78	0,43	-0,01	0,02
NIVEL EDUCATIVO= SUPERIOR COMPLETO	0,02	0,01	1,47	0,14	-0,01	0,04
CONSTANTE	0,11	0,01	9,20	0,00	0,09	0,14

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Tabla A7
Modelo de probabilidad lineal de utilización de servicios médicos
(Población masculina)

	COEF.	STD. ERR.	T	P>T	[95% INTERVAL CONF.]	
					LI	LS
MALESTAR	0,91	0,00	197,83	0,00	0,90	0,91
EDAD	0,00	0,00	18,31	0,00	0,00	0,00
COBERTURA	0,04	0,00	10,51	0,00	0,03	0,05
IPCH	0,00	0,00	8,07	0,00	0,00	0,00
REGIÓN NEA	-0,03	0,01	-4,63	0,00	-0,05	-0,02
REGIÓN NOA	-0,03	0,01	-5,36	0,00	-0,05	-0,02
REGIÓN PATAGÓNICA	-0,02	0,01	-2,20	0,00	-0,03	0,00
REGIÓN CUYO	-0,04	0,01	-4,88	0,00	-0,05	-0,02
REGIÓN PAMPEANA	-0,02	0,01	-3,42	0,00	-0,03	-0,01
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = PRIMARIO COMPLETO	-0,01	0,01	-1,53	0,13	-0,02	0,00
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SECUNDARIO COMPLETO	-0,01	0,01	-0,72	0,47	-0,02	0,01
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SUPERIOR COMPLETO	-0,01	0,01	-0,90	0,37	-0,03	0,01
ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	-0,01	0,01	-1,25	0,21	-0,02	0,00
HACINAMIENTO CRÍTICO	-0,01	0,01	0,72	0,47	-0,01	0,02
NIVEL EDUCATIVO= PRIMARIO COMPLETO	0,02	0,01	2,41	0,02	0,00	0,03
NIVEL EDUCATIVO= SECUNDARIO COMPLETO	0,02	0,01	2,65	0,01	0,01	0,04
NIVEL EDUCATIVO= SUPERIOR COMPLETO	0,03	0,01	2,66	0,01	0,01	0,06
CONSTANTE	-0,03	0,01	-3,68	0,00	-0,05	-0,02

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Tabla A8
Modelo de probabilidad lineal de utilización de servicios
odontológicos (Población total)

	COEF.	STD. ERR.	T	P>T	[95% INTERVAL CONF.]	
					LI	LS
MALESTAR	0,9465	0,0041	231,5200	0,0000	0,9385	0,9545
EDAD	0,0000	0,0001	0,0300	0,9760	-0,0001	0,0001
SEXO (VARÓN = 1)	-0,0106	0,0019	-5,5700	0,0000	-0,0143	-0,0069
COBERTURA	0,0180	0,0021	8,4500	0,0000	0,0138	0,0222
IPCH	0,0000	0,0000	8,3500	0,0000	0,0000	0,0000
REGIÓN NEA	-0,0117	0,0041	-2,8600	0,0040	-0,0197	-0,0037
REGIÓN NOA	-0,0133	0,0036	-3,6700	0,0000	-0,0204	-0,0062
REGIÓN PATAGÓNICA	0,0012	0,0039	0,3100	0,7580	-0,0064	0,0088
REGIÓN CUYO	-0,0047	0,0041	-1,1300	0,2570	-0,0128	0,0034
REGIÓN PAMPEANA	-0,0055	0,0035	-1,5900	0,1120	-0,0123	0,0013
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = PRIMARIO COMPLETO	0,0016	0,0029	0,5400	0,5860	-0,0042	0,0074
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SECUNDARIO COMPLETO	0,0052	0,0037	1,3900	0,1650	-0,0021	0,0125
NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE = SUPERIOR COMPLETO	0,0106	0,0051	2,0900	0,0370	0,0007	0,0205
ES POBRE Y RESIDE CERCA DE UN CENTRO DE SALUD	0,0044	0,0037	1,1900	0,2330	-0,0028	0,0116
HACINAMIENTO CRÍTICO	0,0005	0,0044	0,1100	0,9120	-0,0082	0,0092
NIVEL EDUCATIVO= PRIMARIO COMPLETO	0,0077	0,0034	2,2600	0,0240	0,0010	0,0143
NIVEL EDUCATIVO= SECUNDARIO COMPLETO	0,0142	0,0041	3,4900	0,0000	0,0063	0,0222
NIVEL EDUCATIVO= SUPERIOR COMPLETO	0,0192	0,0053	3,6400	0,0000	0,0088	0,0295
CONSTANTE	0,0187	0,0053	3,5600	0,0000	0,0084	0,0290

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).

Tabla A9
Bondad de ajuste del modelo lineal de probabilidad

INDICADOR DE BONDAD DE AJUSTE	% CORRECTAMENTE CLASIFICADOS (TOTAL)	% CLASIFICADOS COMO 1 POR EL MODELO QUE SON EFECTIVAMENTE 1	% CLASIFICADOS COMO 0 POR EL MODELO QUE SON EFECTIVAMENTE 0	% QUE REALIZÓ LA CONSULTA DE LOS CLASIFICADOS COMO 1 POR EL MODELO	% QUE NO REALIZA CONSULTA DE LOS CLASIFICADOS COMO 0
		Sensibilidad	Especificidad	Valor predictivo positivo	Valor predictivo negativo
VARIABLE DEPENDIENTE: VISITAR AL MÉDICO = 1 (POBLACIÓN TOTAL)	91,20	99,55	99,87	100,00	89,04
VARIABLE DEPENDIENTE: VISITAR AL MÉDICO = 1 (POBLACIÓN FEMENINA)	62,34	80,94	53,20	45,95	85,02
VARIABLE DEPENDIENTE: VISITAR AL MÉDICO = 1 (POBLACIÓN MASCULINA)	77,47	84,21	75,31	52,26	93,69
VARIABLE DEPENDIENTE: VISITAR AL DENTISTA = 1 (POBLACIÓN TOTAL)	72,53	69,58	72,82	20,17	96,04

Nota: Se clasifican como "positivos" (=1) si el modelo predice $\Pr(\text{Visitar al profesional}) \geq 0,5$.

Fuente: Elaboración propia con datos de Encuesta de Condiciones de Vida (SIEMPRO, 2001).