



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Atehortúa, Sara; Palacio, Lina

Impacto del seguro subsidiado en el acceso y el uso de servicios de salud: el caso de
Medellín, Colombia

Lecturas de Economía, núm. 82, enero-junio, 2015, pp. 159-188

Universidad de Antioquia
Medellín, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155234127005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Impacto del seguro subsidiado en el acceso y el uso de servicios de salud: el caso de Medellín, Colombia

Sara Atehortúa y Lina Palacio

Sara Atehortúa y Lina Palacio

Impacto del seguro subsidiado en el acceso y uso de servicios de salud: el caso de Medellín, Colombia

Resumen: *El seguro subsidiado de salud es una política pública para mejorar el acceso a los servicios de salud de los colombianos más pobres. Con el objetivo de evaluar el impacto de esta política en Medellín, y con información de la Encuesta de Calidad de Vida (2008), se usa la técnica de apareamiento por índice de propensión a participar, la cual permite encontrar un grupo de comparación semejante al grupo beneficiario; así mismo, se usan los estimadores de estratificación, vecino más cercano y de densidad de kernel para calcular el tamaño de los impactos. Se encontró que el seguro subsidiado tiene impactos positivos en el acceso a servicios de salud para mayores de diez años; en los menores de cuatro años y en las mujeres de 15 a 49 años se observan impactos positivos tanto en el uso de servicios de consulta preventiva como en hospitalización, y en hombres mayores de 50 años se hallaron impactos negativos en hospitalización, pero positivos en el uso de consulta preventiva.*

Palabras clave: *evaluación de política pública, seguro subsidiado de salud, acceso y uso de servicios de salud, apareamiento por propensión, Medellín.*

Clasificación JEL: *I130, C810, C21.*

The impact of subsidized health insurance in the access to and use of health care in Medellín, Colombia

Abstract: *Subsidized health insurance is a public policy aimed at improving access to health care of the poor in Colombia. To evaluate the impact of this policy in Medellín, we use the 2008 Quality of Life Survey and, with the propensity score matching technique, we find a comparison group similar to the target group. Stratification, nearest neighbor, and kernel density estimators are used to calculate the size of the impacts. We find that subsidized insurance has positive impacts on access to health care for people over ten years. In children under four years and women aged 15 to 49, positive results were observed in preventive services and hospitalization. In men older than 50 years, negative impacts were found in hospitalization, but those for preventive consultation were positive.*

Keywords: *public policy evaluation, subsidized health insurance, access to and use of health care, propensity score matching, Medellín.*

JEL Classification: *I130, C810, C21.*

L'impact de l'accès à l'assurance maladie subventionnée et son utilisation: le cas de Medellin, Colombie

Résumé: *L'assurance maladie subventionnée est une politique publique qui cherche à améliorer l'accès aux services de santé les plus pauvres. Afin d'évaluer l'impact de cette politique dans la ville de Medellín, nous avons choisi la technique de la méthode du « propensity score matching », à partir des données issues de l'Enquête sur la Qualité de Vie (2008). Cette technique permet d'identifier un groupe de comparaison semblable au groupe cible. Cette technique permet également utiliser les estimations de la stratification, de voisin le plus proche et de la densité de Kernel, afin de calculer la taille des impacts. Nous avons constaté que l'assurance maladie subventionnée a des impacts positifs sur l'accès aux services de santé chez les individus âgés de plus de dix ans, tandis que chez les enfants de moins de quatre ans et chez les femmes entre 15 et 49 ans, les impacts sont positifs à la fois dans l'utilisation de la consultation préventive des services et de l'hospitalisation. En revanche, chez les hommes de plus de 50 ans les impacts sont négatifs dans l'hospitalisation, mais ils sont positifs dans l'utilisation de la consultation préventive.*

Mots-clés: *évaluation des politiques publiques, assurance de santé subventionnés, accès et l'utilisation des services de santé, propensity score matching, Medellín.*

Classification JEL: *I130, C810, C21.*

Impacto del seguro subsidiado en el acceso y el uso de servicios de salud: el caso de Medellín, Colombia

Sara Atehortúa y Lina Palacio*

–Introducción. –I. Teoría causal del seguro subsidiado y la evaluación de políticas.
–II. Metodología. –III. Resultados. –Conclusiones. –Anexos. –Bibliografía.

Primera versión recibida el 23 de abril de 2014; versión final aceptada el 14 de septiembre de 2014

Introducción

En la década de 1990 en Colombia se inició un proceso de cambio estructural del sistema de salud que se constituyó como una de las reformas más novedosas e innovadoras de la región (Gaviria, Medina y Mejía, 2006). En la Ley 100 de 1993 quedó plasmada la reforma a la salud, en donde se creó el Sistema General de Seguridad Social en Salud (SGSSS) con el objetivo de

* *Sara Catalina Atehortúa Becerra:* Profesora investigadora. Grupo de Economía de la Salud y Grupo de Macroeconomía Aplicada, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Antioquia. Dirección postal: Calle 70 No. 52 – 21, 13-404, Ciudad Universitaria, Medellín, Colombia. A.A 1226. Dirección electrónica: sara.atehortua@udea.edu.co

Lina Sofía Palacio-Mejía: Subdirectora Académica y de Investigación, Centro de Información para Decisiones en Salud Pública CENIDSP, Instituto Nacional de Salud Pública de México –INSP-. Dirección postal: Av. Universidad #655, Colonia Santa María Ahuacatitlán, Cuernavaca, Morelos, México. C.P 62100. Dirección electrónica: lpalacio@insp.mx

Este trabajo es derivado de la tesis de maestría en Gobierno y Asuntos Públicos de la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales -FLACSO-México, titulada “Impacto del Seguro Subsidiado en el acceso y uso de servicios de salud en la ciudad de Medellín-Colombia”. Se agradece a dicha institución, así como al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología de México –CONACYT– por el apoyo en la realización de esta investigación.

cumplir los principios consagrados en la Constitución Política de 1991, que hacen referencia a la universalidad, la eficiencia y la solidaridad.

El nuevo SGSSS fue organizado bajo un modelo de competencia regulada, con el fin de dar cumplimiento a cuatro funciones: prestar los servicios de salud, financiar la demanda de atención en salud, articular las dos anteriores y modular todo el sistema (Céspedes, Jaramillo y Cataño, 2002). Este modelo de competencia regulada gira en torno al aseguramiento, el cual se organizó en cuatro regímenes: el contributivo, el especial, el vinculado y el subsidiado.

Dentro de estos cuatro regímenes, el subsidiado ha sido visto como una ambiciosa política pública y una pieza clave de la reforma del sistema de salud (Fresneda, 2003), pues tiene como objetivo cubrir a toda la población pobre y vulnerable sin la capacidad financiera para contar con un seguro de salud, y constituye un importante mecanismo para la consecución de los objetivos estratégicos propuestos en el reciente *Plan Decenal de Salud Pública, 2012-2021* (Ministerio de Salud y Protección Social, 2013). La focalización del subsidio se realiza a través del Sistema de Selección de Beneficiarios de Programas Sociales –SISBEN–, el cual clasifica a los hogares según sus condiciones socioeconómicas y prioriza a los ubicados en los niveles uno y dos para ser beneficiarios del seguro¹. Los beneficiarios del seguro subsidiado reciben un listado de servicios incluidos en el Plan Obligatorio de Salud –POS–, el cual es financiado por recursos fiscales y parafiscales, y es administrado por una Empresa Promotora de Salud –EPS–, la cual hace las veces de aseguradora, administrando dichos recursos y garantizando el acceso a los servicios contenidos en el plan.

El régimen subsidiado en la ciudad de Medellín ha experimentado un aumento considerable en el número de subsidios otorgados, pues mientras en el periodo 1993-2004 no superaban en promedio los 233.900 subsidios plenos, para 2005-2009 la cifra llegaba a los 653.239, aumentando en el 279%. En el 2004 se empezó a incorporar la modalidad de subsidio parcial hasta el 2007, año en el que todos los subsidios parciales fueron convertidos a subsidios totales (GES, 2008). En la actualidad puede decirse que la ciudad se encuen-

1 También pueden ser beneficiarias poblaciones especiales en condiciones de vulnerabilidad definidas en algunas disposiciones legales.

tra cercana a alcanzar la cobertura universal en el aseguramiento, pues en el año 2012 el porcentaje de personas que contaban con algún tipo de afiliación a salud era del 96%, de las cuales el 25% pertenecían al régimen subsidiado (Medellín Cómo Vamos, 2013). Pese a estos importantes avances la accesibilidad sigue siendo identificada como uno de los puntos cruciales para la política de salud a nivel local en los últimos años, tanto así que se presenta como un problema a mejorar en los dos últimos planes de desarrollo (Secretaría de Salud de Medellín, 2008; 2012).

El seguro subsidiado es una política que no ha sido evaluada suficientemente en términos de su impacto: de toda la literatura identificada solo cuatro trabajos hacen mediciones del impacto que la política ha tenido sobre la población beneficiaria (Panopoulos y Vélez, 2002; Trujillo, Portillo y Vernon, 2005; Gaviria et al, 2006; y Ramírez, Cardona y Cadavid, s.f.). El único trabajo disponible para el caso de Medellín no se encuentra publicado, y usa información del 2007². Ninguno de estos cuatro trabajos estima impactos sobre indicadores de acceso a los servicios de salud, pues todos se concentran en la medición de efectos sobre el uso de servicios.

Con estos antecedentes, el objetivo de este trabajo es evaluar el impacto que tiene el seguro subsidiado en el aumento del acceso y el uso de servicios de salud de la población en la ciudad de Medellín, estratificando el análisis por grupos poblacionales. Para este fin, en la sección I de este trabajo se presenta la teoría causal que sustenta la política pública evaluada, así como algunas consideraciones teóricas de la evaluación de impacto; la sección II detalla la metodología empleada; en la sección III se presentan los resultados; por último se presentan las conclusiones del trabajo.

I. Teoría causal del seguro subsidiado y la evaluación de políticas

En la teoría estándar de los seguros se identifican dos tipos de incertidumbre asociados al cuidado de la salud. El primero es la falta de conocimiento de los individuos acerca del momento en que enfermarán, así como del tipo y

2 Se trata del trabajo de Ramírez et al. (s.f.), para el cual no es posible identificar el año de publicación.

severidad de la enfermedad, por lo que se tiene una incertidumbre en la demanda por servicios de salud. El segundo es la falta de suficiente información acerca de los tratamientos disponibles y sus costos, por lo que los agentes se enfrentan a una incertidumbre asociada al riesgo financiero derivado de los costos necesarios para la atención de la enfermedad.

Ante esta problemática el seguro, en contextos de libre mercado, surge como una alternativa óptima (*second best*), pues se convierte en un mecanismo de protección ante el riesgo financiero que supone la aleatoriedad en la aparición de la enfermedad. El bienestar que gana una persona de tomar un seguro es simplemente cualquier diferencia entre la prima de riesgo que estaría dispuesto a pagar y la cantidad que la compañía de seguros cargue por su riesgo. Dicha prima depende del grado de aversión que los individuos tengan respecto al riesgo (Phelps, 2003).

El seguro proporcionado a través de mecanismos de libre mercado enfrenta los siguientes fallos o problemas descritos en la literatura (Stiglitz, 2002): 1. Riesgo moral, el cual se presenta cuando los asegurados tienen el incentivo a realizar demasiados gastos en salud porque el seguro paga; 2. Selección adversa, originada porque las personas menos propensas al riesgo tienden a no asegurarse, y como estos individuos deciden no participar en el mercado, el costo medio por el seguro aumenta; 3. Selección de riesgos, relacionada con las prácticas de las aseguradoras por seleccionar los mejores (bajos) riesgos y 4. Costos de transacción, derivados de los costos administrativos que involucran los esquemas de seguros.

Todas las anteriores desviaciones de la competencia perfecta alejan de la eficiencia al mercado de seguros, e incluso amenazan su viabilidad económica. La existencia de los fallos en los mercados de seguros de salud es una buena razón que justifica la intervención del Estado; sin embargo, ésta no es la única razón, pues, además de las cuestiones de eficiencia, las políticas de salud tienen en cuenta elementos éticos y juicios colectivos, por lo que problemas como la inadecuada asistencia para las personas más pobres, o la falta de cobertura de un seguro de salud, son en sí mismos asuntos que conciernen al Estado, así como la salud pública de la población que encierra la promoción, prevención, saneamiento y salud ambiental.

El seguro médico provisto en un mercado privado puede ser inasequible para los más pobres y para los individuos que tienen más riesgo de enfermar; esto es motivo de preocupación, pues existe evidencia de que los hogares más pobres están más expuestos al riesgo financiero que supone la enfermedad, en comparación con los más ricos (Jalan y Ravallion, 1997). Por esto surge la alternativa del aseguramiento público o subsidiado, ya que se reconoce que éste es un buen mecanismo para la protección financiera de los hogares, en especial de los más pobres. Detrás de la idea del aseguramiento público se encuentra también la propuesta de que la mejor forma de proveer los servicios de salud es a través de subsidios a la demanda.

En el caso colombiano, la existencia del seguro subsidiado y su operación se acerca más a la propuesta del aseguramiento público, pues se reconoce que una buena parte de la población sin capacidad de pago se quedaría sin cobertura en un esquema de aseguramiento privado, debido a que no podría asumir el valor de una prima de riesgo. Más aún, para ponerlo en los términos de Pressman y Wildavsky (1973), la hipótesis de relación causal que se asocia con los objetivos del seguro subsidiado de salud puede ser descrita en los términos de que la política pública contiene unas condiciones iniciales (X) y unas consecuencias previstas (Y); por lo tanto, si se hace X en el tiempo t_1 , entonces Y resultará en el tiempo t_2 (Parsons, 2007, p. 484). Lo que significaría que, retomando este enfoque racional de la política pública, podría establecerse que si se adopta el seguro de salud para los pobres, éstos tendrán acceso a los servicios de salud, lo que tendría efectos positivos en la utilización de la atención médica y los servicios preventivos, años después de su implementación.

Siguiendo este enfoque racional para explicar las relaciones causales, en términos de la teoría que soporta la aplicación de la política, la tarea de la evaluación de impacto es de alguna manera falsar la o las hipótesis de causalidad que la sustentan. El problema fundamental de la evaluación de impacto hace referencia a la estimación del escenario contrafáctico, aspecto de la literatura que se presenta como el más importante a la hora de atribuir a determinada intervención algún efecto (Ravallion, 2001), (Baker, 2000) y (Diez de Medina, 2004). Es decir, una persona, hogar o institución no puede simultáneamente recibir y no recibir una intervención, por lo que la comparación debe esta-

blecerse entre recibir la intervención y la situación hipotética de no haberla recibido; sin embargo, dicha situación hipotética no es fácilmente observable, por lo que se plantea como solución recurrir a un grupo de control que si bien no es el mismo que recibe la intervención, sí se le parece mucho (Diez de Medina, 2004).

En términos formales, y siguiendo a Ravallion (2008), lo anterior puede expresarse de la siguiente manera: sea Y_i la variable de respuesta, o la variable que se quiere impactar mediante la exposición a determinada intervención T ; el valor que toma la variable para quienes reciben la intervención se denota como Y_i^T , y para quienes no la reciben como Y_i^C . La diferencia entre estos dos valores que toma la variable es lo que se conoce como ganancia, impacto o efecto causal de la intervención T :

$$G_i = Y_i^T - Y_i^C \quad (1)$$

El efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (TT) es la medida más usada del impacto medio, que se refiere al valor esperado de las ganancias para quienes reciben la intervención:

$$TT = E(G | T = 1) \quad (2)$$

Dado que también podría verificarse el valor esperado de las ganancias para quienes no reciben la intervención (TU):

$$TU = E(G | T = 0) \quad (3)$$

Finalmente, podría obtenerse el efecto combinado promedio del tratamiento (ATE) sumando ambos efectos ponderados por la probabilidad de recibir o no la intervención:

$$ATE = E(G) = TT \Pr(T = 1) + TU \Pr(T = 0) \quad (4)$$

Dada la definición de ganancia, para conocer TT es necesario contar con el valor esperado de la variable de respuesta tanto para quienes reciben como para quienes no reciben la intervención, dado que reciben la intervención, es decir:

$$E(Y^T | T = 1) \quad (5)$$

$$E(Y^C | T = 1) \quad (6)$$

Y para obtener TU es necesario conocer:

$$E(Y^T | T = 0) \quad (7)$$

$$E(Y^C | T = 0) \quad (8)$$

El problema de esta formulación radica en que si bien es posible conocer el valor de la variable de respuesta para quienes reciben el tratamiento, dado que recibieron el tratamiento; y para quienes no lo reciben, dado que no lo reciben, es imposible conocer el valor que toma la variable para quienes recibieron el tratamiento, sino lo hubieran recibido; y para quienes no lo recibieron dado que lo hubieran recibido. En otras palabras las ecuaciones 5 y 8 son conocidas, mientras la 6 y la 7 no.

El paso siguiente consiste en encontrar métodos que en la práctica permitan estimar el impacto de la intervención bajo una formulación ficticia, es decir, mediante la construcción de un escenario contrafáctico que permita resolver el problema fundamental de la evaluación. Podría pensarse que con la información disponible sería obvio iniciar por calcular la diferencia simple entre los tratados y no tratados; sin embargo, podría incurrirse en un sesgo de selección y no se garantizaría que los impactos encontrados fueran atribuibles exclusivamente a la intervención que se está evaluando. Los diseños experimentales y cuasiexperimentales son los únicos que permiten encontrar escenarios contrafácticos (Baker, 2000).

II. Metodología

Se eligió un diseño observacional de tipo cuasiexperimental, el cual permite, a través del uso de la estadística, la obtención de un grupo de tratamiento (expuesto a la política) y de uno de control (no expuesto a la política), tal y como si se hubiese realizado un experimento. La fuente de información fue

la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) de 2008, por ser la última en la que se realizan mediciones sobre el uso y/o acceso a algún tipo de servicio de salud³. Esta encuesta recoge información de corte transversal de 21.772 viviendas y de 81.601 personas.

Debido a que la ECV (2008) no tiene información tipo panel, se empleó el método de apareamiento por índice de propensión a participar (Propensity Score Matchnig- PSM). Esta metodología consiste en la estimación de una función probabilística o probit, cuya variable dependiente es la probabilidad de ser beneficiario del seguro subsidiado y es explicada por una serie de condiciones socioeconómicas. Esto permite comparar observaciones con estimaciones de probabilidad similares, tanto del grupo de tratamiento como del de control, y posteriormente estimar el tamaño del efecto de la política sobre la variable de impacto mediante el uso de tres estimadores de apareamiento: 1. *Estratificación por segmentos* (atts), que divide el rango de variación de las estimaciones de probabilidad en intervalos o bloques, para luego calcular la diferencia promedio entre los tratados y los controles de cada bloque y, finalmente, calcular el promedio de todos los bloques; 2. *Vecino más cercano* (atnd), que consiste en encontrar para cada observación de tratamiento la observación de control que tenga el puntaje de propensión más cercano; y 3. *Densidad de Kernel* (attk), en el que todas las observaciones de tratamiento son apareadas con la media ponderada de todos los controles con pesos inversamente proporcionales a la distancia entre los puntajes de propensión⁴. El procesamiento de los datos y las estimaciones de los efectos fueron realizados usando el software STATA en su versión 9.2.

-
- 3 Pese a que la ECV cuenta con el respaldo del Departamento Administrativo de Planeación Municipal para realizarse de manera anual, por motivos desconocidos las preguntas del módulo de salud se han reducido, y específicamente las relacionadas con el uso y acceso a los servicios de salud no se volvieron a incluir, siendo el año 2008 el último para el que se encuentra disponible esta información.
- 4 La explicación presentada de cada uno de estos estimadores es bastante general, y para conocer detalles metodológicos específicos de su cálculo se recomienda revisar el trabajo de Becker e Ichino (2002).

A. Variables de impacto

Se consideran tres variables de impacto: 1. *El uso de consulta preventiva*, que pretende captar si el entrevistado consultó o no por acciones de prevención al médico u al odontólogo al menos una vez al año; 2. *El uso de servicios de hospitalización*, que registra si el encuestado fue o no hospitalizado en el último año; y 3. *El acceso a los servicios de salud*, que registra si el individuo acudió o no a los servicios de salud dado que se enfermó, sin que esta enfermedad requiriera hospitalización. Se excluyen del análisis a quienes no acudieron porque consideraron que su problema de salud era leve. En el Tabla 1 se presenta una descripción de estas variables, su presentación en la ECV (2008) y la codificación que se utiliza en este estudio.

Tabla 1. Variables de impacto consideradas

Variable	Pregunta en la ECV (2008)	Opciones de respuesta en la ECV (2008)	Codificación
Consulta preventiva	¿Sin estar enfermo y por prevención, (...) consulta por lo menos una vez al año?	1. solo al médico; 2. Sólo al odontólogo; 3. Al médico y al odontólogo; 4. A ninguno; 98. No sabe; 99. no responde	Respuestas 1-3=1 (sí consultó al menos a una vez al año). Respuesta 4=0 (no consultó). Respuestas 98 y 99= missing
Servicios de hospitalización	¿Durante los últimos doce meses tuvo que ser hospitalizado?	1. si; 2. No; 88. No aplica; 98. No sabe; 99. no responde	Respuesta 1=1 (sí usó servicios de hospitalización), Respuesta 2=0 (no usó servicios de hospitalización). Respuestas 88, 98 y 99= missing
Acceso a servicios de salud	¿En los últimos 30 días, tuvo alguna enfermedad, accidente o problema odontológico, o algún otro problema de salud que no haya implicado hospitalización? / Para tratar ese problema de salud, ¿qué hizo principalmente?	1. Sí; 2. No; 98. No sabe; 99. No responde / 1. Acudió a un médico general o especialista; 2. A un homeópata o acupunturista; 3. Al odontólogo; 4. A un terapista en cualquier área; 5. A un promotor de salud o enfermero; 6. A un boticario, farmaceuta, droguista; 7. A un tegua, empírico, curandero, yerbatero, comadrona; 8. Asistió a terapias alternativas (acupuntura, esencias florales, musicoterapia etc); 9. Usó remedios caseros; 10. Se auto recetó; 11. Nada; 77. Otra; 88. No aplica; 98. No sabe; 99. No responde	Si en la primera pregunta se responde que sí, entonces: Respuestas 1, 3 y 5=1 (sí acudió a los servicios de salud). Respuestas 2, 4, 6-11=0 (no acudió a los servicios de salud). Respuestas 88, 98 y 99=missing

Fuente: elaboración propia con base en la ECV (2008).

Con respecto a la variable de acceso a servicios de salud debe decirse que se trata de una variable subjetiva que solo toma en cuenta el acceso a los servicios de salud formales, es decir, se considera que hay acceso si el entrevistado afirma que acudió a instituciones de salud o con profesionales del sector salud. Si bien se argumenta que los indicadores subjetivos pueden ser inestables debido a que las actitudes varían en el tiempo y a que la percepción puede ser sesgada, dado que cada persona puede tener una escala de valoración diferente, lo cierto del caso es que la política social está dirigida a las personas, y conocer lo que las personas quieren y necesitan es fundamental para la política social, en especial si se trata de cuestiones de salud pública (Veenhoven, 2002).

B. Obtención del grupo de control y tratamiento

El grupo de tratamiento se obtuvo de quienes afirmaron pertenecer a la opción *Subsidiado* (20.221; 24,5%) de la pregunta en la ECV (2008), correspondiente al tipo de afiliación al sistema de seguridad social en salud (Tabla 2). Para obtener el grupo de control se trabajó con quienes respondieron en la categoría *No afiliado y está identificado en el SISBEN*, excluyendo el grupo *No está afiliado y no está identificado en el SISBEN* (Tabla 2). La razón por la cual solo se tuvo en cuenta el primer grupo radica en que al caracterizar según nivel socioeconómico, se encontró que el 73% de las personas que pertenecen a esta categoría se encuentran en los estratos bajo-bajo y bajo, y cuando se incluye además al estrato medio-bajo, el porcentaje asciende al 98%. Así, el mejor grupo de comparación es aquel en el que la mayoría de las personas, pese a que no están afiliadas, podrían ser objeto de la política, dado que pertenecen a los niveles socioeconómicos más bajos.

Las demás opciones de respuesta a esta pregunta se descartan, pues no es adecuado incluirlas en el grupo de control debido a que se refieren a población con características socioeconómicas muy especiales (*régimen especial*), cuentan con algún tipo de afiliación –pese a que pudieran cumplir los criterios de elegibilidad para el subsidiado– (*contributivo cotizante y beneficiario del régimen contributivo*), o no aportan mucha información por presentar pocas observaciones (*otro* y *No sabe/no responde*). Se tiene entonces que la variable

dependiente en la función de propensión a participar toma el valor de 1 si la persona se encuentra en el régimen subsidiado y de cero si no está afiliado.

Tabla 2. Medellín, tipo de afiliación a la seguridad social en salud

Tipo de afiliación en salud	Frecuencia	%
Es contributivo cotizante	24,146	29,2
Beneficiario del régimen contributivo	25,681	31,1
Subsidiado	20,221	24,5
Régimen especial	909	1,1
No está afiliado y está identificado en el SISBEN	6,442	7,8
No está afiliado y no está identificado en el SISBEN	4,224	5,1
Otro	333	0,4
No sabe/no responde	645	0,8
Total	82,601	100

Fuente: elaboración propia con base en la ECV (2008).

C. Variables independientes

Debido a que en la literatura no existe mucha información relacionada con criterios para incluir variables en la función de propensión a participar, la decisión sobre cuales incluir se realizó basado en la teoría o en el conocimiento de forma profunda del programa o la intervención que se quiere evaluar, con el fin de escoger las variables adecuadas (Ravallion, 2008).

La inclusión o no de variables también se realizó con base en criterios relacionados con la disponibilidad de información. Se hizo una revisión de la ECV (2008) intentando incluir el mayor número de covariables que pudieran ser de relevancia para la estimación de la probabilidad de pertenecer al seguro subsidiado⁵.

5 Una variable de gran importancia es el nivel de SISBEN. Sin embargo, dado que la ECV 2008 de Medellín no realiza esta pregunta a todos los encuestados y que las únicas alusiones a la pertenencia a dicho sistema se dan en dos de las opciones de respuesta de la pregunta de afiliación a salud, fue necesario recurrir a las variables contenidas en la encuesta, que se consideran para determinar la puntuación del SISBEN.

Las variables independientes empleadas se agruparon en tres tipos o categorías: 1) geográficas: como ubicación de la vivienda, debido a que una persona en un ambiente rural tendrá más posibilidades de ser beneficiaria del seguro de salud, pues las condiciones de pobreza son más comunes en el campo que en la ciudad; y como comuna o corregimiento, dado que cada una de ellas tiene condiciones socioeconómicas distintas, es de esperarse que en aquellas en donde las condiciones sean peores haya más personas afiliadas al seguro subsidiado. 2) variables relacionadas con el hogar y la vivienda: como estrato socioeconómico, debido a que es uno de los criterios más directos para la focalización del seguro subsidiado, como el tipo de vivienda, la clase de material predominante en las paredes, el material de los pisos, la tenencia de servicios sanitarios, el acceso a servicios públicos, el equipamiento de la vivienda y una variable de hacinamiento. 3) entre las variables de características individuales se incluyeron sexo, edad, estado civil, nivel educativo, alfabetismo, estado de salud autorreportado, limitaciones físicas permanentes, maternidad, planificación familiar, etnia y actividad económica.

La inclusión de estas variables se explica por múltiples razones. La demanda de servicios por salud, por ejemplo, no es igual en mujeres que en hombres; así mismo, se incluyó la variable edad, ya que la probabilidad de enfermarse cambia de acuerdo con la edad. Los aspectos educativos se incluyen debido a que, por lo general, mejores condiciones educativas están asociadas con mayores capacidades de los individuos para obtener información y, por lo tanto, demandar más activamente bienes y servicios. El estado civil y la maternidad (número de hijos) son cuestiones que pueden afectar la disponibilidad de recursos para invertir en salud (Trujillo et al., 2005), pues la maternidad hace que la mujer asista más a los servicios de salud buscando atención para los hijos, lo que hace que esté más expuesta a información y a actividades de prevención. El estado de salud auto reportado y las limitaciones físicas pueden explicar en buena parte la demanda de un seguro de salud, pues es de esperarse que los individuos que se sientan peor o que presenten limitaciones físicas deseen tener un seguro. La planificación familiar se considera un acercamiento a los servicios de salud, por lo tanto puede pensarse que quien planifica puede tener una mayor información acerca de los servicios ofrecidos

por el Estado. Por último, la etnia es una característica importante en la definición de grupos vulnerables objeto de la política del seguro subsidiado.

Todas las variables se analizaron dummies, excepto las de equipamiento, edad, nivel educativo, limitaciones físicas y maternidad, que son variables de razón, y la variable de hacinamiento, que es la única continua.

En términos formales, y de manera general, la función de propensión a participar o modelo *probit* estimado es la siguiente:

$$P(SS = 1 | X) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 zona + \beta_2 estrato + \beta_3 vivienda + \dots) \quad (9)$$

donde la variable dependiente es la probabilidad de ser beneficiario del seguro subsidiado de salud (SS), $\Phi(\cdot)$ es la distribución acumulada normal estándar, y las variables independientes incluidas dependen de las particularidades de cada una de las funciones de propensión estimadas como se muestra en el anexo 1.

D. Población del estudio

Las funciones de propensión se estimaron por segmentos poblacionales: para el uso de consulta preventiva y de hospitalización se estratificó el análisis para niños menores de 4 años, niños entre 5 y 14, hombre de 15 a 49, mujeres de 15 a 49, hombres mayores de 50 y mujeres mayores de 50 (ver anexo 1). Cada una de las funciones de propensión fueron balanceadas siguiendo criterios estadísticos, es decir, se tuvo cuidado de escoger la especificación que se balanceara con un nivel de confianza mayor o igual al 95%.

La anterior estratificación se realizó por tres razones fundamentales: en primer lugar, esta segmentación de la población puede arrojar resultados útiles para el direccionamiento de la política; en segundo lugar, porque facilita la condición de balanceo de las estimaciones de la función de propensión; y, en tercer lugar, porque es claro que la demanda por servicios de salud varía de acuerdo a la edad y al sexo.

Para la variable de acceso a los servicios de salud no fue posible realizar un análisis diferenciado por sexo y edad, debido a que, mientras las variables

de hospitalización y consulta preventiva se registran para todos los encuestados, la relacionada con acceso solo está disponible para aquellos que sufrieron algún problema de salud, lo que redujo significativamente el número de observaciones para trabajar con segmentos poblacionales⁶. La medición de los efectos en el acceso a los servicios de salud se realizó para las personas mayores de 10 años, debido a que las covariables que se usaron para estimar la función de propensión no estaban disponibles para los encuestados menores a esta edad.

III. Resultados

Los estadísticos de funciones de propensión estimadas para cada uno de los dos segmentos poblacionales se muestran en el Tabla 3; se registra el área de soporte común, la media, la desviación estándar y el nivel de significancia al que satisface la condición de balanceo, lo que significa que es posible obtener dos grupos de comparación, tanto de tratamiento como de control. Además, el análisis gráfico de la distribución de la función de probabilidad estimada para cada segmento poblacional (Gráfico 1) muestra que los individuos, tanto del grupo de tratamiento como del de control, son parecidos estadísticamente a lo largo de casi toda la distribución y tienen funciones de probabilidad de participar en el seguro subsidiado con formas similares. Lo anterior hace que la estimación del efecto sea más robusta y las comparaciones tengan más sentido.

Se observaron efectos positivos en el acceso a hospitalización en niños menores de cuatro años y en mujeres de 15 a 49 años, y en ambos grupos la estimación resulta significativa con los tres estimadores usados (Tabla 4). El impacto resulta ser mucho más importante en el primer grupo que en el segundo: la hospitalización en menores de cuatro años que cuentan con el seguro subsidiado es mayor en poco más del 2% respecto de los que no cuentan con un seguro de salud, y el porcentaje asciende a poco más del 1% para las mujeres de 15 a 49 años.

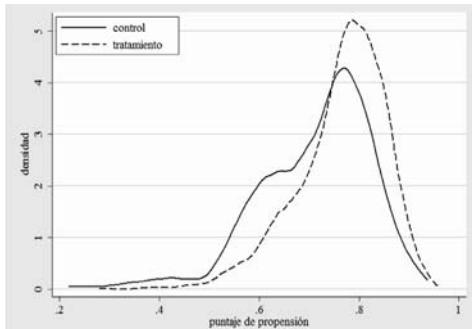
6 Solo el 4% de los encuestados afirmaron haberse enfermado, y de éstos el 1,3% se seleccionaron para el grupo de tratamiento o de control.

Tabla 3. Descripción del PSM estimado por segmento poblacional

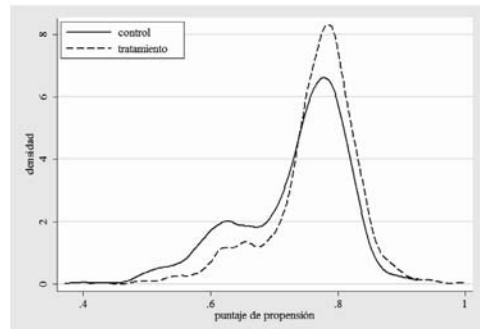
Edad	Menores de 4		Niños de 5 a 14		15 a 49		Mayores de 50		Mujeres de 19 a 49		Mayores de 10	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Región de soporte común	[0,2791, 0,9588]	[0,4091, 0,9999]	[0,2189, 1]	[0,4136, 0,9999]	[0,3912, 0,9999]	[0,4637, 0,9691]	[0,4015, 1]	[0,4020, 0,9890]				
Media	0,7520	0,7557	0,7361	0,7612	0,7806	0,8043	0,7614	0,8074				
Desviación estándar	0,0965	0,0755	0,0877	0,0729	0,0817	0,0749	0,0730	0,1057				
Significancia de la propiedad de balanceo	0,005	0,0001	0,005	0,005	0,005	0,005	0,005	0,005	0,0001	0,0001		
Especificación	3	2	1	2	2	2	3	2			2	
Número de bloques	5	6	6	5	7	4	4	4			3	
Observaciones por bloque	7	4	106	110	23	4	71	81	0	1	17	20
	65	71	228	439	192	254	226	477	22	29	82	148
	108	225	603	2,003	195	288	226	608	99	193	192	586
	192	595	198	847	183	430	375	1,26	172	588	242	1,440
	102	545	21	159	712	2,212	239	1,21	118	470		228
			7	44	231	1,099		46	291		2	68
Total de observaciones	474	1,440	1,163	3,602	1,536	4,287	1,137	3,636	459	1,640	533	2,194
											1,097	3,513
											157	664

Fuente: elaboración propia.

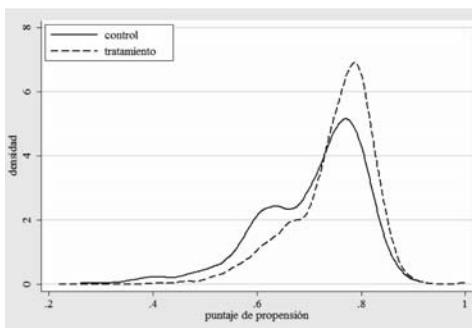
Gráfico 1. Distribución de la función de PSM estimada por segmento poblacional



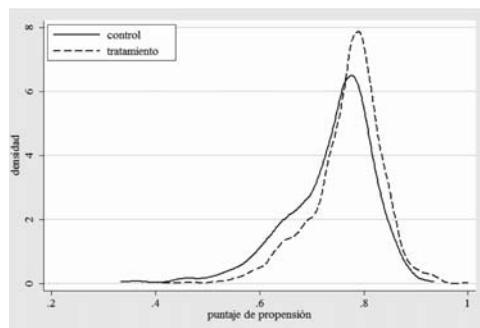
1.1. Niños menores de 4 años



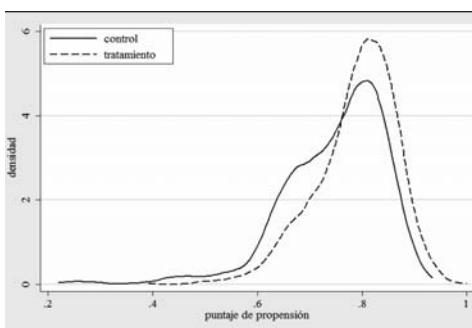
1.2. Niños de 5 a 14 años



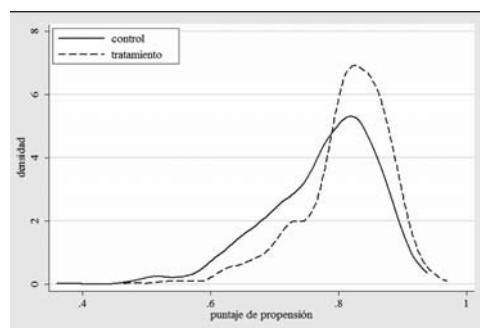
1.3. Hombres de 15 a 49 años



1.4. Mujeres de 15 a 49 años

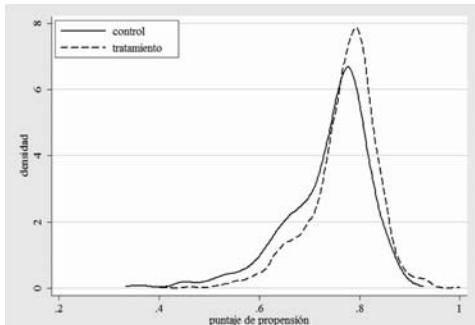


1.5. Hombres mayores de 50 años

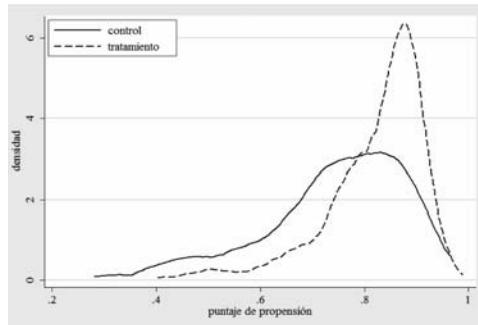


1.6. Mujeres mayores de 50 años

(Continúa)

Gráfico 1. (continuación)

1.7. Mujeres de 19 a 49 años



1.8. Mayores de 10 años

Fuente: elaboración propia.

En el grupo de hombres mayores de 50 años, el impacto en el uso de servicios de hospitalización resulta negativo y significativo con un nivel de confianza del 99% con atts y del 95% usando attnd, mientras que con attk no resulta ser significativo. El tamaño del impacto sugiere que el uso de servicios de hospitalización en este grupo es menor en casi un 3% para quienes están en el seguro subsidiado en comparación con los que no están afiliados.

En el caso de la consulta preventiva, se encuentran impactos positivos en cuatro de los seis segmentos poblacionales estudiados. En los menores de cuatro años el impacto es positivo con distintos niveles de confianza (90% con attnd, 95% con atts y 99% con attk). En los niños de 5 a 14 años las estimaciones resultan positivas y significativas al 0,005 para los tres tipos de estimadores. En mujeres de 15 a 49 años y en los hombres mayores de 50 solo la estimación mediante attnd fue positiva y significativa al 0,05. El impacto más importante se observa en los menores de cuatro años, pues quienes se encuentran en el seguro subsidiado acceden a consulta preventiva en alrededor de 6 puntos porcentuales más que los niños del mismo rango de edad que no cuentan con ningún tipo de aseguramiento. Entre los niños de cinco a 14 años el tamaño del impacto va del 3,5% al 4,7%, según el estimador. Para

las mujeres de 15 a 49 años y los hombres mayores de 50 puede decirse que quienes tienen el seguro subsidiado acceden más a consulta preventiva en poco más del 5% en comparación a quienes no lo tienen.

Las estimaciones de impacto en el acceso a los servicios de salud resultan ser positivas y significativas en los estimadores atts y attk, en ambos con un nivel de confianza del 90%. El tamaño de los impactos sugiere que quienes están afiliados al seguro subsidiado acceden a los servicios de salud en más del 5% que quienes no se encuentran afiliados.

Tabla 4. *Efectos del tratamiento en el uso de servicios de hospitalización, consulta preventiva y acceso a los servicios de salud*

Variable de impacto	Segmento poblacional	atts		attnd		attk	
		Efecto	t-valor	Efecto	t-valor	Efecto	t-valor
Hospitalización	Niños menores de 4 años	0.021	1.645*	0.024	1.393*	0.022	1.801**
	Niños de 5 a 14 años	0.001	0.228	-0.002	-0.407	0.002	0.414
	Hombres de 15 a 49 años	-0.004	-0.719	-0.002	-0.287	-0.004	-0.925
	Mujeres de 15 a 49 años	0.012	1.620*	0.015	1.453*	0.011	1.507**
	Hombres mayores de 50 años	-0.029	-2.390***	-0.030	-1.619*	0.004	0.299
	Mujeres mayores de 50 años	-0.004	-0.243	-0.013	-0.672	-0.004	-0.268
Consulta preventiva	Niños menores de 4 años	0.057	1.987**	0.060	1.619*	0.060	2.600***
	Niños de 5 a 14 años	0.035	2.007**	0.047	2.043**	0.037	1.850**
	Hombres de 15 a 49 años	0.005	0.290	0.009	0.475	0.006	0.408
	Mujeres de 15 a 49 años	0.020	1.113	0.051	2.290**	0.018	1.042
	Hombres mayores de 50 años	0.029	1.080	0.053	1.461*	0.006	0.205
	Mujeres mayores de 50 años	-0.007	-0.255	-0.012	-0.361	-0.010	-0.418
Acceso a los servicios de salud	Mayores de 10 años	0.059	1.598*	0.058	1.281	0.050	1.443*

Nota: * t-valor significativa a un p-valor < 0.10, **a un p-valor < 0.05, ***a un p-valor < 0.01

Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

Al evaluar el impacto del seguro subsidiado sobre el acceso y el uso de servicios de salud en la población beneficiaria de la ciudad de Medellín se han encontrado dos resultados importantes. En primer lugar, puede decirse en términos generales que el seguro subsidiado tiene impactos positivos en el uso de servicios de hospitalización y de consulta preventiva, aunque con efectos diferenciados según segmento poblacional y sexo. En segundo lugar, en el indicador de acceso a servicios de salud se registran impactos positivos; impactos que son diferenciados, también, por segmento poblacional. En hospitalización y consulta preventiva los mayores impactos se observan en los niños, en especial en los menores de cuatro años.

Comparando los anteriores resultados con los obtenidos por Trujillo et al. (2005), se evidencia que dichos autores también encuentran impactos positivos en hospitalización, pero sus resultados fueron significativos en la mayoría de grupos poblacionales. En el uso de servicios de consulta preventiva también encuentran impactos positivos en todos los grupos, excepto en el de mayores de 60 años. La razón por la que los impactos encontrados por estos autores resultan ser significativos en casi todos los grupos que establecen, puede deberse a que trabajan con una encuesta que tiene representatividad nacional, y, por lo tanto, puede captar mucho mejor los impactos de tener el seguro subsidiado, pues es posible que se comparan individuos más heterogéneos que los que acá se tienen en cuenta, y las condiciones de acceso pueden ser diferentes del nivel nacional al local.

Por otro lado, en el trabajo de Gaviria et al. (2006) también se presentan impactos positivos y significativos en la asistencia a consultas preventivas; sin embargo, para el caso de hospitalización el efecto es el contrario: la participación en el seguro subsidiado disminuye la probabilidad de haber sido hospitalizado en 11 puntos porcentuales. Ante lo anterior los autores comentan que es posible que el aumento en consultas médicas preventivas permita que no haya necesidad de hospitalizaciones, debido a que los problemas son atacados desde la prevención y no desde la curación. Sin embargo, los autores hacen énfasis en que lo anterior puede ser una simple especulación, por lo que presentan otro argumento (y con el que parecen estar más de acuerdo),

el cual consiste en que las personas sin seguro tienden a solicitar los servicios médicos a través de las salas de emergencia; es decir, que se hospitalizan preventivamente para poder acceder a los servicios de salud. Las dos explicaciones parecen ser forzadas y no muy convincentes, pues si se tiene en cuenta que normalmente la hospitalización está relacionada con episodios de enfermedad de alguna gravedad, la idea de que la hospitalización es preventiva no tiene mucho sentido. Además, debe anotarse que la reglamentación en Colombia es más o menos clara en que las cuestiones que no requieren hospitalización sean atendidas de manera ambulatoria. Sin embargo, no es fácil explicar el hecho de que alguien con un seguro de salud tenga menor probabilidad de hospitalizarse que alguien que no cuenta con aseguramiento, tal vez la clave esté en que los impactos pueden ser diferenciados por grupo de edad y sexo como se muestran en este trabajo y en el de Trujillo et al. (2005).

El único trabajo encontrado para el caso de Medellín, el de Ramírez et al. (s.f.), reporta no haber encontrado, para el uso de consulta preventiva, efectos estadísticamente significativos al 5%, y en el caso de hospitalización, a pesar de que encuentra efectos positivos, señala que el efecto puede estar en duda debido a que solo resulta ser significativo con dos de los cuatro estimadores empleados. Este trabajo usa la misma técnica de apareamiento por índice de propensión a participar, y no hace un análisis por segmentos poblacionales como el que acá se presenta.

En la literatura aplicada al estudio del acceso a los servicios de salud, se tiene el trabajo de Zambrano et al. (2008), que compara los resultados de las ECV nacionales para los años de 1997 y 2003, encontrando que las personas no aseguradas son las que tienen menos posibilidades de asistir a los servicios de salud cuando sienten algún problema de salud o enfermedad. Para el régimen subsidiado encuentran que éste ha sido el

único régimen que ha incrementado la atención de las personas con problemas de salud, aumentando en 4 puntos la proporción de pacientes atendidos por profesionales médicos, mientras que los no asegurados son quienes presentan la más fuerte disminución de atención médica profesional, en alrededor de 20 puntos (p. 127).

Adicional a lo anterior, encuentran que aún siguen existiendo barreras al acceso, en especial la falta de dinero se presenta como la más importante de ellas. Debe decirse que estas comparaciones no son lo suficientemente rigurosas, ya que, pese a que usan encuestas representativas, éstas no corresponden a datos panel, así que en sentido estricto no se trata de una estimación de impactos.

Por otro lado, Restrepo et al. (2006) realiza un trabajo combinando una metodología cualitativa y una cuantitativas. Con la primera de ellas encuentran que “existe un convencimiento de la población beneficiaria en las bondades de estar afiliado al régimen subsidiado” (p. 172), y con la segunda concluye que la probabilidad de que una persona pobre pueda acceder a los servicios de salud es mayor si pertenece al régimen subsidiado, así no tenga ningún tipo de afiliación. También encuentran evidencias de barreras económicas o geográficas, las cuales continúan siendo un importante obstáculo para la población subsidiada.

Por otro lado, en el trabajo de Mejía, Sánchez y Tamayo (2007) se concluye que las personas afiliadas al seguro subsidiado tienen una probabilidad de acceso 1,8 veces superior a las que no tienen ningún tipo de afiliación, además de que en el régimen subsidiado ocurre algo bastante particular: la proporción de personas que tienen algún tipo de condición crónica y que no consultan periódicamente es mayor en este régimen que en los demás. Finalmente, encuentran que las barreras financieras siguen siendo el principal obstáculo, tanto para los afiliados al régimen subsidiado como para los no afiliados.

Teniendo en cuenta las anteriores discusiones, se puede concluir que el principal aporte de este trabajo es contribuir a evaluar aspectos de la política que no habían sido considerados. Se ofrece evidencia que, aunque no corresponde a un año reciente, sí aporta elementos para conocer la situación del último año, para el cual se dispone de información sobre uso y acceso a servicios de salud, lo que permite hacer un contraste con los resultados ya presentados por otros estudios, dándose, además, la posibilidad para la discusión académica.

Una de las limitaciones más evidentes del trabajo radica en el uso de información correspondiente al año 2008. Un primer argumento a favor es que no es posible tener acceso a información más actualizada debido a que en la ECV no se volvió a incluir la medición de estas variables. Un segundo argumento radica en que los resultados presentados siguen teniendo vigencia, pues los problemas de acceso a los servicios de salud aún persisten en la ciudad, y en tal sentido, los resultados aportarían elementos para identificar las causas de esta problemática.

Otra limitación que enfrenta el trabajo se encuentra relacionada con los indicadores sobre los que se mide el impacto, pues debe decirse que todos constituyen indicadores de resultado. Tal vez lo más deseable sería realizar una medición sobre la contribución del seguro subsidiado al mejoramiento del estado de salud de los beneficiarios; sin embargo, la disponibilidad de información es limitada y, pese a que en la encuesta se encuentra alguna pregunta asociada al estado de salud autorreportado, lo más conveniente sería tener una medición objetiva de esta variable.

Respecto a la estimación de la función de propensión a participar, siempre existe la posibilidad de que haya sesgo por alguna variable omitida, y pese a que esta técnica no elimina completamente dicho sesgo, sí lo reduce considerablemente (Becker e Ichino, 2002). Aunque el uso del método de variables instrumentales evita incurrir en el sesgo anteriormente descrito, también tiene dificultades, pues, a la hora de encontrar una variable que pueda servir de instrumento, se presentan importantes exigencias teóricas y metodológicas. En todo caso se reconoce que futuras estimaciones pueden combinar estas dos técnicas para obtener resultados más robustos.

Además, el modelo paramétrico de regresión logística que aquí se emplea parte de asumir que existe una relación lineal y aditiva entre la probabilidad de ser beneficiario del seguro subsidiado y las variables independientes, lo cual constituye en sí una limitación. Además, estos modelos eliminan variables para las cuales existe colinealidad, así como observaciones que presentan el problema del *casewise deletion* (aunque estos problemas no son graves en

las estimaciones aquí realizadas). Sobre estos puntos, McCaffrey, Ridgeway y Morral (2004) argumentan que la estimación de los puntajes de propensión puede mejorar bastante si ésta se realiza con la técnica de modelos iterativos generalizados.

Por otro lado, es importante mencionar que el indicador de acceso a los servicios de salud es una importante contribución de este trabajo, ya que en la literatura disponible no hay ninguna medición disponible de esta variable. Sin embargo también puede ser cuestionable debido a que su estimación se realiza para pocos datos y con pocas variables independientes, con el fin de sortear el problema de celdas vacías. Tal vez una mejor captura y registro de las preguntas asociadas a la variable en la ECV podría ayudar a tener una mejor estimación de la misma.

A este respecto, es necesario que un asunto tan importante como el acceso a los servicios de salud se mida no solo para quienes afirman haberse enfermado en los últimos 30 días, sino para toda la población encuestada. En la ECV se podrían incluir preguntas del tipo: ¿normalmente cuando se enferma a donde acude?, ¿considera que tiene garantizado el acceso a los servicios de salud en caso de cualquier tipo de enfermedad o problema de salud? Indagar sobre distintas dimensiones del acceso podría contribuir a construir un índice que las agrupe, y en todo caso mejorar su medición.

El tema de la focalización del programa es otro asunto sobre el que se deben hacer esfuerzos, ya que, pese a que se ha mejorado en materia de reglamentación, existe un segmento poblacional que, aunque está identificado en el SISBEN y pertenece a los estratos más pobres, no cuenta con el seguro. Lo anterior puede estar asociado a la idea de que existen incentivos para que los individuos se autoselecciónen o que el instrumento de focalización tiene serias deficiencias. La recomendación al respecto es realizar una revisión técnica de las dimensiones que mide el instrumento, con el fin de detectar las falencias que pueda tener, y estandarizar la aplicación del mismo.

Anexos

Anexo 1. Funciones de propensión a participar estimadas por segmento poblacional

Variables independientes	Menores de 4 años*	Menores 5 a 14 años**	Hombres			Mujeres			Mayores de 10 años
			15 a 49 años	Mayores de 50 años	15 a 49 años	Mayores de 50 años	15 a 49 años	Mayores de 50 años	
Estrato	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Comuna/zona tipo de vivienda	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Material pared de la vivienda	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Material piso de la vivienda	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Sanitario	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Energía eléctrica	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Acueducto	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Alcantarillado	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Teléfono	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Gas natural	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Aseo	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Suscripción a tv	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Internet	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Equipamiento del hogar	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Hacinamiento	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Sexo	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Edad	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Estado civil	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Educación	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Alfabetismo	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Estado de salud	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Limitaciones físicas	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Planificación familiar	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Etnia	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Actividad económica	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Nota: *En los menores de 4 años las variables de estado civil, educación, alfabetismo, planificación y actividad económica son las correspondientes al jefe de hogar al que pertenece el niño. ** Para los niños de 5 a 14 años también se incluyen estas variables correspondientes al jefe de hogar, aunque adicionalmente se incluyen las variables edumenor y alfamenor, las cuales se refieren al nivel educativo del menor de edad y su nivel de alfabetismo, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Bibliografía

- BACKER, Judy (2000). *Evaluating the Impact of Development Projects on Poverty A Handbook for Practitioners*. Washington, D.C.: The World Bank.
- BECKER, Sascha e ICHINO, Andrea (2002). “Estimation of average treatment effects based on propensity scores”, *The Stata Journal*, Vol. 2, No. 3, pp. 358-377.
- CÉSPEDES, Juan Eduardo; JARAMILLO, Iván y CASTAÑO, Ramón Abel (2002). “Impacto de la reforma del sistema de seguridad social sobre la equidad en los servicios de salud en Colombia”, *Cadernos de Saúde Pública*, Vol. 18, No. 4, pp. 1003-1024.
- DEPARTAMENTO ADMINISTRATIVO DE PLANEACIÓN (2008). Encuesta de Calidad de Vida Medellín 2008. Manuscrito no publicado.
- DIEZ DE MEDINA, Rafael. (2004). “Introducción a los métodos experimentales y cuasi experimentales para la evaluación de programas de capacitación”. En: Abdala, Ernesto, *Manual para la evaluación de impacto en programas de formación para jóvenes*. Organización Internacional del Trabajo (Cinterfor/OIT). Recuperado de: <http://baseddp.mec.gub.uy/Documentos/Bibliodigi/Manual%20para%20la%20evaluacion%20de%20impacto%20en%20programas%20de%20formacion%20para%20jovenes.pdf>
- FRESNEDA, Oscar (2003). “La focalización en el régimen subsidiado de salud: elementos para un balance”, *Gerencia y Políticas de Salud*, Vol. 5, No. 3, pp. 209-245.
- GAVIRIA, Alejandro; MEDINA, Carlos y MEJÍA, Carolina (2006). “Evaluating the impact of health care reform in Colombia: From theory to practice”, *Documentos CEDE*, No. 6, pp. 1-57.
- GRUPO DE ECONOMÍA DE LA SALUD (GES) (2008). “Monitoreo de la seguridad social en salud en Medellín, 2004-2005”, *Observatorio de la Seguridad Social*, No. 17. Disponible en: <http://www.udea.edu.co/>

portal/page/portal/bibliotecaSedesDependencias/unidadesAcademicas/FacultadCienciasEconomicas/ElementosDiseno/Documentos/GrupoEconomiaSalud/Observatorios/Observatorio17.pdf (27 de septiembre de 2012).

JALAN, Jyotsna y RAVALLION, Martin (1997). "Are the poor less well-insured? Evidence on vulnerability to income risk in rural China", *Policy Research Working Paper*, No. 1863. Development Research Group, The World Bank.

MINISTERIO DE SALUD Y PROTECCIÓN SOCIAL (2013). *Plan Decenal de Salud Pública, PDSP, 2012 – 2021*. Bogotá: Ministerio de Salud y Protección Social.

McCAFFREY, Daniel y RIDGEWAY, Greg y MORRAL, Andrew (2004). "Propensity Score Estimation with Boosted Regression for Evaluating Causal Effects in Observational Studies", *Psychological Methods*, Vol. 9, No. 4, pp. 403-425.

MEDELLÍN CÓMO VAMOS (2013). *Informe de Calidad de Vida de Medellín*. Medellín: Autor

MEJÍA, Aurelio, SÁNCHEZ, Andrés y TAMAYO, Juan Camilo (2007). "Equidad en el acceso a servicios de salud en Antioquia, Colombia", *Revista de Salud Pública*, Vol. 9, No. 1, pp. 26-38.

PANOPOLUS, Giota y VÉLEZ, Carlos (2002). "Subsidized Health Insurance, Proxy Means Testing and the Demand for Health Care among the Poor in Colombia". Colombia Poverty Report Volume II. Washington: Banco Mundial.

PARSONS, Wayne (2007). *Políticas públicas: una introducción a la teoría y práctica del análisis de políticas públicas*. México: Flacso.

PRESSMAN, Jeffrey y WILDAVSKY, Aaron (1973). *Implementation: How Great Expectations in Washington are Dashed in Oakland*. Berkeley: University of California Press.

- PHELPS, Charles (2003). *Health Economics* (3^{ra} Ed.). Addison Wesley: Pearson Education Press.
- RAMÍREZ, Andrés; CARDONA, Johnatan y CADAVÍD, Ramiro (s.f). “The Impact of Subsidized Health Insurance on the Poor in Colombia: Evaluating the Case of Medellin through Endogenous Dummy Models and Propensity Score Matching for Medical Care Utilization”. *Working Paper*.
- RAVALLION, Martin (2001) “The mystery of the vanishing benefits: An introduction to impact evaluation”, *The World Bank Economic Review*, Vol. 15, No. 1, pp. 115-140.
- RAVALLION, Martin (2008). “Evaluating anti-poverty programs”. En: Shultz, Paul y Strauss, John (Eds), *Handbook of Development Economics* (4^{ta} Ed.) (pp. 3787-3846). Amsterdam: North-Holland.
- RESTREPO, Jairo; ECHEVERRI, Esperanza; VÁSQUEZ, Johanna y RODRÍGUEZ, Sandra (2006). *El Seguro subsidiado y el acceso a los servicios de salud. Teoría, contexto colombiano y experiencia en Antioquia*. Medellín: Centro de Investigaciones Económicas, Universidad de Antioquia.
- SECRETARÍA DE SALUD DE MEDELLÍN (2008). “Plan Municipal de Salud 2008-2011. Medellín es salud para la vida”, *Revista de Salud de Medellín*, Vol. 3, Supl. 1, pp. 7-93.
- SECRETARÍA DE SALUD DE MEDELLÍN (2012). “Plan de Salud Municipal 2012-2015. Medellín Ciudad Saludable”, *Revista de Salud de Medellín*, Vol. 5, Supl. 1, pp. 13-123.
- STIGLITZ, Joseph (2002). *La economía del sector público* (3^{ra} Ed.). Barcelona: Antoni Bosh Editor.
- TRUJILLO, Antonio; PORTILLO, Jorge y VERNON, John (2005). “The Impact of Subsidized Health Insurance for the Poor: Evaluating the Colombian Experience Using Propensity Score Matching”, *International Journal of Health Care Finance and Economics*, Vol. 5, No. 3, pp. 211-239.

VEENHOVEN, Ruut (2002). "Why Social Policy Needs Subjective Indicators", *Social Indicators Research*, Vol. 58, No. 1/3, pp. 33-45.

ZAMBRANO, Andrés; RAMÍREZ, Manuel; YEPES, Francisco; GUERRA, José Alberto y RIVERA, David (2008). "¿Qué muestran las Encuestas de Calidad de Vida sobre el sistema de salud en Colombia?", *Caderno Saúde Pública*, Vol. 24, No. 1, pp. 122-130.