



PONTIFICIA UNIVERSIDAD JAVERIANA
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Maestría en Economía

Demanda de la consulta médica preventiva en Colombia:
De terminantes y evidencia de inducción por oferta

Presentada por:
José Julián Guerrero Victoria

Director:
Alejandro Vivas Benites

Trabajo presentado para optar el título de Magister en Economía de la Pontificia
Universidad Javeriana

Bogotá D.C. 2014

DEMANDA DE LA CONSULTA MÉDICA PREVENTIVA EN COLOMBIA: DETERMINANTES Y EVIDENCIA DE INDUCCIÓN POR OFERTA

José Julián Guerrero Victoria*

Resumen

El objetivo de esta investigación es determinar, para el caso de Colombia en 2012 (empleando la Encuesta Nacional de Calidad de Vida del DANE), cómo factores individuales, socioeconómicos y de inducción por oferta tienen efectos estadísticamente significativos (positivos o negativos) sobre la probabilidad de ocurrencia del evento “asistir a consulta médica sin estar enfermo” –medida de demanda por servicio médico preventivo-. Siguiendo la metodología de Kenkel (1990, 1994), se estimaron modelos logit. Los resultados son congruentes con las intuiciones y desarrollos teóricos y antecedentes empíricos. Sin embargo, se destaca que pertenecer tanto al régimen subsidiado como al contributivo (privado y mejor) reduce la demanda médica preventiva, mientras que haberse quejado del servicio médico la aumenta; además, se encuentra que las campañas de promoción y prevención de salud que realizan las secretarías de salud no tienen ningún efecto.

Palabras claves: Demanda médica preventiva, inducción por oferta, salud.

JEL Class: I11, I13, C31.

Abstract

The objective of this research is to determine, regarding to Colombia's case in 2012 (using the national survey of life quality DANE), how factors such as individual, social-economical, and the influence for offer / supply have statistically significant effects (positive or negative) on the occurrence probability of "going to a medical consultation or appointment without being sick" – demand measurement for preventive health service. Following the methodology of Kenkel (1990, 1994), the logit models were estimated. The results are consistent with his insights, theoretical developments and empirical history. However, it highlights that belonging to both subsidized regime as to the contributory (private and best) reduces the demand for preventive health service, while complaining about the medical service increases it.

Keywords: Health preventive demand, induction offer, health.

JEL Class: I11, I13, C31.

*Trabajo de grado requisito para optar por el título de Magíster en Economía de la Pontificia Universidad Javeriana Bogotá. Director de trabajo de grado Dr. Alejandro Vivas Benites.

INTRODUCCIÓN

La consulta médica preventiva es el punto inicial de la demanda de servicios de salud y como tal, según la concepción de Grossman (1972), la fase primaria o insumo inicial para la acumulación y reposición del stock de salud. Al igual que el estado de salud, este tipo de consumo depende de factores de tipo individual y medioambiental, como el género, la edad, el ingreso, el tipo de ocupación, la localización, el nivel de educación y el tipo de aseguramiento.

Cropper (1977) y Phelps (1978) son los precursores en los modelos de estas demandas en un contexto de incertidumbre y aseguramiento, en el que los individuos tienen como objetivo minimizar los costos esperados de estar enfermos dado que este estado puede ocurrir en cualquier momento y que una vez se presenta reduce su utilidad, al perturbar negativamente el proceso de sustitución de ocio por ingreso. En otros términos, los autores plantean que los cuidados médicos preventivos reducen la probabilidad de ocurrencia del evento “estar enfermo”, pero adicionalmente reducen efectos dañinos una vez se padece una dolencia – situación probabilísticamente inevitable- sobre la oferta de trabajo y consecuentemente sobre la productividad marginal de los individuos. Visto así, el beneficio neto de gastar en medicina preventiva radica en la disminución de la incidencia de las enfermedades sobre la maximización de utilidad y la oferta de trabajo, es decir, al limitar las pérdidas irreversibles de bienestar de los individuos cuando transitan de un estado saludable a uno no saludable.

No obstante, en la demanda de servicios médicos preventivos -al igual que en la de cualquier demanda médica- pueden intervenir relaciones de agencia entre médicos y/o proveedores (aseguradores) de salud (agentes) y pacientes (principal), en las que los primeros, de acuerdo con sus intereses o conducta maximizadora, puedan inducir (incentivar) o reducir (desincentivar) el acceso a tales servicios, por variadas vías o razones: en el caso colombiano, por ejemplo, inciden esquemas de productividad en el servicio –por ejemplo, citas médicas por hora-. Igualmente, podrían ser importantes las deficiencias en la difusión de la información (por ejemplo de campañas de promoción o prevención de enfermedades). Además, podrían incidir indirectamente otros factores que afecten la

calidad del servicio y que generen expectativas acerca de la experiencia en el uso del mismo por parte de los pacientes, las que en caso de ser negativas terminan por exacerbar la significancia de factores idiosincrásicos propios del vecindario cognitivo de los usuarios – por ejemplo, el uso de servicios médicos no certificados-. En consecuencia, estos factores de demanda por inducción de oferta, que podría ser de índole institucional y normalmente están correlacionados con el tipo de aseguramiento, podrían también ser explicativos de la demanda por consulta médica preventiva.

Para el caso de Colombia, y teniendo en cuenta la incidencia de los factores individuales y medio ambientales, esta investigación considera el estudio de algunos factores de inducción por oferta –esencialmente los que la información disponible permite-, tratando de revelar si el comportamiento –reflejado en variables como la disposición a usar servicios médicos, las quejas de los usuarios (*proxy* de calidad), la difusión de información preventiva por parte de entes del Estado- induce a una mayor demanda por servicios médicos preventivos o, por el contrario, la desincentiva. Esto es muy importante pues resulta socialmente ineficiente, como lo muestra la teoría, que los proveedores no induzcan en los asegurados conductas productoras de salud intensivas en procesos médicos preventivos dados los beneficios y externalidades positivas derivadas de ellas.

Así, el objetivo de este estudio es determinar si en Colombia, además de los factores de tipo individual y medioambiental, los factores de demanda por inducción (o desincentivo) por oferta son o no significativos en las decisiones de demanda de servicios médicos preventivos (reflejados en la probabilidad de que el evento “asistencia a consulta médica preventiva” ocurra), tratando de determinar en qué dirección lo son, es decir, si tienen un efecto positivo o negativo.

Con esta finalidad, luego de hacer una revisión de estadísticos descriptivos básicos del mercado con base en la Encuesta Nacional de Calidad de Vida del DANE¹ para el año

¹Esta encuesta se realiza periódicamente desde 1993 con el objetivo de obtener información socioeconómica de los residentes en Colombia para efectos de políticas estatales. En este caso cubrió 21383 hogares. Más información disponible en: <http://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-sociales/calidad-de-vida-ecv/87-sociales/calidad-de-vida/4623-encuesta-de-calidad-de-vida-2012>

2012, se empleará en parte la metodología de Kenkel (1990,1994), quien estimó mediante modelos *probit* (o *logit*) cómo la presencia/ausencia de diferentes atributos controlables y no controlables (endógenos y exógenos) de los individuos –incluidos los que reflejan la inducción por oferta- aumentan o reducen la probabilidad de que estos acudan a consulta médica preventiva sin necesidad de que estén afectados en su salud.

1. ANTECEDENTES

Con referencia a la demanda de servicios médicos preventivos, Kenkel (1990) evidenció mediante el modelo *probit* el efecto positivo de la información de salud en la demanda por cuidado médico, incluyendo la decisión de visitar al médico, ya que la información ayuda a determinar la percepción del producto marginal del cuidado médico. Por otro lado, Kapur et al. (2004) encontraron que mayores ingresos y nivel educativo conllevan a un incremento en la demanda por servicios médicos, sobre todo los especializados; esto porque la educación potencializa un mejor juicio sobre los beneficios de ese tipo de cuidados.

En el caso Colombiano, Ramírez et al. (2004) y Tovar y Arias (2004) analizaron mediante modelos *probit* ordenados el efecto de variables individuales, institucionales y socioeconómicas sobre el estado de salud de los nacionales, encontrando evidencia de lo predicho en el modelo de Grossman (1972), además del efecto de inequidad generado por el tipo de acceso (aseguramiento o régimen) al sistema de salud.

En cuanto al tema de demanda inducida por oferta, Zea (2008) afirma que una de las falencias del Sistema de Salud Colombiano es que actividades de promoción y prevención con altas externalidades incluidas en el Plan Obligatorio de Salud (POS) sean suministradas por proveedores privados sin los incentivos suficientes para invertir en ellas. Así por ejemplo, las Entidades Promotoras de Salud (EPS) podrían comportarse como *free-riders* ante las campañas de entidades estatales de salud y con esto perderse economías de escala en la producción de salud.

Por su parte, Hemenway et al. (1990) mostraron cómo los pagos con bonos a los médicos, según el volumen generado de ingresos generados a centros de atención

ambulatoria, contribuyeron a un aumento notable en el número de consultas y exámenes de laboratorio por usuario. Mientras tanto, Hillman et al. (1989) hallaron asociación negativa significativamente importante entre las tasas de uso de hospitalización y consultas médicas y la modalidad de pago mediante salarios o capitación en organizaciones para el mantenimiento de la salud.

Finalmente, Andersen y Serritzlew (2007), estudiando el caso de un condado de Dinamarca, hallaron que si bien no hay evidencia de demanda inducida por oferta o racionamiento para el número total de contactos con los médicos generales, el número de pacientes listados afecta de manera significativa el uso de alternativas, ya que requieren mucho tiempo con relación a la consulta ordinaria. Médicos con pocos pacientes les dan más de estos servicios que los médicos con muchos pacientes.

2. PREDICCIONES

De acuerdo con Grossman (1972), la salud es un stock inherente de capital durable que poseen los individuos y que está sujeto como tal a un proceso, por causas biológicas inexorable, de depreciación creciente con el paso del tiempo, pero que puede mantenerse o incrementarse con inversión. De modo que la muerte ocurre cuando el acervo cae por debajo de cierto nivel, de ahí que un rasgo del modelo es que los individuos podrían escoger la duración de su vida según su disposición o restricción de recursos. La inversión en salud es producida por una función de producción de rendimientos de tiempo saludable que, generalmente se hace domésticamente, y tiene como insumos tanto el tiempo de los individuos como bienes de mercado, como alimentos, ejercicios, dietas y por supuesto servicios médicos. También se incluyen variables socioeconómicas como la educación² o las características de la región de residencia.

La inversión en salud es deseada porque incrementa el tiempo disponible para generar ingresos o para producir bienes de consumo, dado que estar enfermo genera desutilidad y distorsiona el proceso de sustitución de ocio por ingreso; en ese sentido, no es

² Visto de otra manera, una variación en el capital humano cambia la eficiencia de la función de producción de la salud de manera similar a la que un cambio en la tecnología cambia la eficiencia del proceso de producción en de un bien o servicio.

atención médica lo que los individuos desean, sino su propia salud tanto para gozar de bienestar como para trabajar y obtener ingresos.

Per se una estrategia natural de invertir en salud es demandar servicios médicos ya sean de índole curativa o preventiva. Los primeros generalmente ocurren en el evento de una dolencia por lo que se podría considerar que son una variable aleatoria que está positivamente asociada con la ocurrencia. Los segundos se hacen tanto para elevar el stock de inversión como para reducir la probabilidad de padecer una dolencia, pues las enfermedades, como ya se mencionó, pueden tener un componente estocástico.

Por otro lado, el servicio médico curativo podría considerarse como una inversión de reposición forzosa a fin de que el acervo de salud no caiga por debajo de un nivel crítico. En la medida que el nivel del stock esté más cercano a tal punto crítico su demanda será más inelástica al precio y su valoración mayor. Análogamente, el servicio médico preventivo es una inversión de mantenimiento, valorada según Phelps (1978) por las ganancias netas en salud que genere, algo así como la suma descontada de las reducciones de tiempo de trabajo, pérdidas irrecuperables de bienestar y gastos médicos evadidos debido a la caída esperada en la probabilidad de sufrir dolencias más serias en el futuro, por ende su demanda es más elástica al precio. En otros términos, el retorno marginal de los servicios médicos preventivos se origina tanto en los incrementos de salud que mejoran el nivel de utilidad y bienestar, como en los ingresos generados por elevar las probabilidades de tener una buena salud.

A su vez, los servicios médicos preventivos pueden ser del tipo primario, es decir, los que directamente tratan de minimizar la probabilidad de ocurrencia de una dolencia (por ejemplo: la vacunación), o de tipo secundario, que buscan minimizar las secuelas y pérdidas derivadas de las dolencias pese a que no sean exógenos a la probabilidad de que sucedan las dolencias (por ejemplo: la citología). Asimismo, un punto de partida para la demanda por servicios de salud preventivos del tipo secundario es la consulta médica anticipada o en ausencia de enfermedades, es decir, aquella realizada por incentivos puramente preventivos.

La consulta médica preventiva como insumo para el sostenimiento del acervo de salud está determinada por casi los mismos factores de tipo individual y medioambiental, tales como el género, la edad, la ocupación, el nivel de educación, el ingreso, y la región de residencia, pero también algunas de índole institucional como el tipo de seguro de salud, o la calidad del servicio y demás factores de promoción y prevención, que están asociados a lo que se denomina demanda inducida por oferta.

La demanda inducida por oferta –también aplicable a la salud preventiva- se refiere a las relaciones de agencia entre médicos y pacientes, según la cual el paciente (principal) delega en el médico o proveedor del servicio (agente) la autoridad para tratamientos, medicamentos u otros servicios. Dado que el agente está mejor informado acerca de las decisiones apropiadas para mantener el stock de salud del principal, éste puede utilizar esa asimetría de información para inducir o racionar la demanda y así maximizar sus beneficios, quizá de manera no Pareto-eficiente. Sin embargo, otros aspectos que inducen la demanda por servicios médicos preventivos, o en su defecto pueden desincentivarla, son la calidad en el servicio, el acceso efectivo a la información sobre campañas de promoción o prevención de enfermedades, o las experiencias pasadas con el servicio ya sea las propias o las de pares cercanos.

En consecuencia, se esperaría que el médico, proveedor o asegurador de servicios de salud, tenga como objetivo la maximización de sus ganancias (monetarias o no monetarias) y, por una lado, brinde mucha información en salud para inducir una mayor demanda por los servicios médicos preventivos, o por el contrario, tenga incentivos para disminuir la afluencia a estos a fin de eludir tratamientos preventivos cubiertos por el seguro o servicio pagado, o quiera ahorrar tiempo en la ejecución de los exámenes sistemáticos.

Para efectos del presente análisis, las variables individuales, socioeconómicas y de inducción por oferta que determinan la demanda por cuidados preventivos están divididas en los siguientes grupos:

2.1 VARIABLES INDIVIDUALES

De acuerdo con Sindelar (1982), ser mujer condiciona una mayor demanda de servicios médicos, entre otras cosas porque su rol tradicional en el hogar –latente en la sociedad actual- permite u obliga a una mayor especialización en cuidados de salud (por ejemplo: la nutrición). Esto además condiciona que su oferta de trabajo sea más reducida y, por ende, el costo de oportunidad de su tiempo sea más reducido, haciendo más bajo el costo de sus cuidados médicos.

En suma, se admite que la especialización femenina en servicios médicos en el hogar puede generar economías de escala en la producción de salud familiar e inclusive su demanda por servicios de salud puede ser más efectiva que la de los hombres en prevenir eventos mortales, pues sus hábitos son menos riesgosos. En otras palabras, los hombres sufren con mayor frecuencia de pérdidas de salud severas asociadas a sus costumbres más violentas y excesivas en el consumo de alcohol y tabaco, por ejemplo.

Con respecto a la edad, Kenkel (1994) distingue dos efectos sobre la demanda de servicios médicos preventivos. El primero es el efecto riesgo-salud, según el cual al aumentar la edad se aumenta el riesgo de sufrir enfermedades que podrían prevenirse, lo que eleva la demanda de cuidados preventivos. El segundo es el efecto ciclo de vida, el cual indica todo lo contrario, es decir, que en vez de aumentar con la edad la demanda de salud preventiva, disminuye porque los retornos por invertir en contrarrestar la natural depreciación del capital de salud son disfrutables durante menos tiempo. De esta manera, el dominio de un efecto revelará los incentivos de los individuos para su consumo de cuidados médicos preventivos.

Otra variable importante en la demanda de servicios de salud es la educación. Por ejemplo Grossman (1972) y Kapur et. (2004) afirman que las personas con una mayor educación son más eficientes en la producción de bienes de salud, entre otras cosas porque son más hábiles para diseñar conjuntos de bienes y servicios (insumos) para esta labor, lo que repercute en unos costos de producción y reposición inferiores. Además de esto, su mayor productividad les permite una mayor posibilidad de acumular capital en salud, a lo que

contribuye su mayor comprensión de la información sobre los servicios más complejos como los de los especialistas.

De la misma forma, Ruhm (2004) estudia los efectos la ocupación en la demanda de salud. Para él, desde una visión macroeconómica, existe un *trade-off* entre salud y el grado de ocupación de una sociedad. En ese sentido, la salud sería contra-cíclica, por ejemplo, si el auge se da en sectores como los de la construcción y la industria, el consecuente aumento en la ocupación incrementará las tasas de accidentalidad; igualmente sucede con la mortalidad por accidentalidad vial ligada al consumo de alcohol.

Los auges económicos también producen presiones sobre los trabajadores cuyos empleos impliquen más riesgo, esfuerzo físico o responsabilidades, lo que trastorna el disfrute del ocio –horas extras, dificultad para dormir, riesgo de lesión, hábitos alimenticios- haciéndolo más costoso.

Este incremento en el costo del ocio –que también puede deberse al incremento en los salarios reales que se puede dar en los auges- eleva el costo de oportunidad del tiempo que se puede dedicar a las actividades de reposición o mantenimiento de la salud. De modo que ocupaciones con un mayor costo de oportunidad –o precio sombra del capital de salud- reducirían la demanda de cuidados médicos –incluidos los preventivos-, mientras que otras menos remuneradas –como las de los individuos no vinculados al mercado laboral- podrían estar asociadas a una mayor demanda. En síntesis, los individuos cuya valoración del ocio es más elevada podrían tener un acervo de salud más propenso a sufrir dolencias, cuestión a la que contribuye su menor dedicación a actividades productoras de salud, en especial las preventivas.

Por último, la pobreza -o al menos reconocerse un sujeto que la sufre- parece tener influencia negativa sobre la demanda de acervos sostenibles de salud. Banerjee y Duflo (2011) advierten que a pesar de que existen estrategias preventivas muy económicas la gente pobre no las demanda, entre otras cosas porque adolecen en mayor medida de información perfecta acerca de sus ventajas y terminan por combinar creencias y fe, lo que

en algunos casos les ha funcionado consuetudinariamente, tanto a ellos como a sus pares más cercanos.

También contribuye a esta menor demanda la ineficiencia de los proveedores de servicios, que en el caso de los pobres son casi siempre públicos, llevando a la infrautilización de vacunas o pruebas prenatales, por ejemplo. Según estos autores, la gratuidad o bajo precio de los servicios provistos a los pobres pueden hacer que ellos los juzguen como de baja calidad; visto de otra manera, admiten que hay un efecto “costo hundido psicológico”, según el cual la gente es más propensa a consumir los bienes y servicios por los que ha hecho un mayor pago.

2.2 VARIABLES DE ASEGURAMIENTO E INDUCCIÓN POR OFERTA

Dado el carácter de bien preferente que tiene la salud, su aseguramiento puede ser privado o público. En el primer caso, regularmente subsidiado, de manera parcial o total por el Estado dependiendo gradualmente de la cobertura, por ejemplo, de criterios de progresividad en el ingreso o la calidad de vida. En el segundo caso, la cobertura tiene como actores al usuario (generalmente un empleado y su familia), su empleador y a la entidad que lo asegura (aunque existen firmas que hacen esta función).

En ambos casos, sabiendo que los servicios médicos preventivos son menos costosos que los curativos y que su uso continuo reduce los efectos económicos de los *shocks* negativos que producen las enfermedades -o inclusive la posibilidad de que estas ocurran-, lo que se esperaría desde un punto de vista óptimo-paretiano es que quienes asumen los mayores costos del aseguramiento –casi siempre empleador y asegurador- promuevan la demanda de este tipo de cuidados, incluyendo la seguridad en el sitio de trabajo. En otras palabras, y como lo menciona Phelps (1978), sería racional que los aseguradores apliquen políticas que induzcan en los asegurados conductas de producción intensivas en procesos médicos preventivos.

Es claro que un trabajador que consume servicios preventivos puede tener un mejor rendimiento de su stock de salud, además de tener una mayor utilidad propia, aminorando

perturbaciones en la productividad o producción que le compra el empleador, generándole tanto a él como al asegurador ahorros futuros en gastos curativos compartidos.

En este sentido, otra cosa que se esperaría, desde el punto de vista social, es que el asegurador –que también puede ser el Estado- ofrezca suficiente información sobre los beneficios de las conductas preventivas en salud –por ejemplo los exámenes de diagnóstico o la nutrición balanceada-, lo cual aumentaría la demanda de este tipo de servicios. Un efecto similar tendría la disminución de los precios de los procesos preventivos tanto en términos monetarios como no monetarios (ahorro de tiempo).

En cuanto a dichos precios, Acton (1975) afirma que los servicios médicos mayormente subsidiados o gratuitos –en la mayoría de los casos cuando el asegurador es el Estado- tienen una demanda más elástica a variaciones en los precios que aquellos que no son gratuitos –con aseguradores privados-, lo que se puede atribuir a que el tiempo es una parte más grande del precio sombra total de una unidad de servicio subvencionado si se le compara con el no subvencionado. Los ahorros en los costos en tiempo pueden darse con ampliaciones en la cobertura de los seguros, con una mayor disponibilidad de servicios, o con una mejoría en la calidad de la prestación de los mismos.

Teniendo en cuenta esto y sabiendo que, en la mayoría de los casos, los planes de aseguramiento no subsidiados son superiores a los subsidiados en cobertura y disponibilidad de servicios, es apenas plausible esperar que los usuarios de estos tengan una mayor demanda de servicios de salud, tanto preventivos como curativos. Por una vía similar, la calidad del servicio puede incentivar o disuadir la demanda por cuidados médicos; por ejemplo, tendría un efecto positivo la aplicación por parte del asegurador de métodos de ahorro tiempo en la realización de exámenes o en los procesos administrativos previos a ellos.

Caso contrario, sería el del efecto de las malas experiencias en el uso de los servicios tanto para los usuarios como para los que hacen parte de su “vecindario cognitivo” y grupo social más cercano. Ray (2002) afirma que los grupos sociales son repositorios y transmisores de

información que puede tener un alto grado de credibilidad e inducir comportamientos –en nuestro caso demandas- en cada miembro del grupo, siendo clave la experiencia compartida por los pares, en especial los más cercanos como la familia. El efecto grupal podría manifestarse de varias formas: generando expectativas positivas, si es el caso, o negativas acerca del uso de los servicios –cambiando las preferencias y disposición de demanda- o incrementando el uso de bienes y servicios sustitutos, ya sea que en algunas sociedades estos aún hacen parte fundamental del cuidado médico. Un ejemplo notable es la auto-receta, o el uso de servicios médicos tradicionales no certificados.

Una “señal” de mala calidad del servicio, transmitida en grupos sociales como los descritos por Ray, puede ser resultado de las asimetrías de información propias del mercado; recuérdese que asegurador (y médico) y usuarios pueden tener intereses para ocultar información – e incurrir en conductas de riesgo moral-. Esto explica los hallazgos de Kapur et al. (2004) y Kenkel (1990), según los cuales las personas con logros educativos más altos (y por ende mejor informadas) no solo usan más los servicios médicos porque pueden tener una mejor comprensión de los beneficios de estos, sino también porque los médicos probablemente los traten diferenciadamente porque creen que son más capaces de someterse a complejos regímenes de tratamiento.

Sin embargo, una vez se incurre en la demanda, los aseguradores (y médico) tiene mayor información y capacidad de análisis acerca de las condiciones y diagnóstico de salud que los usuarios, lo que les da el poder según sean su conducta maximizadora de inducir o reducir la demanda del servicio.

Esta condición de imperfección de mercado puede tomar matices perversos y romper con cualquier orientación hacia el óptimo de Pareto. Por ejemplo, Hsieh Ch. y Lin S. (1997) afirman que la pobre información puede volverse una barrera de acceso al cuidado médico. Adicionalmente, comportamientos como la imposición de esquemas de productividad en el servicio sobre el personal proveedor de servicios (por ejemplo: citas médicas por hora) o la formulación de medicamentos genéricos son muestra de métodos de producción privada o

pública de salud que directa o indirectamente pueden tener efectos sobre la demanda del servicios, en especial el preventivo, pues su retornos son menos notables en el corto plazo.

2.3 VARIABLES DEL HOGAR

La presencia del padre o la madre en el hogar puede tener efectos sobre la demanda médica anticipada a las enfermedades de manera análoga a la condición de género. Como se anotó en la sección 2.1, la presencia del atributo “ser mujer” tiene un efecto positivo sobre el consumo bienes y servicios médico preventivos, entre otras cosas, porque las mujeres pueden originar economías de escala en la tecnología de producción familiar de salud, muy a diferencia de los hombres, en esta caso los padres, cuyo rol tradicional está -aun en muchas sociedades- dirigido a la provisión de ingreso.

En cuanto al ingreso del hogar por la teoría microeconómica un incremento en éste generará una elevación en los gastos médicos preventivos, siempre que este servicio se considere un bien normal. No obstante, debe recordarse que la prevención no solo se hace mediante los servicios médicos, sino por medio de otros consumos, como los de nutrientes –por ejemplo-; así, un mejor ingreso permitiría en teoría la sustitución de bienes y servicios menos saludables por otro más saludables y una mejoría en su consumo si se comprende la productividad marginal de estos en la producción y restitución del stock de salud.

Kapur, et. al., (2004) coinciden con lo anterior al afirmar que el status socio-económico puede afectar el uso de servicios médicos mediante la capacidad de compra, entre otras razones porque es plausible la relación directa entre ingreso y consumo de bienes y servicios preventivos de la salud. A escala macroeconómica esta conclusión tiene efectos perversos; de acuerdo con Deaton (1999), las brechas de ingreso entre los individuos podrían generar una relación cóncava no lineal entre salud e ingreso, la cual en el agregado de la economía indicaría que en promedio la salud está asociada negativamente con la escala de la desigualdad.

Esta condición puede intensificarse si se tiene en cuenta que los retornos mayores de la salud se pueden traducir en mayor bienestar y productividad marginal en el trabajo, es

decir, que también puede afirmarse que la salud está relacionada positivamente con el ingreso, lo que implica que los individuos con más bajos recursos tienen menores probabilidades de proveerse mejores bienes y servicios de salud. Esa misma conclusión puede aplicarse cuando el ingreso per cápita en el hogar es más bajo, a lo que contribuye que el número de personas que componen el hogar sea más grande.

Finalmente, la localización del hogar también puede tener efectos sobre el consumo de bienes y servicios de salud. Ya se ha mencionado que la disponibilidad de un conjunto de servicios puede afectar el precio sombra de una unidad de servicios de salud, afectando sobre todo el costo de los servicios que son subsidiados por el Estado. Un factor clave es la fricción que implican el tiempo y recorrido físico hacia las instalaciones prestadoras de salud, por lo que cuando los centros médicos están más alejados de los usuarios el costo monetario y en tiempo de demandar servicios de salud es más alto y posiblemente los incentivos a este tipo de consumo disminuyan.

Esta circunstancia afecta mucho más a los individuos que viven en las zonas rurales, por lo que resulta lógico esperar, en contraposición a vivir en zonas urbanas, que mejore la probabilidad de demandar bienes y servicios médicos preventivos y curativos. Esta conclusión se refuerza si se tiene en cuenta que son las ciudades las que concentran, por ejemplo, la mayor parte de los servicios médicos de diagnóstico especializados o reúnen una mayor cantidad de información complementaria a las conductas preventivas en salud.

Este razonamiento es extensible a la región de domicilio de la familia, las regiones con menos desarrollo socio-económico son casi siempre las que tienen una menor dotación de bienes públicos y privados útiles para la acumulación de stocks de salud positivos. Además se pueden caracterizar por un menor ingreso per cápita, mayores tasas de fecundidad - mayor número de miembros en el hogar-, más atraso educativo, lo que como se comentó preliminarmente afecta negativamente la demanda de cuidados médicos preventivos.

3. METODOLOGÍA

3.1 METODO EMPÍRICO

Mediante la estimación de modelos logit y probit para respuesta binaria y utilizando la Encuesta Nacional de Calidad de Vida del DANE para el año 2012, se busca hallar el efecto de la presencia de cada particularidad individual, medioambiental y de demanda inducida por oferta, en la probabilidad de que suceda el evento que evidencia la demanda por servicio médico preventivo, en el caso de esta investigación: “asistencia a consulta médica preventiva”³. En suma, se quiere observar la dirección en la que se mueve la probabilidad de ocurrencia del evento estudiado cuando cambian las variables explicativas.

Siguiendo a Kenkel (1990, 1994) y Wooldridge (2010), se parte de una variable dependiente limitada, y , que es binaria, i.e. toma los valores 1 (“asistió”), 0 (“si no asistió”). Se supone que y^* es una variable latente determinada por:

$$y^* = \beta_0 + \mathbb{X}'\boldsymbol{\beta} + e ;$$

donde, \mathbb{X} es el vector de variables observables socioeconómicas, individuales y de inducción por oferta que podrían tener un efecto sobre la probabilidad de que y tome uno u otro valor, lo cual sucederá dependiendo del comportamiento de la variable latente así:

$$y = \begin{cases} 1 & \text{si } y^* = \beta_0 + \mathbb{X}'\boldsymbol{\beta} + e > 0 \\ 0 & \text{si } y^* = \beta_0 + \mathbb{X}'\boldsymbol{\beta} + e \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

En cuyo caso, la dirección del efecto de un cambio en cada regresor del vector \mathbb{X} depende solo del signo del coeficiente estimado β_j que lo acompañe. Los valores positivos de cada $\beta_j \in \boldsymbol{\beta}$ implican que el crecimiento de la variable $x \in \mathbb{X}$ incrementará la probabilidad de

³La pregunta exacta es: “sin estar enfermo y por prevención consulta a médico, odontólogo o ambos por lo menos una vez al año o no”.

respuesta y los valores negativos implicarán lo contrario⁴. Asimismo, e se distribuye de acuerdo con una función acumulada que se puede especificar como una normal estándar –en cuyo caso el modelo se estima con especificaciones probit- o como una logística –en cuyo caso el modelo se estima con especificaciones logit-. En ambos casos, la estimación se hace usando el método de máxima verosimilitud. Hay que anotar que, en el caso de los modelos logit, una opción de interpretación aceptada es la de efecto en el cociente de las probabilidades (coeficiente exponencial), cuando los β_j estimados son cualitativos; la fórmula es simplemente: e^{β_j} .

3.2 DATOS Y VARIABLES EXPLICATIVAS

La base de datos cubrió 74.172 personas de las cuales 27.517 (casi un 37% de la muestra) personas respondieron “a ninguna” cuando se les preguntó si “sin estar enfermo(a) y por prevención consulta por lo menos una vez al año”, mientras que las restantes 46.665 personas, casi un 63% de la muestra, respondieron afirmativamente; de ellas, 25.033 (33,7%) asistieron al médico y al odontólogo, 17.566 (23,7%) solo asistieron al médico y 4.055 (5 y medio por ciento) indicaron haber asistido solo al odontólogo. Al calcular las frecuencias relativas para las variables explicativas usando solo el conjunto de personas de la muestra que efectivamente asistió a consulta médica preventiva, tanto en sus totales como a escala regional, se puede ver lo siguiente:

Tabla 1. Variables individuales.

Grupo	Variable	Definición	Atlántico (ATL)	Antioquia (XTN)	Central (CTR)	Pacífico (PCF)	Bogotá D.C. (BGA)	Antioquia (ATQ)	Valle (VLC)	Total
Sexo	(FEM)	"Ser mujer"	55,2%	56,1%	56,0%	57,2%	57,2%	57,6%	56,3%	56,4%
	Hombre	"Ser hombre"	44,8%	43,9%	44,0%	42,8%	42,8%	42,4%	43,7%	43,6%
Edad	(Age 1)	"Tener 0-11 años"	31,2%	25,9%	26,1%	27,6%	19,5%	24,9%	23,2%	25,8%
	(Age 2)	"12-25"	23,1%	22,9%	24,1%	24,8%	24,1%	24,1%	22,5%	23,6%
	(Age 3)	"26-39"	17,1%	17,6%	17,7%	18,1%	20,5%	17,5%	17,7%	17,9%
	(Age 4)	"40-64"	21,5%	25,0%	23,9%	21,2%	27,6%	24,9%	26,5%	24,2%
	(Age 5)	"65-99"	7,1%	8,6%	8,2%	8,4%	8,3%	8,5%	10,1%	8,5%
	(Age 6)	"Más de 99"	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

⁴Existen otras formas de interpretar los β_j estimados, por ejemplo, mediante efectos marginales, efectos marginales en la probabilidad del evento, o probabilidad proyectada. Sin embargo, por efectos de hacer lineal la lectura y ante la gran cantidad de modelos a estimar se prefiere la interpretación de los signos.

“Años aprobados” (EDU)	(O a 5)	(O a 5)	78,2%	77,1%	75,8%	81,7%	74,0%	77,1%	72,5%	76,7%
	(6 a 11)	(6 a 11)	21,6%	22,6%	24,0%	18,0%	25,8%	22,7%	27,3%	23,0%
	(+ de 11)	(Más de 11)	0,2%	0,2%	0,2%	0,3%	0,3%	0,3%	0,1%	0,2%
Ocupación	Ninguna	“No tener ninguna”	31,2%	25,9%	26,1%	27,6%	19,5%	24,9%	23,2%	25,8%
	(PEA)	“Pertenece a la PEA**”	29,2%	35,6%	31,8%	32,6%	45,2%	32,5%	32,4%	33,8%
	(DOM)	“Dedicarse a oficios del hogar”	22,7%	20,5%	23,5%	21,6%	14,9%	23,0%	24,1%	21,7%
	Otra	“Tener otra ocupación”	17,0%	18,1%	18,7%	18,2%	20,4%	19,5%	20,2%	18,7%
Pobreza (POB)	(POB)	“Considera que es pobre”	59,9%	45,6%	50,9%	61,9%	23,1%	50,2%	41,1%	48,4%
	No	No	40,1%	54,4%	49,1%	38,1%	76,9%	49,8%	58,9%	51,6%

Fuente: Cálculos propios con ECV 2012 del DANE.

* Población económicamente activa.

También es subrayable el hecho que –salvo Bogotá D.C.- en todas las regiones es superior la proporción de personas afiliadas a régimen subsidiado; igualmente, se observa que un gran conjunto de los encuestados no experimentó dolencias de salud en el mes previo al levantamiento de los datos y que en los hogares una gran cantidad de los mismos ni emitieron quejas sobre el servicio, ni recibieron información para la prevención de salud por parte de los entes territoriales.

Tabla 2. Variables de aseguramiento e inducción por oferta

Grupo	Variable	Definición	Atlántico (ATL)	Ant_r_nales (XTN)	Central (CTR)	Pacífico (PCF)	Bogotá D.C. (BGA)	Antioquia (ATQ)	Valle (VLC)	Total
Régimen Salud	(CONT)	Contributivo	26,77%	39,28%	31,79%	18,83%	71,70%	40,37%	46,19%	37,79%
	(ESPE)	Especial	2,15%	3,38%	3,00%	3,18%	2,77%	2,34%	2,27%	2,77%
	(SUBS)	Subsidiado	64,34%	51,69%	60,17%	74,48%	19,18%	52,91%	44,29%	53,86%
	(NIN)	Ninguno	6,73%	5,65%	5,05%	3,51%	6,36%	4,38%	7,25%	5,58%
Por problema de salud* en los últimos 30 días	DIS	“Uso ser. médicos”	9,29%	6,97%	9,56%	12,58%	8,76%	9,09%	11,85%	9,64%
	No	“Otros servicios”	2,24%	1,60%	2,59%	2,70%	1,31%	1,03%	1,44%	1,88%
	Nada	“Nada”	0,15%	0,16%	0,36%	0,28%	0,38%	0,10%	0,25%	0,23%
	No tuvo problema	“No”	88,32%	91,27%	87,48%	84,43%	89,55%	89,79%	86,46%	88,24%
Quejas servicios de salud**	(QIS)	“Alguien del hogar se ha quejado”	2,91%	4,26%	5,17%	3,90%	8,62%	3,08%	3,81%	4,39%
	No	No	97,09%	95,74%	94,83%	96,10%	91,38%	96,92%	96,19%	95,61%
Información de promoción y prevención salud°	No	No conoce	63,91%	68,42%	66,96%	61,26%	74,47%	65,25%	55,65%	64,88%
	(PRM)	Si	36,09%	31,58%	33,04%	38,74%	25,53%	34,75%	44,35%	35,12%

Fuente: Cálculos propios con ECV 2012 del DANE.

*Enfermedad, accidente, problema odontológico o algún otro problema de salud que no haya implicado hospitalización.

**En los últimos doce meses: ¿ha puesto usted o algún miembro de su hogar una queja o reclamo por inconformidad con el servicio de salud prestado?

°¿Usted o algún miembro del hogar saben si la secretaría o el municipio en el que habitan ha realizado acciones de promoción de la salud y prevención de la enfermedad?

Con relación a los hogares, es superior el porcentaje de estos que goza de la presencia de la madre frente a los que goza de la presencia del padre, situación que se reitera en todas las regiones. Por otro lado, el hogar-modos en casi todas las regiones –salvo Atlántico y Pacífico– está compuesto por cuatro personas. Finalmente la gran mayoría de los hogares muestreados en todas las regiones –salvo en Bogotá D.C.– tiene ingresos que no superan los dos salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV). Este resultado resulta consistente con el referenciado previamente en lo que respecta al tipo de aseguramiento o afiliación en salud.

Tablas 3. Variables de hogar.

Grupo	Definición	Atlántico (ATL)	Ant_terr_Nales (XTN)	Central (CTR)	Pacífico (PCF)	Bogotá D.C. (BGA)	Antioquia (ATQ)	Valle (VLC)	Total
“Vivir con el padre en el hogar” (PPA)	Si	33,84%	29,69%	29,44%	30,16%	27,54%	28,31%	25,91%	29,41%
	No	66,16%	70,31%	70,56%	69,84%	72,46%	71,69%	74,09%	70,59%
“Vivir con madre en el hogar” (PMA)	Si	49,28%	45,15%	47,20%	48,74%	44,46%	45,81%	43,94%	46,41%
	No	50,72%	54,85%	52,80%	51,26%	55,54%	54,19%	56,06%	53,59%
No. Personas Hogar(NPH)	1	2,09%	4,62%	3,46%	4,03%	3,65%	3,26%	4,57%	3,74%
	2	7,26%	12,65%	10,84%	11,56%	13,03%	12,38%	12,04%	11,35%
	3	15,52%	19,52%	21,90%	19,08%	23,34%	19,79%	22,49%	20,07%
	4	22,61%	26,59%	24,61%	23,01%	27,90%	23,26%	25,82%	24,84%
	5	20,47%	18,75%	17,35%	15,97%	17,99%	17,15%	16,10%	17,75%
	6 a 10	29,87%	17,13%	21,16%	24,74%	12,88%	23,12%	17,45%	20,98%
	Más de 10	2,18%	0,75%	0,67%	1,61%	1,20%	1,05%	1,53%	1,27%
Ingresos Hogar (IHO)	0-1 SMMLV	28,36%	24,69%	31,65%	46,94%	8,28%	28,47%	27,02%	28,58%
	1-2 SMMLV	34,65%	30,22%	33,42%	25,48%	18,59%	32,27%	33,97%	30,25%
	2-3 SMMLV	16,45%	19,18%	17,38%	13,32%	20,95%	17,97%	18,38%	17,59%
	3-4 SMMLV	6,11%	7,34%	5,49%	4,36%	11,68%	6,07%	7,23%	6,74%
	4-5 SMMLV	3,98%	5,68%	3,97%	2,79%	10,37%	4,01%	4,64%	4,90%
	5-6 SMMLV	2,88%	3,80%	2,52%	2,24%	7,07%	3,06%	3,68%	3,48%
	+6 SMMLV	7,58%	9,09%	5,57%	4,87%	23,06%	8,16%	5,07%	8,46%

Fuente: Cálculos propios con ECV 2012 del DANE.

4. ANALISIS DE RESULTADOS

La tabla 4 reporta los resultados para los modelos (1) a (6) solo con variables socioeconómicas individuales, divididas en grupos para seguir el orden propuesto en la sección teórica; por otro lado, la tabla 5 muestra las estimaciones para los modelos (7) a (12) incluyendo las variables de inducción por oferta, pero excluyendo las de

aseguramiento para evitar problemas de correlación. Debe anotarse que el primer grupo de estimaciones es más robusto porque la presencia de los sucesos con los que se pretendió estimar el efecto de las variables de inducción por oferta es más reducido limitando el número de observaciones; esto pudo implicar que en la Tabla 4 sola la variable CTR ("Vivir en la región Central") fuera no significativa estadísticamente en la regresión (6), mientras que en la Tabla 5, todas las regresiones estimadas tuvieron variables explicativas no significativas estadísticamente. No obstante, se presentan los resultados de ambos grupos de modelos a fin de cumplir los objetivos de la investigación, pero se advierte que no son en absoluto comparables.

4.1. RESULTADOS VARIABLES INDIVIDUALES

En todas las estimaciones que incluyeron la variable "Ser mujer" hay evidencia para no rechazar las predicciones de Sindelar (1982). En otras palabras, esta condición en Colombia aumentaría la probabilidad de hacer uso de servicios médicos preventivos.

Con relación a la edad, es altamente probable que su efecto sobre probabilidad de hacer uso de servicios preventivos de salud sea negativo; sin embargo, este resultado varía de acuerdo con el rango de edad, dado que las estimaciones son logit, y técnicamente se puede hacer inferencia con los valores de los coeficientes estimados, si se puede notar que en todos los modelos estimados van aumentando (siendo menos negativos) en la medida que el rango es más alto (más vejez), salvo alguna inflexión en el rango de 40 a 64 años ("AGE 4"). Este resultado sería consistente con un efecto riesgo-salud como el propuesto por Kenkel (1994), revelando que envejecer aumenta –al menos en términos absolutos- la probabilidad de demandar cuidados médicos preventivos.

En consonancia con lo predicho por Grossman (1972), Kapur et al. (2004) y Kenkel (1990), las estimaciones demuestran con una alta probabilidad que cada año adicional aprobado de educación tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de asistir a servicios de salud preventivos. Un mejor acceso y comprensión de la información de salud en cuanto a sus desventajas y ventajas serían explicaciones plausibles para este resultado.

En cuanto a la ocupación, las estimaciones sugieren que tanto estar dedicado a las labores del hogar (“DOM”) como estar ocupado (“PEA”) son atributos que afectan negativamente la demanda de cuidados médicos preventivos.

Por otro lado, no deja de ser llamativo el resultado para la variable “DOM”, pues indica que también hay un importante valoración para el tiempo dedicado a los oficios del hogar, suficientemente significativo como para contrarrestar la eventualidad de asistir al servicio médico sin estar enfermo; probablemente las personas pertenecientes a este segmento de la población hallen racional reducir su actividades preventivas de salud propias para proveerlas a otros miembros del hogar en forma de cuidados más directos como la alimentación.

Finalmente, “Considerarse pobre” también resultó significativo en la explicación de la ocurrencia de los eventos de cuidado preventivo de salud analizados en esta investigación. En todas las regresiones, su valor fue negativo, lo que coincide con las conclusiones de Banerjee y Duflo (2011). En esta situación, emergen varias condiciones propias de la sociedad colombiana, por ejemplo, está el hecho de que el aseguramiento para la mayoría de los más pobres es subsidiado, lo que se relaciona fuertemente con una percepción de menos calidad y por ende, menor disposición a incurrir en otros costos como el tiempo y el transporte. Adicionalmente, aún persiste creencias idiosincrásicas en la efectividad de otros métodos o tratamientos alternativos (casi todos curativos), que terminan por ser sustitutos imperfectos del cuidado médico preventivo.

Para concluir la sección, resulta conveniente comentar que las variables ya analizadas siguieron siendo significativas estadísticamente en la explicación de los modelos a pesar de la inclusión de *dummies* de localización, inducción por oferta, o aseguramiento en salud, lo que podría reiterar su alta significancia en la explicación del modelo.

Tabla 4. Estimaciones con variables de demanda:
Variable dependiente: "Probabilidad de asistencia a consulta médica preventiva"

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
	C	1,116461 (0.022234)	1,084491 (0.029633)	0.538371 (0.018768)	0.484096 (0.026256)	1,684037 (0.067463)	1,686854 (0.071322)
Individuales	FEM	"Ser mujer" (0.017530)	0.562102 (0.017796)	0.531819 (0.017796)		0.529496 (0.018811)	0.515107 (0.019024)
	AGE2	"Tener 12 a 25 años" (0.026765)	-0.626678 (0.027063)	-0.664230 (0.027063)		-0.663209 (0.028926)	-0.681849 (0.029154)
	AGE3	"Tener 26 a 39 años" (0.034925)	-0.480762 (0.035335)	-0.530998 (0.035335)		-0.581338 (0.039438)	-0.598920 (0.039755)
	AGE4	"Tener 40 a 64 años" (0.033281)	-0.471676 (0.033699)	-0.529268 (0.033699)		-0.602069 (0.038992)	-0.617669 (0.039301)
	AGE5	"Tener 65 a 99 años" (0.038023)	-0.220056 (0.038467)	-0.285869 (0.038467)		-0.363087 (0.044143)	-0.390188 (0.044489)
	EDU	"Años aprobados" (0.002506)	0.018066 (0.002557)	0.012381 (0.002557)		0.014864 (0.002694)	0.011992 (0.002736)
	PEA	"Pertener a la PEA" (0.027995)	-0.495115 (0.028424)	-0.486650 (0.028424)		-0.466233 (0.030389)	-0.462029 (0.030752)
	DOM	"Dedicarse a oficios del hogar" (0.030617)	-0.402108 (0.031136)	-0.307913 (0.031136)		-0.248385 (0.033178)	-0.207752 (0.033599)
	POB	"Considerarse pobre" (0.015841)	-0.456269 (0.016551)	-0.320602 (0.016551)		-0.245743 (0.017873)	-0.190615 (0.018232)
	Seguridad salud	SUBS	"Estar afiliado a régimen subsidiado" (0.059585)				-0.598682 (0.059585)
CONT		"Estar afiliado a régimen contributivo" (0.059501)				-0.164071 (0.059501)	-0.187185 (0.060073)
PMA		"Vivir con madre en el hogar" (0.019788)		0.386393 (0.019788)	0.354226 (0.020073)	0.161323 (0.025791)	0.139097 (0.026077)
Hogar	PPH	"Vivir con el padre en el hogar" (0.021803)		0.047095 (0.021803)	0.094981 (0.022171)	-0.042724 (0.024573)	-0.016208 (0.024939)
	NPH	"Número personas hogar" (0.003823)		-0.075057 (0.003823)	-0.056042 (0.003905)	-0.052608 (0.004282)	-0.043606 (0.004338)
	IHO	"Ingresos hogar" (5.10E-09)		1.07E-07 (5.10E-09)	5.73E-08 (4.94E-09)	6.19E-08 (5.54E-09)	3.87E-08 (5.40E-09)
	URB	"Habitar en zona urbana" (0.016864)	0.287586 (0.016864)		0.298312 (0.016471)		0.181116 (0.018495)
	ATL	"Vivir en la región Atlántica" (0.026714)	-0.354686 (0.026714)		-0.312475 (0.026220)		-0.250787 (0.028966)
Localización	CTR	"Vivir en la región Central" (0.028296)	0.038904 (0.028296)		0.049659 (0.027728)		0.024460* (0.030033)
	PCF	"Vivir en la región Pacífica" (0.026998)	-0.274139 (0.026998)		-0.254994 (0.026440)		-0.208158 (0.028798)
	BGA	"Vivir en la región Bogotá" (0.039163)	0.622938 (0.039163)		0.570010 (0.038766)		0.555495 (0.043143)
	ATQ	"Vivir en la región Antioquia" (0.027997)	-0.562430 (0.027997)		-0.518448 (0.027409)		-0.605870 (0.029565)
	VLC	"Vivir en la región Valle" (0.027529)	-0.170082 (0.027529)		-0.119845 (0.026974)		-0.174995 (0.029657)
	McFadden R-squared	0.041740	0.059214	0.013259	0.029234	0.054086	0.066642
	Total obs	74172	74172	74172	74172	67711	67711

* Variable no significativa estadísticamente.

** Variable significativa estadísticamente al 90%.

Errores estándar entre paréntesis. Todas las estimaciones son Logit (escogido por tener menor valor en Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn).

4.2. RESULTADOS DE VARIABLES DE ASEGURAMIENTO E INDUCCIÓN POR OFERTA

En referencia a las modalidades de aseguramiento, los modelos (5) y (6) -que no incluyen e incluyen efectos de localización y región, respectivamente- muestran que la probabilidad de asistir a consulta médica preventiva está afectada negativamente por la pertenencia a cualquiera de los regímenes. No obstante, el parámetro estimado para el régimen subsidiado es más negativo, lo cual haría que el resultado fuera congruente con las predicciones de Banerjee y Duflo (2011), con relación al “costo hundido psicológico”, y con Acton (1975) en cuanto a que el uso de servicios de este tipo de régimen estatal es más elástico a cambios en su precio. Sin embargo, viendo exclusivamente al signo, las estimaciones van en contravía de lo comentado por Phelps (1978), puesto que revelarían que los aseguradores, incluso los privados, estarían fallando en la aplicación de políticas que incentiven en sus usuarios la práctica de cuidados médicos preventivos. Aunque buena parte de la responsabilidad recae en las elecciones de los asegurados, es claro que este resultado denota una ineficiencia preocupante tanto de estos como de parte de los aseguradores (sumando Estado y empleadores), pues se estarían perdiendo los ya comentados beneficios netos sociales de los stocks robustos de salud.

Este resultado también puede revelar los efectos contra la demanda preventiva de los métodos públicos y privados de prestación de servicio que atentan contra la calidad del servicio tal como la perciben los usuarios: en el caso colombiano, los excesivos trámites (“autorizaciones”) previos a los exámenes de diagnóstico, la entrega de recetas con medicamentos de menor efectividad, o los tiempos limitados para las citas médicas, sin contar la atención en situaciones de urgencia. En ese sentido, el resultado permitiría catalogar al tipo de aseguramiento como una variable de inducción por oferta, pues los atributos de la oferta terminan por inducir –o en el caso colombiano todo lo contrario- las conductas de salud que están bajo estudio.

Por otro lado, al incluir como controles tanto a las variables de inducción por oferta como a las otras modeladas previamente, y recordando que las estimaciones no son comparables con las anteriores, (ver tabla 5, regresiones (7) a (12)), se puede notar varias situaciones. En

el caso de la variable DIS (“Estar dispuesto a asistir a servicios de salud”), resultó significativa con una alta probabilidad, en la explicación del modelo de consumo de salud preventiva; su efecto es, como se esperaba, positivo. Esta derivación muestra que, aunque persista la aceptación de estrategias de protección de la salud no certificadas o alternativas, una vez se ha optado por utilizar servicios médicos certificados ante alguna dolencia previa las personas retoman esa elección si desean asumir una conducta preventiva de salud; quizá influya notablemente en este comportamiento la experiencia en el servicio recibido previamente.

Por otra parte, los resultados son aparentemente contradictorios si se observa el parámetro estimado de la variable QIS, que actúa como *proxy* de la calidad del servicio; en ese sentido, el hecho que las personas se hayan quejado en el último año de sus servicios de salud aumenta la probabilidad que demanden servicios médicos.

En cuanto a la variable PRM, que pretendía medir el efecto del conocimiento de las campañas de promoción y prevención en salud producidas por las secretarías de salud sobre la demanda de cuidados médicos preventivos, ésta resultó no significativa estadísticamente en todos los modelos con variables de inducción por oferta.

Tabla 5. Estimaciones con variables de demanda inducida:
Variable dependiente: “Probabilidad de asistencia a consulta médica preventiva”

		(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
		Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
C		0.732498 (0.088911)	0.453834 (0.109654)	0.001954* (0.073891)	-0.295263 (0.093909)	0.761863 (0.126044)	0.512686 (0.139926)
Oferta inducida	DIS	"Estar dispuesto a asistir a servicios de salud" 0.975135 (0.056617)	0.946390 (0.057708)	1,038095 (0.055512)	0.999455 (0.056577)	0.969833 (0.056830)	0.946486 (0.057832)
	QIS	"Haberse quejado por servicio salud último año" 0.471807 (0.112044)	0.360038 (0.113652)	0.483751 (0.111029)	0.378045 (0.112583)	0.459341 (0.112475)	0.361577 (0.113846)
	PRM	"Conocer de campañas prom. y prev. de secretarías" 0.069109* (0.051677)	0.113380 (0.052410)	0.076168* (0.051115)	0.116079 (0.051766)	0.085115* (0.051934)	0.122094 (0.052576)
Individuales	FEM	"Ser mujer" 0.423832 (0.057814)	0.366766 (0.058723)			0.410874 (0.058041)	0.361535 (0.058844)
	AGE2	"Tener 12 a 25 años" -0.812836 (0.095455)	-0.856463 (0.096474)			-0.804112 (0.097302)	-0.848367 (0.098274)
	AGE3	"Tener 26 a 39 años" -0.639841 (0.113720)	-0.687955 (0.114646)			-0.584156 (0.123703)	-0.643602 (0.124787)
	AGE4	"Tener 40 a 64 años" -0.700321 (0.104935)	-0.739526 (0.105815)			-0.649052 (0.120728)	-0.701134 (0.121807)
	AGE5	"Tener 65 a 99 años" -0.563941	-0.631829			-0.520091	-0.604018

Hogar	EDU	"Años aprobados"	(0.108366) 0.025503 (0.007968)	(0.109490) 0.020370 (0.008137)		(0.127587) 0.026321 (0.008002)	(0.128976) 0.021282 (0.008161)	
	PEA	"Pertener a la PEA"	-0.431586 (0.082895)	-0.437236 (0.083756)		-0.448224 (0.083750)	-0.448560 (0.084565)	
	DOM	"Dedicarse a oficios del hogar"	-0.334942 (0.089952)	-0.250393 (0.091126)		-0.291361 (0.090998)	-0.227097 (0.092070)	
	POB	"Considerarse pobre"	-0.327020 (0.052581)	-0.203296 (0.054817)		-0.263203 (0.054641)	-0.171526 (0.056121)	
	PMA	"Vivir con la madre en el hogar"			0.531963 (0.068340)	0.482176 (0.069301)	0.262743 (0.085176)	0.191043 (0.086370)
	PPH	"Vivir con el padre en el hogar"			-0.065795* (0.078123)	0.005912* (0.079285)	-0.178424 (0.081611)	-0.124390* (0.082753)
	NPH	"Número personas en el hogar"			-0.058248 (0.012833)	-0.044595 (0.013114)	-0.054433 (0.013233)	-0.044697 (0.013500)
	IHO	"Ingresos del hogar"			5.65E-08 (1.56E-08)	2.31E-08** (1.39E-08)	5.56E-08 (1.64E-08)	3.26E-08 (1.57E-08)
	URB	"Habitar en zona urbana"		0.287469 (0.055004)		0.308523 (0.053622)		0.262505 (0.055745)
	Localización	ATL	"Vivir en la región Atlántica"		-0.257856 (0.087188)		-0.225303 (0.085920)	-0.225509 (0.087879)
CTR		"Vivir en la región Central"		0.222023 (0.091080)		0.230754 (0.089936)	0.226482 (0.091276)	
PCF		"Vivir en la región Pacífica"		0.262235 (0.087475)		0.246161 (0.086178)	0.281222 (0.087866)	
BGA		"Vivir en la región Bogotá"		0.866236 (0.138257)		0.817514 (0.137278)	0.841700 (0.138913)	
ATQ		"Vivir en la región Antioquia"		-0.013917* (0.104262)		0.024162* (0.102832)	-0.000282* (0.104493)	
VLC		"Vivir en la región Valle"		0.214473 (0.091400)		0.227714 (0.090046)	0.224191 (0.091586)	
		McFadden R-squared	0.070402	0.084541	0.049593	0.063436	0.074110	0.086490
	Total obs	7889	7889	7889	7889	7889	7889	

* Variable no significativa estadísticamente.

** Variable significativa estadísticamente al 90%

Todas las estimaciones son logit (Escogido por tener menor valor en Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn).

Se omitieron las variables explicativas de seguridad en salud porque están correlacionadas con la de oferta inducida.

La secuela de la carencia en la difusión de estas informaciones puede ser muy negativa como lo manifestaron Hsieh Ch. y Lin S. (1997), pues erige barreras a la demanda de salud, más altas sobre quienes son cubiertos por el régimen subsidiado, en Colombia los más pobres.

4.3. RESULTADOS VARIABLES DEL HOGAR

Con relación a las variables del hogar, en consonancia con las conclusiones del apartado anterior, la presencia de la madre en el hogar aumentaría la probabilidad de demandar cuidados preventivos; se refuerza la idea que las mujeres generan economías de escala en la producción de stocks resistentes de salud y tiene mayor conocimiento acerca de la importancia de estos.

En el caso colombiano, este comportamiento es consistente con el valor negativo del coeficiente estimado para PPH (“presencia del padre en el hogar”) en los modelos (5) y (6) que son los más completos ya que incluyen los efectos de los tipos de aseguramiento. Este resultado también se fundamenta en el hecho de que en casi el 71% de los encuestados, cuando hay 74.172 (ver tabla 3), el padre no vive en su hogar, cifra que restando el porcentaje de personas en cuyo hogar el padre falleció alcanza el 40,69%. Visto de otra forma, casi el 41% de los encuestados con padre vivo no cuenta con éste en el hogar para que incentive comportamientos de prevención de la salud.

Lo anterior contrasta al incluir las variables de demanda inducida por oferta, la variable PPH deja de ser significativa estadísticamente en la explicación del modelo, lo que difiere con el llamativo resultado de las estimaciones (3) y (4) en las cuales aun con un valor cercano a cero la presencia del padre en el hogar es significativa y positiva, lo que se puede atribuir a que en estos modelos no se tienen en cuenta tanto las variables individuales como las de aseguramiento, que como ya se ha mostrado son muy importantes en la estructura de los modelos.

En lo referente al ingreso, no se puede rechazar la hipótesis que es significativo en la explicación de la demanda de cuidado de salud preventivo: como era de esperarse, las estimaciones logit demuestran que esa conclusión es altamente probable. Esto concuerda con las afirmaciones de Kapur, et. al., (2004), en cuanto que en Colombia un mayor ingreso condiciona mayor demanda de bienes y servicios que previenen las dolencias, lo que se relaciona tanto con la posibilidad de comprar un mejor seguro de salud y tener unas menores pérdidas de productividad en el trabajo y en consecuencia, mayor utilidad.

Aun cuando los resultados anteriores constituyen evidencia en favor de lo propuesto por Deaton (1999), se requeriría una investigación más profunda para demostrar que, en el caso colombiano, existe una asociación negativa entre stocks positivos de salud y desigualdad.

Un complemento a las motivaciones de esa posible profundización lo constituyen las estimaciones para la variable NPH (“número de personas en el hogar), pues en todas las estimaciones -en las que fue incluida- ésta fue negativa y significativa estadísticamente, revelando que vivir en hogares con más personas (en los que viven los pobres en términos del índice de Necesidades Básicas Insatisfechas del DANE en su dimensión de hacinamiento) reduce la probabilidad de consumir servicios médicos preventivos.

4.4. RESULTADOS VARIABLES DE LOCALIZACIÓN

Finalmente, se examinan los modelos que incluyeron las dimensiones de localización urbana y regional. En el primer caso, se puede anotar que la variable URB fue significativa estadísticamente y su signo fue positivo, lo que indica que vivir en este tipo de zonas aumenta los consumos de servicios preventivos de salud, con una alta probabilidad. Esta derivación es apenas normal y más en el caso nacional en el que la mayor parte de la población vive en los cascos urbanos en los cuales está concentrada la mayor parte de los equipamientos físicos e instalaciones privadas y públicas de salud, incluyendo las sedes de las aseguradoras y el personal que presta el servicio, eso sin contar la información disponible acerca de los retornos positivos de las conductas intensivas en la prevención de enfermedades.

En lo que atañe a la región los resultados son un poco más disímiles. La inclusión de las variables BOG para la capital del país marca diferencias fundamentales. En los seis modelos en los que fue incluida fue significativa estadísticamente y positiva, mostrando un efecto positivo sobre la ocurrencia de consultas médicas preventivas en los individuos. Bogotá es la región con mejores condiciones socio-económicas del País⁵; adicionalmente, la

⁵Los resultados de 2013 del Índice Departamental de Competitividad calculado por el Consejo Privado de Competitividad revelaron el liderato de Bogotá, seguido de Antioquia, Santander, Caldas y Boyacá. Conviene comentar que este índice mide dimensiones de Condiciones Básicas (entre estas la Salud), Eficiencia, y Sofisticación e Innovación.

descripción de los datos ya había mostrado que en esa región la proporción de personas afiliadas a régimen subsidiado es inferior a la de asegurados con régimen contributivo, y que, adicionalmente, presenta en la mayoría de los muestreados niveles de ingreso mayores a los dos salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV).

De hecho, se podría inferir que esta misma situación explica el signo positivo, e igualmente significativo –excluyendo la regresión (6)-, del coeficiente para la región Centralgeográficamente adyacente a la capital colombiana y, en consecuencia, beneficiada de la externalidad de su cercanía. Una derivación contraria se puede inferir de los signos para el resto de regiones en todos los modelos sin variables de inducción por oferta, siendo comparativamente más negativos en Antioquía –en modelos con inducción por oferta fueron no significativos-, resultado en contra de cualquier intuición si se tiene referencia de que este departamento es el segundo en importancia económica del País, lo que podría deberse a que geográficamente la mayoría de tal importancia está concentrada desequilibradamente en el área metropolitana de Medellín. Un comportamiento muy similar al de la región Atlántica, cuyos coeficientes resultaron negativos en todas las estimaciones, indicando que vivir en esta zona disminuye la probabilidad de asistir a consultas médicas sin estar enfermo, lo que puede ser debido a Barranquilla, Santa Marta y Cartagena son los centros económicos preeminentes de la región en un espacio geográfico notablemente extenso.

Finalmente, un fenómeno irregular lo muestran Valle y Pacífico, regiones cuyos coeficientes fueron negativos en los modelos que solo utilizaron variables de demanda, pero positivos en los modelos que incluyeron variables de inducción por oferta; en ese sentido, el método de estimación y la intuición económica resultan insuficientes para hacer una inferencia robusta que explique estos resultados, se requerirían análisis o estimaciones adicionales para poder explicar este fenómeno.

CONCLUSIONES

El objetivo principal de esta investigación fue determinar para el caso de Colombia en 2012, empleando la Encuesta Nacional de Calidad de Vida del DANE, que tiene una muestra de 74,172 hogares, la existencia de un efecto estadísticamente significativo, positivo o negativo, de factores individuales, socioeconómicos y de inducción por oferta en la probabilidad de ocurrencia del evento “asistir a consulta médica sin estar enfermo”. Siguiendo la metodología de Kenkel (1990, 1994), y luego de hacer un recorrido estadístico descriptivo, se estimaron modelos logit basándose en los criterios de selección de modelos de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

La prioridad de este estudio consistía en contrastar la significancia estadística –positiva o negativa- de las denominadas variables de inducción por oferta en la determinación de la consulta médica en ausencia de enfermedad. Debe anotarse que para evitar problemas de auto correlación no fueron incluidos en estos modelos las variables de aseguramiento en salud.

En ese sentido, los resultados fueron variados: la variable DIS que mide la disposición a asistir a servicios de salud en caso de dolencia fue significativa estadísticamente, indicando que la experiencia con los servicios médicos tradicionales promueve la demanda de salud preventiva. En cuanto al coeficiente que acompañó a la variable QJS *proxy* de la calidad del servicio “haberse quejado por servicio salud último año”, presentó un valor significativamente positivo, lo que resultaría contra-intuitivo.

En contraste con lo anterior, la variable PRM que buscaba mostrar el efecto del conocimiento de las campañas de promoción y prevención de salud producidas por las secretarías de salud sobre la demanda de cuidados médicos preventivos, no fue significativa estadísticamente.

Los resultados de las demás variables son coincidentes con las intuiciones y desarrollos teóricos y antecedentes empíricos. Por ejemplo, se encontró -con una alta probabilidad- que “ser mujer”, “vivir con la madre en el hogar” y “estar más educado” aumenta la

probabilidad que se demanden cuidados médicos preventivos. En la misma dirección se puede hacer inferencia por los atributos: “vivir en Bogotá D.C.” “vivir en la región Central” y “vivir en zona urbana”.

En cambio, los coeficientes para las variables “considerarse pobre”, “pertenecer a la PEA”, “dedicarse a labores del hogar” y “número de personas en el hogar”, fueron estadísticamente significativos pero negativos, es decir, que disminuyen la probabilidad de ocurrencia del evento explicado. Con relación a la edad los resultados son idénticos, pero al dividir la edad por rangos crecientes, fue posible notar la primacía del efecto riesgo-salud sobre el efecto ciclo de vida, lo que significa que en Colombia envejecerse -y, por ende, el aumento en el deterioro biológico irreversible del stock de salud- eleva la probabilidad de demandar cuidados médicos preventivos.

Con relación a las regiones, se encontró con una alta probabilidad de que “vivir en la región Atlántica” parece tener un efecto negativo sobre el consumo de servicios médicos preventivos de salud, sobre “vivir en la región Antioquia” no se puede hacer inferencia ya que los resultados de la modelación no fueron estadísticamente significativos.

Para finalizar un resultado llamativo es el de las variables de aseguramiento, pues tanto pertenecer al régimen subsidiado como al contributivo reduce la ocurrencia de consultas médicas preventivas. Aun cuando comparativamente el coeficiente para el parámetro del primer régimen es más negativo dado que es financiado por el Estado y, por consiguiente, es más elástico a los cambios en los precios e implica un menor “costo hundido psicológico”, lo subrayable es el signo negativo en el coeficiente para el régimen contributivo que se supone –técnicamente-mejor que el público pues podría inferirse que la ineficiencia y elevados costos de transacción del servicio en este seguro haría que se limitasen los beneficios sociales de inducir la medicina preventiva en vez de curativa, lo que implica un menor acercamiento al óptimo de Pareto para todas las partes implicadas en el mercado.

BIBLIOGRAFÍA

Acton, J. (1975). Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence. *The Journal of Political Economy*. Vol. 83. No 3. The University of Chicago Press.

Andersen, L, Serritzlew S. (2007), Type of services and supplier-induced demand for primary physicians in Denmark. *Danish Public Choice Workshop 2007*. Copenhagen.

Banerjee, A., Duflo, E. (2011). Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty (PublicAffairs, New York).

Cropper, M.L.(1977). Health, Investment in Health, and Occupational Choice.*The Journal of Political Economy*. Vol. 85. No 6. The University of Chicago Press.

Deaton, A, (1999).Inequalities in Income and Inequalities in Health.*NBER Working Paper*.No 7141.

Grossman, Michael. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health.*The Journal of Political Economy*. Vol. 80. No 2. The University of Chicago Press.

Hsieh, Ch., Lin, S. (1997). Health Information and the Demand for Preventive Care among the Elderly in Taiwan.*The Journal of Human Resources*.Vol. 32. No 2. University of Wisconsin Press.

Hemenway, D. et al. (1990). Physicians' Response to Financial Incentives: Evidence from a For-Probit Ambulatory Center. *New England Journal of Medicine*.Vol.322, No 15.1059-1063 pp.

Hillman, A, Pauly M, Kertein J. (1989). How Do Financial Incentives Affect Physicians' Clinical Decisions and the Financial Performance of Health Maintenance Organization?*New England Journal of Medicine*. Vol. 321, No 2.86-92 pp.

Kapur, K., Rogowski, J., Freedman V., Wickstrom, S, Adams, J., Escarce J. (2004). Socioeconomic Status and Medical Care Expenditures in Medicare Managed Care. *NBER Working Paper* No. 10757.

Kenkel, D. (1990). Consumer Health Information and the Demand for Medical Care. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 72. No. 4. The MIT Press.

_____ (1994). The Demand for Preventive Medical Care. *Applied Economics*. 1994. No. 26.

Phelps, Ch. Illness Prevention and Medical Insurance. (1978). *The Journal of Human Resources*. Vol. 13. Supplement: NBER Conference on the Economics of Physician and Patient Behavior. University of Wisconsin Press.

Ramírez, M, Gallego, J., Sepúlveda, C. (2004). The Determinants of the Health Status in a Developing: Results from the Colombian Case. *Serie Documentos: Borradores de Investigación*. Bogotá D.C.: Centro Editorial Universidad del Rosario. No. 41.

Ray, D. (2003) "Aspirations, Poverty and Economic Change", working paper

Ruhm, C. (2004). Macroeconomic Conditions, Health and Mortality. *NBER Working Paper*. No. 11007.

Sindelar, J. (1982). Differential Use of Medical Care by Sex. *The Journal of Political Economy*. Vol. 90. No 5. The University of Chicago Press.

Tovar, Luis, Arias, Fabio. (2004). Determinantes del Estado de Salud en la Población Colombiana. *CIDSE Documento de Trabajo*. Cali: Universidad del Valle.

Wooldridge, J. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cengage Learning.

Zea, Jairo (2008). Introducción a la Economía de la Salud en Colombia. Centro de Investigaciones y Consultorías Facultad de Ciencias Económicas. Medellín: Universidad de Antioquia