



Población y Salud en Mesoamérica

E-ISSN: 1659-0201

revista@ccp.ucr.ac.cr

Universidad de Costa Rica

Costa Rica

Pardo Ruiz, Ricardo José; Chaparro Escobar, Nelson Arturo  
Análisis de factores asociados a la asistencia a citas médicas preventivas. El caso de  
Bogotá, Colombia 2014  
Población y Salud en Mesoamérica, vol. 15, núm. 1, julio-diciembre, 2017, pp. 1-17  
Universidad de Costa Rica  
San José, Costa Rica

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44656020007>

- 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

# Población y Salud en Mesoamérica



## PSM

Análisis de factores asociados a la asistencia a citas  
médicas preventivas. El caso de Bogotá, Colombia 2014


**Ricardo José Pardo Ruiz**

**Nelson Arturo Chaparro Escobar**



Revista electrónica semestral  
Visite [aquí](http://ccp.ucr.ac.cr) el sitio web de la revista  
Centro Centroamericano de Población  
Universidad de Costa Rica





## Análisis de factores asociados a la asistencia a citas médicas preventivas. El caso de Bogotá, Colombia 2014

Analysis of factors involved in preventive medical appointments. Case of Bogota, Colombia 2014

Ricardo José Pardo Ruiz<sup>1</sup> y Nelson Arturo Chaparro Escobar<sup>2</sup>

- **RESUMEN: objetivo:** analizar los factores asociados a la asistencia a citas médicas preventivas en la ciudad de Bogotá en el año 2014. **Métodos:** se ajustaron dos modelos de Ecuaciones de Estimación Generalizadas (GEE) con función de enlace Bernoulli y estructuras de correlación independiente y simétrica compuesta para la variable de asistencia a citas médicas preventivas. **Resultados:** el nivel de ingreso, el estrato socioeconómico y el nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar generan un aumento en la probabilidad de asistir a citas médicas preventivas: la razón de probabilidad de asistencia y no asistencia es por lo menos 1,5 veces mayor en miembros de hogares de estratos distintos al 1 y por cada 100 mil pesos adicionales en el ingreso mensual del hogar dicha razón se incrementa en 1 %. Aquellos miembros pertenecientes a hogares, cuyo jefe alcanzó un nivel educativo superior a primaria tienen una razón de probabilidad de asistencia y no asistencia a citas preventivas hasta 2,3 veces mayor. **Conclusiones:** los resultados coinciden con los de Grossman (1972) y Kenkel (1990); sin embargo, aspectos como el nivel educativo individual, la presencia de adultos mayores e infantes o inclusive de un cónyuge en el hogar no están relacionados con la asistencia a citas médicas preventivas.
- **Palabras Clave:** medicina preventiva; análisis longitudinal; encuestas de hogares; Colombia.
- **ABSTRACT: Objective:** Analyze factors involved in preventive medical appointments attendance in Bogota year 2014. **Methods:** two models were adjusted under GEE using a Bernoulli link function with independent and exchangeable correlation structures for preventive medical appointments attendance. **Results:** Income and socioeconomic stratum increase probability of preventive appointments attendance: Odds ratio of attendance and not attendance is at least 1,5 times higher in stratum 2 or higher households. Also, for every \$100.000 additional pesos in monthly household income the reason increases by 1%. Household members which head reached an educational level higher than primary have an odds ratio of attendance and not attendance up to 2,3 times higher. **Conclusions:** Results are similar to Grossman (1972) and Kenkel (1990) nevertheless, individual educational level, presence in household of elder people or children and even presence of spouse are not related with preventive medical appointments attendance.
- **Keywords:** Preventive Medicine; Longitudinal Analysis; Household Surveys; Colombia.

Recibido: 29 ene, 2017 | Corregido: 16 may, 2017 | Aprobado: 17 may, 2017

<sup>1</sup> Grupo DIS. Coordinador de proyectos. COLOMBIA. [ricardopardoruiz@gmail.com](mailto:ricardopardoruiz@gmail.com)

<sup>2</sup> Estudiante de Maestría en Actuaria y Finanzas de la Universidad Nacional de Colombia. COLOMBIA. [nachaparro@unal.edu.co](mailto:nachaparro@unal.edu.co)



## 1. Introducción

La asistencia a citas preventivas se define como la decisión, por parte de un individuo, de visitar a un profesional de la salud sin estar enfermo. El objetivo de este trabajo es encontrar el grado y la relación de diversas características socioeconómicas, individuales y de hogar, así como características institucionales del sector salud, con la decisión de asistir a citas médicas preventivas en la ciudad de Bogotá. Este trabajo toma como base teórica los modelos de Grossman (1972) y Kenkel (1990) y adiciona otros factores que, debido al contexto colombiano, pueden incidir en la decisión de asistir a citas preventivas.

Se presenta a continuación un listado de los antecedentes conceptuales y teóricos, donde se define el concepto de demanda por cuidado médico e información en salud. Adicionalmente, se realiza una breve descripción del sistema de salud colombiano y sus características en cuanto a régimen de afiliación se refiere. Posteriormente, se describe el conjunto de datos y la metodología de estimación empleada. Finalmente, se presentan los resultados y una discusión de los principales hallazgos encontrados.



## 2. Demanda por cuidado médico

Desde hace muchos años, se considera que el individuo realiza inversiones en bienes y servicios para sí mismo. En el caso particular de la salud, esta puede ser vista como un stock durable de capital, cuya atención y cuidado produce un resultado de tiempo saludable para el individuo. Las personas requieren invertir en otros bienes y en tiempo para producir salud, por lo que una persona determina su stock óptimo de salud a cualquier edad, invirtiendo en esta hasta que el costo marginal de producir salud sea igual al beneficio adicional reportado por la mejora en el estado de salud (Grossman, 1972). La demanda de bienes y servicios que genere un buen estado de salud depende de diversos factores más allá de los precios. Diversos autores atribuyen factores no monetarios como determinantes de la demanda (Leveson, 1970; Acton, 1975; Kenkel, 1990; Wagstaff, 1993). Estos factores se encuentran asociados principalmente a características socioeconómicas, individuales y del hogar, y a factores institucionales. Adicionalmente, los autores han considerado las visitas al médico como uno de los aspectos clave en el estado de salud.

Para cada enfermedad hay una función de producción diferente, mediante los síntomas y su conocimiento de salud, los individuos estiman el producto marginal del cuidado médico. Si consideran que este es suficientemente alto, verán a un médico (Kenkel, 1990). Ha sido de principal interés encontrar alguna relación empírica entre los factores no monetarios y la decisión de visitar a un médico. Partiendo desde el reconocimiento

de que los mercados del cuidado de la salud son de información imperfecta, Kenkel (1990) modeló la asistencia al médico como un factor que depende del nivel de información sobre salud del individuo, sus propias características socioeconómicas y la interacción con el médico, ya que este puede inducir al individuo a demandar servicios médicos adicionales. Acton (1975), por otro lado, analizó los factores que inciden en la visita a centros médicos, el uso de servicios de hospitalización y consultas a médicos privados. Zweifel (2012) presenta una revisión del modelo de Grossman y sus derivados 40 años después. Si bien critica algunos aspectos por los cuales el modelo no ha sido, en su consideración, ampliamente aceptado por legisladores y responsables políticos, reconoce que los postulados principales continúan siendo válidos al día de hoy. Adicionalmente, presenta un enfoque alternativo, donde enfatiza la naturaleza estocástica de la producción de salud. El autor señala que, a pesar de la cantidad de información, el individuo tiene una pequeña incidencia en la probabilidad de estar enfermo.

Otros trabajos, como el de Holtman, 1972; Gerdtham, Johannesson, Lundber y Isacson, 1999; Ramírez, Gallego y Sepúlveda, 2003; y Hashimoto y Tabata, 2010, presentan un análisis con objetivos similares. Estos autores coinciden en la mayoría de variables asociadas en la demanda por cuidado médico, categorizadas, como se mencionó, en características socioeconómicas y factores institucionales. La edad y el nivel educativo del individuo se encontraron directamente relacionados con la asistencia al médico. El estado de salud personal del individuo y su nivel de ingreso son otros factores que inciden directamente en la asistencia al médico. Factores como el tiempo y la distancia al centro hospitalario, así como el requerimiento de tomar más de un medio de transporte para llegar han sido reconocidos como desestimulantes de la demanda por servicios de salud. Los factores institucionales como el tipo de afiliación y la percepción de la calidad del servicio, así como la experiencia previa como paciente en servicios de salud, son otros factores identificados como asociados a la asistencia a citas preventivas.

## 2.1. El sistema de salud en Colombia

En Colombia los servicios de salud son operados principalmente por las Entidades Promotoras de Salud (EPS). Un individuo puede afiliarse únicamente a un tipo de régimen de salud entre: contributivo, subsidiado y especial. Las personas afiliadas al régimen contributivo pueden hacerlo mediante dos tipos: cotizante o beneficiario. Los primeros son empleados vinculados a una empresa o trabajadores por cuenta propia que cancelan un 12,5 % de su base de cotización mensualmente. La base de cotización para los empleados es calculada con base en el salario mensual devengado y en ningún momento podrá ser inferior a un salario mínimo legal mensual vigente ni superior a 25 salarios mínimos legales mensuales vigentes. Para los trabajadores por cuenta propia, la base de cotización es del 40 % del salario bruto, en caso tal que ese monto sea inferior al salario mínimo legal mensual vigente, la base de cotización corresponde a este último. Para los empleados, el aporte es compartido entre estos (4 %) y la empresa para la que laboran (8,5 %). Adicionalmente, los empleados deben cancelar obligatoriamente un 16 % de su base de cotización al Sistema General de Pensiones, un 4 % cubierto por estos y el 12 % restante por los empleadores. Los trabajadores por

cuenta propia deben cancelar totalmente los porcentajes de salud y pensión, convirtiéndose en un obstáculo para aquellos individuos cuyos ingresos solo les permite cotizar a salud. Aquellos afiliados cotizantes al régimen contributivo pueden realizar la afiliación de su núcleo familiar (Decreto No. 2353, 2015), quienes son los afiliados beneficiarios al régimen contributivo.

Por otra parte, el régimen subsidiado es el mecanismo mediante el cual la población más pobre del país, sin capacidad de pago, tiene acceso a los servicios de salud a través de un subsidio que ofrece el Estado. El ingreso al régimen subsidiado se encuentra supeditado a través de un puntaje que clasifica a la población de acuerdo con sus condiciones socioeconómicas. Esto se hace por medio del Sistema de Identificación de Potenciales Beneficiarios de Programas Sociales (SISBEN). Anteriormente, se clasificaba a la población en seis niveles y aquellos ubicados en los dos primeros ingresaban al régimen subsidiado de salud. Hoy no se utilizan niveles, sino que se define un puntaje de 0 a 100 y se determina un punto de corte para el ingreso al régimen subsidiado.

El régimen especial de salud es uno excepcional a los dispuestos creado mediante la ley 100 de 1993. A este pertenecen: miembros de la Fuerzas Militares y Policía, personal civil del Ministerio de Defensa, Policía Nacional y en la Justicia Penal Militar (vinculado antes de 1 abril de 1994), profesores pertenecientes al magisterio, afiliados al sistema de salud adoptado por las universidades, servidores públicos de Ecopetrol y sus beneficiarios, teniendo los mismos derechos que el cotizante.

Como se puede intuir, esta característica de regímenes deja por fuera a personas que no son lo suficientemente pobres para ser afiliados al régimen subsidiado, pero que tampoco poseen la capacidad de pago para afiliarse al régimen contributivo. Para el año 2016, el Ministerio de Salud reporta que el 45,5 % de la población colombiana se encuentra afiliada al régimen subsidiado de salud, el 45,4 % al contributivo y el 4,2 % al especial. Hay un 5 % que no pertenecen a ninguno de los regímenes. Para mayor detalle del sistema de salud colombiano y sus implicaciones véase Rodríguez *et. al* (2002), Santa-María *et. al* (2008), Bernal y Gutiérrez-Sourdis (2012), Bonet-Morón y Guzmán-Finol (2015).



### 3. Metodología

#### 3.1. Modelamiento estadístico

La variable de interés del estudio es la asistencia a citas preventivas, esto es si el individuo sin estar enfermo por lo menos una vez al año asiste a consultas de medicina, odontología o de otro profesional de la salud.

La variable respuesta está dada por:

$$y_{i,j} \begin{cases} 1 & \text{si en el hogar } i, \text{ el miembro } j \text{ asistió a cita preventiva} \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

donde,

$i$ : identificación del hogar ( $i = 1, \dots, n$ )

$j$ : identificación del integrante o miembro del hogar ( $j = 1, \dots, t_h$ ).

Debido a la característica dicotómica de la variable respuesta, su valor esperado

$E(y_{i,j}) = \mu_{i,j}$  fue modelado a través de la función de enlace Bernoulli:

$$g(\mu_{i,j}) = \log \left( \frac{\mu_{i,j}}{1 - \mu_{i,j}} \right) = \mathbf{X}_{i,j}^T \beta$$

donde  $\mathbf{X}_{i,j}^T$  es un vector de covariables de características socioeconómicas de interés y  $\beta$  es un vector de parámetros a estimar. La varianza de  $y_{i,j}$  está dada por:

$$VAR(y_{i,j}) = V(\mu_{i,j})\phi = \mu_{i,j}(1 - \mu_{i,j}).$$

Se consideró como unidad de análisis al hogar y a los miembros del hogar como medidas repetidas obtenidas sobre la unidad de análisis. Resulta de interés rescatar la influencia del hogar sobre el comportamiento de sus miembros en cuanto a la asistencia a citas preventivas y no hacerlo únicamente como un efecto a través de las covariables de interés identificadas. Para este fin se aplicó el método de Ecuaciones de Estimación Generalizadas (GEE). Esta técnica es semi paramétrica en el sentido de que resulta imposible contar con la especificación completa de la distribución conjunta de las observaciones de un hogar. En lugar de esto, se especifica únicamente la verosimilitud para las distribuciones marginales y a su vez una matriz de correlación de trabajo para el vector de medidas repetidas de cada hogar, es decir, los miembros de este.

Es posible estimar el vector de parámetros de interés a partir de la expresión (Liang y Zeger, 1986 y Davis, 2002):

$$\mathbf{V}_j(\alpha) = \phi \mathbf{A}_j^{1/2} \mathbf{R}_j(\alpha) \mathbf{A}_j^{1/2}$$

donde  $\mathbf{A}_j$  es una matriz diagonal de  $t_h \times t_h$  con  $\mu_{i,j}(1 - \mu_{i,j})$  como el  $j$ -ésimo elemento y  $\mathbf{R}_j$  una matriz de correlación de trabajo  $t_h \times t_h$  para el  $i$ -ésimo hogar.

La estimación GEE de  $\beta$  es la solución de:

$$U(\beta) = \sum_{j=1}^{t_h} \left( \frac{\partial \mu_j}{\partial \beta} \right) [\mathbf{V}_j(\hat{\alpha})]^{-1} (y_j - \mu_j) = \mathbf{0}_p$$

donde  $\hat{\alpha}$  es un estimador consistente de  $\alpha$  y el subíndice  $p$  hace referencia a la dimensionalidad del vector de parámetros a estimar. Para más información sobre la estimación de las ecuaciones GEE puede consultarse a Liang y Zeger (1986) y Davis (2002).

La matriz  $\mathbf{R}_{h,j}$  debe ser determinada de antemano por el investigador. La literatura ofrece una variedad de estructuras para esta (Davis, 2002). En este trabajo, a pesar del intento de ordenar las variables, según parentesco y edad, los modelos estimados bajo la consideración de este ordenamiento carecen de sentido por la característica de los datos. En hogares sin cónyuge, por ejemplo, se confunde la correlación entre lo que sería la repetición 1, el jefe de hogar con la 2, hijo(a) o hermano(a) u otro miembro. Así, la matriz de correlación estimada no da cuenta del ordenamiento hipotético en un sentido estricto, sino en un rango amplio de relacionamiento. Para evitar este inconveniente se estimaron dos modelos con estructuras de correlación que no requieren un ordenamiento particular en los datos. Estas son: la estructura independiente que se define como:

$$R_{t,s} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = s \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

y la estructura simétrica compuesta:

$$R_{t,s} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = s \\ \rho & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

Bajo la estructura independiente la influencia del hogar sobre el comportamiento de sus miembros, más allá del efecto de posibles covariables, es nula. Adicionalmente, la especificación GEE es equivalente a una regresión logística tradicional. Por otro lado, bajo la estructura simétrica compuesta es posible afirmar que el hogar influye sobre el comportamiento de sus miembros a la hora de determinar la asistencia a citas médicas preventivas.

### 3.2. Datos

La información empleada en este trabajo provino de la Encuesta Multipropósito 2014, instrumento elaborado conjuntamente por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y la Secretaría de Planeación de Bogotá (SDP). El objetivo general de la Encuesta Multipropósito 2014 fue obtener información estadística sobre aspectos sociales, económicos y de entorno urbano de los hogares y habitantes de Bogotá por cada una de sus 19 localidades urbanas y cada uno de los seis estratos socioeconómicos. El instrumento fue aplicado a cada uno de los miembros del hogar, de todas las edades, pero solo las personas mayores de 10 años de edad fueron informantes directos. Las unidades de observación son los hogares y las personas que

los conforman, al igual que las viviendas que habitan, ubicadas dentro de un determinado predio. A cada predio se le asociaron las viviendas y los hogares respectivos (SDP, 2015). En total la encuesta registra información referente a 20 518 hogares y 61 725 personas de la capital colombiana.

El cuadro 1 presenta la descripción particular de las covariables identificadas en el estudio para realizar la estimación (véase cuadro 1). En total fueron seleccionadas 19 covariables de interés, unas identificadas a partir de los estudios previos mencionados y otras agregadas en este trabajo con un propósito de exploración. A continuación, se describe el sentido de la relación esperada estas variables y la respuesta para posteriormente contrastar si en efecto se encontraron dichas relaciones en la estimación del modelo en la sección de resultados.

**Cuadro 1**  
**Operacionalización de variables del estudio**

Tipo	Variable	Codificación	Descriptor
<b>Respuesta</b>	Asistencia a citas preventivas	$y_{h,i,j}$	1= Sin estar enfermo consulta por lo menos una vez a médico general, especialista, odontólogo, médico alternativo u otro. 0 en otro caso
<b>Individual</b>	Sexo	sexo	1 = Femenino, 0 = Masculino
	Edad	edad	Años cumplidos
	Educación	educ	Nivel educativo alcanzado: 1= Sin estudios-primaria 2= Secundaria 3= Superior 4= Postgrado)
	Actividad económica	pea	1 = Individuo pertenece a la Población Económicamente Activa
<b>Hogar</b>	Tamaño del hogar	tamanoh	Número de miembros en el hogar
	Estrato socioeconómico	estr	Estrato socioeconómico de la vivienda (1 a 6)
	Tiempo de desplazamiento	tiempo	1 = Tiempo de desplazamiento al centro de salud es inferior a 30 minutos
	Ingreso promedio	ingprom	Ingreso promedio del hogar en cientos de miles de pesos colombianos
	No afiliados a salud	pnoafil	1 = El hogar tiene al menos un miembro no afiliado a salud
	Estado de salud	pnpsrm	Porcentaje de miembros en el hogar con regular o mal estado de salud. Expresado en decenas de puntos porcentuales (10 %)
	Promoción y prevención	nprev	1 = El hogar tiene al menos un miembro asistió a actividades de promoción y prevención por parte de su EPS
	Niños en el hogar	nmenor	1 = El hogar tiene niños menores de 6 años
	Adultos mayores	amayor	1 = En el hogar habitan miembros de 60 o más años de edad
	Tenencia de computador	computador	1 = El hogar tiene computador de escritorio y/o portátil
	Tenencia de internet	internet	1 = El hogar cuenta con servicio de internet
	Nivel educativo jefe de hogar	educjefe	Nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar: Sin estudios-primaria, secundaria, superior, postgrado)
	Presencia de cónyuge	conyuge	1 = El hogar cuenta con cónyuge como miembro
<b>Institucional</b>	Tipo de afiliación a salud	tafil	Tipo de régimen de afiliación a salud: 1= Contributivo 2= Especial 3= Subsidiado
	Calidad servicio	calidad	1 = El servicio prestado por la EPS a la que el individuo está afiliado es regular, malo o muy malo

Fuente: elaboración propia

Dentro de las covariables de tipo individual, los estudios previos sugieren que las mujeres poseen más información referente a salud. La edad y el nivel educativo inciden de manera directa en la asistencia a citas preventivas.

En aquellas covariables de tipo de hogar se espera que el tamaño de este incida de manera negativa en la variable respuesta. El estrato socioeconómico y el ingreso del hogar son variables que se esperaría potencien la asistencia a citas preventivas. Aquellos hogares ubicados en un estrato más elevado y con mayores ingresos tenderían a contar con miembros con mayor información de salud y con mayor propensión a visitar al médico sin estar enfermos. El tiempo de desplazamiento al centro de salud debería incidir favorablemente siempre y cuando sea menor a los 30 minutos y la presencia de miembros en el hogar con un mal estado de salud, niños menores y adultos mayores deberían traducirse en miembros con mayor asistencia a citas preventivas. Mientras mayor cantidad de miembros tenga un hogar no afiliados al régimen de salud se esperaría una menor asistencia a citas preventivas.

Por otro lado, la afiliación y asistencia a actividades de carácter informativo organizadas por la Entidad Promotora de Salud (EPS) por parte de los miembros se traduciría en una mayor proporción de asistencia a citas preventivas, así como también el hecho de que los hogares cuenten con computador y con servicio de internet. Se esperaría también que, si el jefe de hogar alcanzó un nivel de educación más alto y el hogar cuenta con cónyuge (principalmente un miembro femenino), los niveles de información de salud serán más elevados dentro de los miembros y la asistencia a citas preventivas ocurriría en mayor proporción.

Finalmente, para las dos variables de carácter institucional, fueron considerados el tipo de régimen de afiliación a salud del individuo y la percepción de la calidad del servicio prestado por la EPS a la que está afiliada.



## 4. Resultados

### 4.1. Características de la población bogotana según las variables de análisis

En primer lugar, se hace una breve descripción del comportamiento de las variables incluidas en el análisis en el total de la población. El 67 % asistió a citas médicas preventivas. El 69 % se encuentra afiliada al régimen contributivo, el 22 % al subsidiado, el 3 % al especial y hay un 6 % que no está afiliada a ninguno de los regímenes mencionados.

No se registran diferencias significativas en la distribución del máximo nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar y los demás miembros. En general un 20 % alcanzó hasta primaria, un 44 % secundaria, 29 % con estudios de educación superior y apenas el 7 % realizó estudios de postgrado.

La distribución por estrato socioeconómico refleja que el 47 % de los hogares se ubican en estratos 1 y 2, el 38 % en estrato 3, 10 % en estrato 4 y apenas el 5 % en los dos últimos estratos. El cuadro 2 presenta algunas medidas resumen para las variables involucradas en el estudio (véase cuadro 2).

**Cuadro 2**  
**Medidas resumen variables del estudio**

Variable	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
edad	39,19	18,59	11	102
educ	2,20	0,85	1	4
tamanoh	3,68	1,67	1	18
estr	2,69	1,04	1	6
ingprom	9,94	21,78	0	1 754
pnpsrm	16,19	25,39	0	100
educjefe	2,26	0,87	1	4
tafil	1,48	0,84	1	3
$y_{h,i,j}$	0,67			
sexo	0,54			
pea	0,58			
tiempo	0,69			
pnoafil	0,14			
nprev	0,18			
nmenor	0,20			
amayor	0,33			
computador	0,68			
internet	0,64			
conyuge	0,63			
calidad	0,37			

**Fuente:** diseño de los autores con base en SDP y DANE

El hogar común bogotano se compone en promedio de 3,7 miembros, en la mayoría de los casos cuenta con la presencia de cónyuge, percibe ingresos cercanos al millón de pesos mensual y posee computador e internet. El jefe de hogar alcanzó el nivel de secundaria. El hogar se encuentra además a menos de 30 minutos del centro de atención de salud que les corresponde a sus miembros.

El 33 % de los hogares encuestados tiene como miembro integrante a un adulto mayor, el 20 % a un niño menor de seis años y el 18 % por lo menos a un miembro que haya asistido a actividades de promoción y prevención por parte de la EPS a la que se encuentra afiliado. El 58 % de la población pertenece al mercado laboral y el 63 % reconoce que su EPS brinda un servicio que se puede calificar de bueno o muy bueno.

## 4.2. Resultados de los modelos

Con el panorama descrito anteriormente, en segundo lugar, se presentan los resultados de las estimaciones. El cuadro 3 presenta los resultados de la estimación de los modelos bajo GEE con las matrices de correlación independiente y simétrica compuesta (véase cuadro 3).

### Cuadro 3

Resultados de la estimación bajo estructuras de correlación independiente y simétrica compuesta. Variable respuesta: asistencia a citas preventivas.

Tipo	Variable	Correlación Independiente				Correlación simétrica compuesta			
		Coeficiente	Error estándar	Est. Z	Odds ratio	Coeficiente	Error estándar	Est. Z	Odds ratio
Individual	sexo								
	Femenino***	0,470	0,022	21,18	1,60	0,465	0,020	22,89	1,59
	edad***	0,011	9,9e-04	11,14	1,01	0,011	8,9e-04	12,88	1,01
	educación								
	Secundaria	-0,021	0,039	-0,53	0,98	-0,019	0,036	-0,54	0,98
	Superior	0,065	0,051	1,26	1,07	0,074	0,045	1,63	1,08
	Postgrado***	0,239	0,089	2,68	1,27	0,279	0,079	3,54	1,32
	pea***	-0,208	0,032	-6,79	0,81	-0,226	0,028	-8,20	0,80
Hogar	tamanoh***	-0,032	0,011	-2,84	0,97	-0,037	0,011	-3,32	0,96
	estr								
	estr.2***	0,385	0,052	7,45	1,47	0,373	0,049	7,45	1,45
	estr.3***	0,475	0,054	8,73	1,61	0,449	0,052	8,55	1,57
	estr.4***	0,638	0,074	8,60	1,89	0,606	0,072	8,45	1,83
	estr.5***	0,534	0,125	4,27	1,71	0,509	0,121	4,22	1,66
	estr.6***	0,978	0,123	7,95	2,66	0,897	0,119	7,51	2,45
	tiempo***	0,097	0,031	3,05	1,10	0,099	0,031	3,22	1,10
	ingprom* **	0,003	0,001	1,89	1,01	0,003	0,001	2,36	1,01
	pnoafil**   *	-0,117	0,053	-2,20	0,89	-0,088	0,052	-1,70	0,91
	pnpsrm***	0,052	6,0e-03	8,57	1,10	0,053	5,8e-03	8,33	1,10
	pnprev***	0,477	0,041	11,87	1,61	0,481	0,039	12,32	1,62
	nmenor	0,006	0,046	0,15	1,01	0,013	0,039	0,33	1,01
	amayor	0,001	0,039	0,02	1,00	-0,006	0,037	-0,16	0,99
	computador***	0,217	0,047	4,59	1,24	0,201	0,046	4,38	1,22
	internet	0,03	0,046	0,66	1,03	0,055	0,045	1,22	1,06
	educjefe								
	Secundaria**	0,113	0,049	2,32	1,12	0,104	0,046	2,27	1,11
	Superior**	0,122	0,061	2,01	1,13	0,107	0,057	1,90	1,11
	Postgrado	0,038	0,099	0,39	1,04	-0,005	0,092	-0,06	0,99
	conyuge	0,015	0,034	0,44	1,01	0,016	0,032	0,49	1,02
Institucional	tafil								
	Especial   **	0,130	0,087	1,50	1,14	0,200	0,082	2,44	1,22
	Subsidiado***	-0,318	0,034	-9,34	0,73	-0,304	0,031	-9,73	0,74
	calidad**   ***	-0,069	0,028	-2,42	0,93	-0,070	0,026	-2,68	0,93
	Constante	-0,540	0,094	-5,72		-0,516	0,088	-5,88	

QIC

43.309,6

43.313,8

\*\*\*: Significativo al 1 %    \*\*: Significativo al 5 %    \*: Significativo al 10 %

Fuente: diseño de los autores con base en SDP y DANE

Los modelos estimados bajo ambas matrices de correlación presentan resultados muy similares. Como ya se mencionó, el método de Ecuaciones de Estimación Generalizadas (GEE) es semi paramétrico puesto que resulta imposible contar con la especificación completa de la distribución conjunta de las observaciones de un hogar. No se tiene entonces una expresión de la función de verosimilitud, sino de un equivalente denominado pseudo verosimilitud (Liang y Zeger, 1996 y Davis, 2002).

En otras palabras, para la selección de un modelo sobre otro no se puede utilizar el criterio de información de Akaike o de Schawrtz debido a que no se cumplen los supuestos asociados a estos. En su lugar, el criterio para la selección de un modelo sobre otro es el QIC, un criterio de información de Akaike modificado y propuesto por Pan (2001), aquel modelo con menor valor de esta estadística será preferible al otro. El QIC puede ser utilizado en GEE para encontrar la especificación más adecuada de un modelo y también para la selección de la matriz de correlación de trabajo. Se encuentra de esta manera que la estructura de correlación independiente (QIC=43 309,6) es preferible a la simétrica compuesta (QIC=43 313,8). La influencia del hogar sobre el comportamiento de sus miembros, más allá del efecto de posibles covariables comunes al hogar como el tamaño, ingreso promedio o estrato socioeconómico, entre otras, es nula.

A pesar que el modelo más parsimonioso estadísticamente hablando es el correspondiente a la estructura de correlaciones independiente, vale la pena destacar que el coeficiente de correlación estimado bajo la estructura simétrica compuesta es estadísticamente significativo e igual a 0,41. Bajo esta estructura, la asistencia a citas preventivas entre miembros posee una relación directa y en un nivel medio, de manera que si unos miembros del hogar asisten a citas preventivas estos pueden estar influenciando a los otros para que hagan lo mismo.

Ahora bien, centrando el análisis en el modelo de estructura independiente, en las variables individuales puede observarse que las mujeres poseen una mayor propensión de asistencia a citas médicas preventivas. Conforme aumenta la edad del individuo, lo hace también la asistencia a citas médicas preventivas. Por otro lado, aquellos individuos que se encuentran vinculados al mercado laboral poseen una menor probabilidad de asistir a citas preventivas que la población económicamente inactiva, tales como estudiantes, amas de casa y/o pensionados. El nivel educativo individual es significativo únicamente para el nivel de postgrado que se traduce en una mayor probabilidad de asistencia. Contar con estudios de secundaria o de educación superior no genera diferencias significativas en la probabilidad de asistir a citas preventivas si se compara con individuos que alcanzaron como mucho el nivel de primaria.

Dentro de las variables de hogar, el tamaño de este resulta ser un factor asociado en la asistencia a citas preventivas. Los miembros pertenecientes a hogares de mayor tamaño poseen menor probabilidad de asistir a citas preventivas. Las dos variables referentes a ingreso y riqueza resultan ser estadísticamente significativas: puede verse que aquellos hogares ubicados en los estratos más altos poseen mayor probabilidad de asistencia y el ingreso del hogar posee también una relación directa con la variable de interés. Adicionalmente, aquellos hogares con menor tiempo de desplazamiento al

centro de salud, que tengan miembros con estado de salud regular o malo, que asistieran a actividades de promoción y prevención por parte de su EPS o que tengan computador, están integrados por individuos con una mayor propensión a asistir a citas médicas preventivas.

El nivel educativo del jefe de hogar resulta ser un factor clave de incidencia en la asistencia a citas médicas preventivas. Aquellos hogares cuyo jefe de hogar alcanzó nivel de secundaria o de educación superior poseen miembros con mayor probabilidad de asistir a citas preventivas que aquellos cuyo jefe de hogar únicamente alcanzó el nivel de primaria.

Por otra parte, los miembros de hogares que contienen individuos no afiliados al sistema de salud registran menores probabilidades de asistencia. Cabe destacar que, a diferencia de trabajos previos mencionados, la presencia de niños menores de 6 años y adultos mayores en un hogar no modifican la asistencia a citas médicas preventivas, así como tampoco lo hace la tenencia de internet, debido probablemente a que el efecto del uso de herramientas TIC está incluido en la tenencia de computador por parte del hogar.

Dentro de las variables institucionales y tomando como categoría base la afiliación al régimen contributivo de salud puede verse que aquellos individuos pertenecientes al régimen especial poseen una mayor propensión de asistir a citas preventivas, mientras que la afiliación al régimen subsidiado resulta ser una característica de incidencia negativa en la asistencia. Como es de esperar, aquellos individuos que califican el servicio prestado por su EPS como regular, malo o muy malo son menos propensos a asistir a citas médicas preventivas.

El cuadro 3 presenta, además, la razón de probabilidades (*odds ratio*) para cada una de las variables y categorías identificadas. Vale la pena destacar lo siguiente:

- **Estrato socioeconómico:** el cociente entre la probabilidad de asistir y no asistir a citas médicas preventivas en miembros de hogares estrato 2 es 1,47 veces superior a los del estrato 1. En estratos superiores, este valor aumenta hasta llegar a 2,66 en el estrato 6.
- **Promoción y prevención:** en aquellos hogares donde por lo menos un miembro asistió a actividades de promoción y prevención por parte de su EPS, la razón de probabilidad del miembro de asistir y no asistir a citas médicas preventivas es 1,61 veces superior a la razón de aquellos hogares donde no se encuentran miembros con dicha característica.
- **Estado de salud:** por cada decena porcentual adicional del porcentaje de miembros con salud regular o mala al interior del hogar, el cociente entre la probabilidad de que los miembros asistan a citas médicas preventivas y la de que no lo hagan tiende a subir un 10 % [=100 x (1,10-1)], es decir que en un hogar de cuatro personas si una tuviera un estado de salud regular o malo la

razón de probabilidades de sus miembros se incrementaría un 25 % [ $100 \times (1,10-1) \times (1/4)$ ].

- **Ingreso promedio del hogar:** por cada 100 mil pesos adicionales en el ingreso mensual del hogar, la razón de probabilidad de asistencia y no asistencia de los miembros se incrementa en 1 %.
- **Sexo:** las mujeres poseen una razón de probabilidades de asistir y no asistir a citas preventivas 1,6 veces superior a los hombres.
- **Tipo de afiliación a salud:** los afiliados al régimen subsidiado de salud tienen una razón de probabilidad de asistir y no asistir a citas preventivas que es 0,73 veces la de los miembros afiliados al régimen contributivo. Por otro lado, esa razón para los afiliados al régimen especial es 1,14 veces superior.
- **Actividad económica:** la razón de probabilidad de asistir y de no hacerlo a citas preventivas de aquellos individuos que se encuentran vinculados al mercado laboral es 0,81 veces la de aquellos que no.



## 5. Discusión

El mercado de salud tiene la característica de información imperfecta por parte de los consumidores, los factores que inciden en la asistencia a citas preventivas son los mismos que inciden en la información de salud de los individuos. Básicamente a mayor nivel de ingresos, mayor nivel de información sobre salud y mayor asistencia a citas preventivas. El nivel educativo del individuo no presenta una relación significativa con la asistencia a citas preventivas. Se esperaría que los individuos mejor educados posean también mayor información sobre salud, pero no necesariamente esto se debe traducir en un efecto sobre la demanda por servicios médicos. Grossman (1972) señala incluso que el efecto de la educación es negativo si la demanda por servicios médicos es inelástica.

Las mujeres asisten más a citas preventivas porque son las que poseen mayor información de salud, este resultado va acorde con la mayoría de trabajos previos. En Bogotá, las mujeres dedican mayor tiempo a actividades de trabajo no remunerado que los hombres (DANE, 2014), entre estas el cuidado del hogar y sus miembros, ya sean mujeres vinculadas o no al mercado laboral. Por esta razón se encontrarían mejor informadas en temas de salud que los hombres. La edad es otro factor asociado a la asistencia a citas médicas preventivas. Los adultos mayores tienen mayor probabilidad de visitar un médico porque tienen mayor información disponible sobre salud tal como señala Kenkel (1990). Estar trabajando o buscando trabajo reduce la probabilidad de asistir a citas preventivas. Estos individuos poseen menor tiempo para dedicarle a esta actividad y si a eso se le suma la condición de ser hombre y jefe de hogar la probabilidad se reduce incluso más. Las actividades de promoción y prevención de las EPS, otro

factor identificado como relevante, deberían centrarse a este tipo de población para mejorar y fortalecer los hábitos médicos preventivos.

En aspectos relacionados con el hogar se ha identificado previamente que la presencia de miembros vulnerables, bien sea con un mal estado de salud o infantes y adultos mayores, puede que no incida de manera significativa en la información de salud (Kenkel, 1990), pero sí en la demanda por servicios médicos. En este caso particular, los miembros de hogares con infantes y/o adultos mayores no ven modificada su probabilidad de asistencia a citas preventivas. Inicialmente se pensó que el efecto de estas covariables se encontraba inmerso dentro de la variable edad; sin embargo, otros modelos que excluyen la edad del individuo o que la incluyen en forma de rangos dentro de su especificación, no se tradujeron en resultados estadísticamente significativos en las variables de presencia de niños y/o adultos mayores. Estas poblaciones son las que deberían asistir en mayor medida a citas preventivas debido a la condición de salud inherente a una edad temprana y el deterioro que se da en una edad avanzada. Los integrantes de hogares con miembros de tales características deberían tener un mayor nivel de información y conciencia del cuidado médico preventivo, no siendo este el caso en el estudio. Nuevamente, las actividades de promoción y prevención de las EPS tendrían que profundizar a mayor nivel los hábitos preventivos en hogares con niños menores y/o adultos mayores.

Aquellos hogares ubicados en los primeros niveles de estrato socioeconómico y con niveles de ingreso bajos tienen una barrera natural para el acceso al sistema de salud y en particular a la atención médica de calidad. Como es señalado por Nielsen (2012), aquellos individuos con ingresos más bajos utilizan menos los servicios médicos de salud. Los efectos de la pobreza en la priorización de bienes y servicios varían entre países, pero coinciden en un sacrificio común, la disminución de la demanda en lo que se refiere a salud médica preventiva. Algunos autores van más allá y reconocen el crecimiento económico nacional o regional como factores incidentes en la demanda por cuidado médico preventivo. Akbari, Rankaduwa y Kiani, (2009) destacan el papel del ingreso como una medida que incluso determina la selección entre práctica privada y pública. Comparan varias regiones en Pakistán donde aquellas con mayor ingreso per cápita poseen habitantes con mayor demanda a servicios de salud.

La presencia en el hogar de individuos con un estado de salud regular o malo sí incide en la asistencia a citas preventivas. Los miembros de esos hogares parecen identificar como un factor de alerta la presencia de miembros con quebrantos de salud y mejorar de alguna manera su información sobre esta o simplemente adquirir conciencia de la importancia de los hábitos médicos preventivos. Otro aspecto relevante es la tenencia de computador en el hogar que se encuentra muy ligada a la tenencia y uso de internet. El uso de herramientas TIC permite la consulta continua de nueva información, en este caso referente a salud, por esta razón los hogares con computador poseen miembros más propensos a asistir a citas preventivas. Como trabajo futuro podría ser interesante, considerando la revolución digital que se ha vivido en Colombia en los últimos siete años, evidenciar de manera particular el efecto del uso y el grado de relacionamiento con herramientas TIC en la asistencia a citas médicas preventivas.

El nivel educativo del jefe de hogar es un factor que incide de manera positiva en la asistencia, principalmente por el tipo de afiliación de los demás miembros. Aquellos jefes con estudios completos de secundaria o de educación superior se encuentran afiliados en su mayoría al régimen contributivo de salud. Por otro lado, los afiliados al régimen subsidiado poseen menor porcentaje de asistencia a citas preventivas, ya que se encuentran ubicados en un nivel socioeconómico más bajo: devengan en promedio menores ingresos, se ubican principalmente en estratos 1 y 2, no cuentan con computador en el hogar y perciben baja calidad en los servicios prestados por la EPS a la que se encuentran afiliados.

Así, los resultados encontrados en este estudio permiten confirmar que los factores de incidencia en la asistencia a citas médicas preventivas en Bogotá coinciden con aquellos encontrados por Grossman (1972), Kenkel (1990) y Ramírez, Gallego, y Sepúlveda (2004) entre otros, sin embargo, aspectos como el nivel educativo individual, la presencia de adultos mayores e infantes o inclusive de un cónyuge en el hogar no poseen una relación significativa con la asistencia a citas médicas preventivas.



## 6. Referencias

- Acton, J. (1975). Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence. *Journal of Political Economy*, 83, 595-614.
- Akbari, A., Rankaduwa, W. y Kiani, A. (2009). Demand for Public Health Care in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 48, 141-153.
- Bernal, O. y Gutiérrez-Sourdis, C. (2012). *La Salud en Colombia: Logros, Retos y Recomendaciones*. Bogotá, Colombia: Ediciones Uniandes.
- Bonet-Morón, J. y Gúzman-Finol, K. (2015). Un Análisis Regional de la Salud en Colombia. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 222, 1-48. Recuperado de [http://www.banrep.gov.co/docum/Lectura\\_finanzas/pdf/dtser\\_222.pdf/](http://www.banrep.gov.co/docum/Lectura_finanzas/pdf/dtser_222.pdf/)
- Davis, C. (2002). *Statistical Methods for the Analysis of Repeated Measurements*. New York: Springer.
- Decreto No. 2353. Ministerio de Salud y Protección Social, Colombia, 3 de diciembre de 2015.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2014). *Encuesta nacional de uso del tiempo (ENUT) Resultados para Bogotá*. Recuperado de [https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ENUT/Bol\\_ENUT\\_BT\\_A\\_Ago2012\\_Jul2013.pdf/](https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ENUT/Bol_ENUT_BT_A_Ago2012_Jul2013.pdf/)

- Gerdtham, U., Johannesson, M., Lundber, L. y Isacson, D. (1999). The Demand for Health: Results from New Measures of Health Capital. *European Journal of Political Economy*, 15, 501-521.
- Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80, 223-255.
- Hashimoto, K. y Tabata, K. (2010). Population Aging, Health Care, and Growth. *Journal of Population Economics*, 23, 571-593.
- Holtman, A. G. (1972). Price, Time and Technology in the Medical Care Market. *The Journal of Human Resources*, 7, 179-190.
- Kenkel, D. (1990). Consumer Health Information and the Demand for Medical Care. *The Review of Economics and Statistics*, 72, 587-595.
- Leveson, I. (1970). Demand for Neighborhood Medical Care. *Inquiry* 7, 7, 17-24.
- Liang, K. y Zeger, S. (1986). Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models. *Biometrika*, 73, 13-22.
- Nielsen, J. (2012). The Demand for Health Care by the Poor under Universal Health Care Coverage. *Journal of Human Capital*, 6, 316-335.
- Pan, W. (2001). Akaike's Information Criterion in Generalized Estimating Equations. *Biometrics*, 57, 120-125.
- Ramírez, M., Gallego, J. y Sepúlveda, C. (2004). The Determinants of the Health Status in a Developing Country: Results from the Colombian Case. *Borradores de Investigación*, volumen 41, 1-16. Universidad del Rosario. Recuperado de <http://repository.urosario.edu.co/bitstream/handle/10336/10812/3581.pdf/>
- Rodríguez, O., Agudelo, C., Arévalo, A., Cárdenas, R., Fresneda, O., Jaramillo, I., Martínez, P., León, F., Medina, A., Poveda, A., Prada, L., Restrepo, D. y Rueda, L. (2002) *¿Ha mejorado el acceso en salud?* Bogotá, Colombia: Ediciones UNIBIBLOS.
- Santa-María, M., García, F., Prada, C., Uribe, M. J., y Vásquez, T. (2008). El Sector Salud en Colombia: Impacto del SGSSS después de más de una década de la reforma. *Coyuntura Social de Fedesarrollo*, 38, pp.41-103.
- Secretaría Distrital de Planeación. (2015). *Presentación de Resultados de la Encuesta Multipropósito 2014*. Recuperado de [http://www.sdp.gov.co/portal/page/portal/PortalSDP/Encuesta\\_Multiproposito\\_2014/Cartilla-Multiproposito.pdf/](http://www.sdp.gov.co/portal/page/portal/PortalSDP/Encuesta_Multiproposito_2014/Cartilla-Multiproposito.pdf/)



Wagstaff, A. (1993). The Demand for Health: An Empirical Reformulation of the Grossman Model. *Health Economics*, 2, 189-198.

Zweifel, P. (2012). The Grossman model after 40 years. *The European Journal of Health Economics*, volumen 13, 677-682.