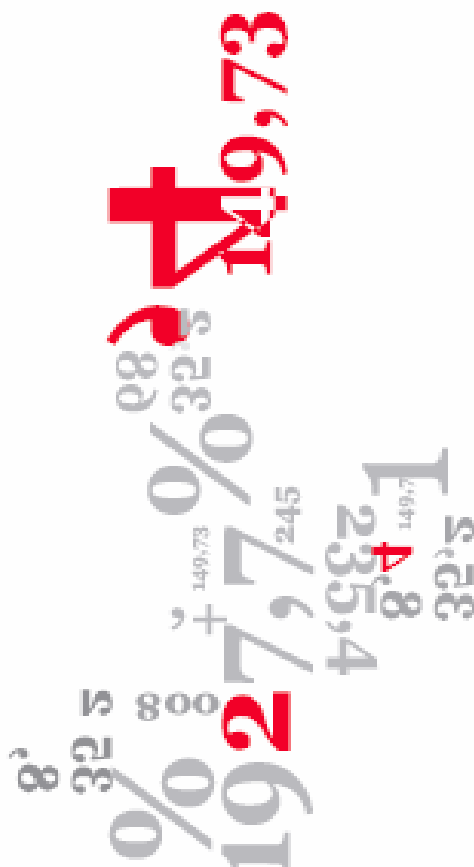


f Facultad

e Ciencias

e Economía



Escuela de Economía
documentos

Evolución de la Afiliación al SGSSS en Colombia, Informalidad Laboral y Desempleo

Francisco J. Pérez Torres¹

Resumen:

Adicional las particularidades socio demográficas en que se centran los estudios sobre los determinantes de la afiliación al sistema de salud, en este trabajo se incorpora en el análisis las características heterogéneas del mercado laboral, con el propósito de evaluar específicamente cuál es el impacto sobre la probabilidad de estar afiliado o no a un determinado régimen de salud, de variables como la informalidad, la condición de desempleo, la incapacidad laboral permanente de una persona, el tipo de contratación, el tamaño de la empresa según número de empleados etc. Puesto que la afiliación al Sistema General de Seguridad Social en Colombia está segmentada en tres alternativas, sin orden alguno definido, la cuestión se reduce a modelar la probabilidad de que la persona tome una decisión y elija una de ellas; por tanto, con la información de la ECV de 1997 y de 2003, en el documento se analizan, mediante modelos multinomiales tipo logit, los hechos estilizados y la evolución de la probabilidad de afiliación al régimen subsidiado y la probabilidad de no afiliación.

Palabras claves: afiliación, seguridad social en salud, régimen subsidiado, no afiliados, modelo logit multinomial. **JEL: C25, H51, I18, J21.**

Abstract:

Additional the socio demographic studies that focus on the determinants of health system affiliation, this work is incorporated into the analysis the heterogeneous characteristics of the labor market in order to assess specifically what the impact on the probability to be affiliated or not a particular health system, variables such as informality, the condition of unemployment, permanent disability of a person, the type of contract, the company size by number of employees etc. Since the affiliation with the General System of Social Security in Colombia is segmented into three alternatives, without any definite order, the question boils down to model the probability that the person takes a decision and choose one of them, so the information Quality of Life Survey 1997 and 2003, the paper analyzed by multinomial logistic models stylized facts and the evolution of the probability of affiliation to the subsidized regime and the probability of no affiliation.

Key words: affiliation, social health insurance, subsidized regime, unaffiliated, multinomial logit model. **JEL: C25, H51, I18, J21.**

¹ Investigador del Observatorio de Macroeconomía para el Pleno Empleo y Estabilidad de Precios CID, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Colombia. Agradezco las sugerencias y los comentarios de Gustavo Junca, director del Observatorio y sus miembros Mauricio Mendoza y Carol Niño. Los errores que se puedan presentar son de entera responsabilidad del autor.



Rector

Moisés Wassermann Lerner

Vicerrector Sede Bogotá

Fernando Montenegro Lizarralde

**FACULTAD DE CIENCIAS
ECONÓMICAS**

Decano

Jorge Iván Bula Escobar

Vicedecano Académico

Gerardo Ernesto Mejía Alfaro

ESCUELA DE ECONOMÍA

Director

Edgar Osvaldo Bejarano Barrera

**Coordinador Programa Curricular de
Economía**

Leonardo Duarte Vergara

Adriana Peña Edu Meza

Asesora

La serie Documentos FCE considera para publicación manuscritos originales de estudiantes de maestría o doctorado, de docentes y de investigadores de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia; resultado del trabajo colectivo o individual y que hayan sido propuestos, programados, producidos y evaluados en una asignatura, en un grupo de investigación o en otra instancia académica.

Documentos FCE

Escuela de Economía

ISSN 2011-6322

La serie Documentos FCE puede ser consultada en el portal virtual:
<http://www.fce.unal.edu.co/publicaciones/>

Equipo de publicaciones - FCE

David Alejandro Bautista Cabrera

Juan Carlos García Sáenz

Diseño

Andrea Paola Parra Martínez

Contacto: Unidad de Divulgación y Publicaciones.

Correo electrónico:

publicac_fcebog@unal.edu.co

Periodicidad: Trimestral

Este documento puede ser reproducido citando la fuente. *El contenido y la forma del presente material es responsabilidad exclusiva de sus autores y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.*

Introducción

Este documento presenta un análisis de los principales determinantes de la afiliación al sistema de salud, dándole especial énfasis a la dimensión laboral del problema. Para avanzar en la exploración de esos determinantes se identifican las variables que afectan directamente la afiliación incorporando las características heterogéneas del mercado laboral, lo cual permite hacer una aproximación y evaluación del impacto de variables como la informalidad, la condición de desempleo, el tamaño de la empresa según número de empleados etc. sobre la probabilidad de estar afiliado al régimen subsidiado de salud o sobre la probabilidad de permanecer sin afiliación. Puesto que la afiliación al Sistema General de Seguridad Social en Colombia está segmentada en tres alternativas, sin orden alguno definido, la cuestión es modelar la probabilidad de que la persona tome una decisión y elija una de ellas. Así, para las estimaciones sobre afiliación para el período comprendido entre el año 1997 y el año 2003 se emplea la información de las encuestas de calidad de vida, ambas representativas para el total nacional, cabecera, resto y regiones del país. En el documento se analizan, mediante modelos logísticos multinomiales los hechos estilizados y la evolución de la probabilidad de afiliación al régimen subsidiado y la probabilidad de no afiliación.

Lo anterior se considera de importancia, principalmente porque la Ley 100 al ajustar la contribución a la capacidad de pago y/o los ingresos de la población hizo que la afiliación al régimen contributivo, en el caso de la población trabajadora, quedará dependiendo de la evolución de trabajo formal, mientras que el régimen subsidiado y el de transición para vinculados, fueron diseñados para la población más pobre con poca o ninguna capacidad de pago, quedó dependiendo, en buena parte, del empleo y las actividades económicas informales, mundo económico al cual se encuentra vinculada laboralmente la población más vulnerable económica y socialmente.

Por la elevada magnitud que acusa el grado de informalidad de la ocupación urbana en Colombia, sin duda se puede afirmar que el carácter del empleo es fundamentalmente de tipo informal. Es un fenómeno creciente y de poca elasticidad frente al crecimiento de la economía. En el primer quinquenio de los años noventa, la participación de la ocupación informal dentro del empleo urbano se situaba alrededor del 54%, pero a partir de 1996 empezó a crecer sostenidamente, hasta ubicarse en el 61% en el año 2003 (Pérez, 2004). Ahora bien, culminando el año 2007 Colombia completo cinco años consecutivos de crecimiento económico, caída en la

tasa de desempleo y aumento global de la ocupación. Esta tendencia persistió en 2008 en forma moderada, aunque los indicadores laborales empezaron a registrar deterioro. Pese al buen desempeño de la actividad económica general en esos años el nivel del empleo informal no descendió significativamente y hoy se mantiene muy elevado, pues de acuerdo con los resultados oficiales reportados recientemente, (DANE, 2009), cerca del 58% de la población ocupada en las trece áreas metropolitanas trabaja en el sector informal. Para los trabajadores informales y sus hogares los problemas de cobertura y servicios de salud siguen siendo muy preocupantes ya que el 20% de ellos no tiene afiliación a salud y los que están afiliados al subsidiado tienen un pésimo servicio. Conviene mencionar desde ya que las encuestas de calidad de vida revelan cómo dentro de los segmentos de población afiliada al régimen subsidiado y la que carece de afiliación, se caracterizan por tener el mayor número de personas que laboran en la informalidad y que están desocupadas.

Vale señalar que el panorama descrito puede empeorar porque para el presente año y para el 2010 se espera una contracción del crecimiento económico, habida cuenta de la crisis que golpea al sector real y financiero de las economías desarrolladas.

Se precisa, así, la incidencia que pueden tener los problemas estructurales del mercado de trabajo sobre el sistema de salud: la evolución de la afiliación a un régimen de salud no sólo depende de lo que suceda con los recursos estatales y las contribuciones a un fondo de solidaridad que realizan los afiliados al contributivo que devengan ingresos por encima de cinco salarios mínimos, también, depende críticamente, de la evolución de la economía y el empleo informal.

El documento se estructura en cuatro partes. En la primera se evalúa la situación del sistema de salud colombiano antes y después de la Ley 100; en la segunda parte, a partir de la evidencia encontrada en los análisis recientes realizados por varias entidades e investigadores se identifica y se resume la evolución y los hechos de mayor relevancia en la afiliación a los servicios de salud en Colombia; en la tercera se explica la metodología así como el modelo y las variables que lo conforman; en la cuarta se presenta el análisis de los resultados y en la última, a manera de conclusión, se sintetizan los hallazgos de este estudio.

Antecedentes del sistema colombiano de salud

Con antelación a la Ley 100 de 1993 el sector salud en Colombia lo conformaba el sistema de seguridad social, el oficial y el privado. El primero, representado por el Instituto de Seguros Social, atendía a los asalariados del sector privado y a las entidades de previsión social que proporcionaban servicio a los trabajadores públicos del sector oficial de las esferas nacional, departamental y municipal. Aunque la mayoría de la población trabajadora se debía encontrar bajo la protección esas entidades, sólo afiliaban a los asalariados y su cubrimiento no pasaba del 50%. En cuanto a la cobertura de la población las entidades de previsión no pasaban de una protección del 20% (Barón, 2007).

El sistema oficial comprendía los servicios de salud departamental y municipal, que debían atender al 50% de la población sin protección y a las familias de trabajadores con protección parcial, pero sólo alcanzaban al 40%. Por su parte, con el sistema privado cubría el 17% y atendía, básicamente a la población de altos ingresos, que no tenían afiliación a entidad de seguridad alguna, pero contaban con atención médica privada (Barón, 2007).

Para el ISS y para las entidades de previsión social, el financiamiento provenía, respectivamente, de los aportes hechos por los trabajadores y patronos y por los aportes del presupuesto nacional, mientras que los servicios en salud del sistema público se financiaban con fondos cedidos por los distintos niveles gubernamentales y, en menor proporción, con algunos pagos de los usuarios a los hospitales. La financiación del sistema privado, por su lado, se obtenía mediante el pago de primas por pólizas de seguros voluntarios, planes prepago y pagos directos a proveedores particulares.

De tal manera que el panorama del sector exhibía una organización atomizada, modalidades diversas de financiación y cotización para la provisión de servicios. En consecuencia la alta desprotección por la baja afiliación y un sistema de financiamiento bastante inequitativo y excluyente que segregaba la población por su capacidad de cotizar, se traducían en inaceptables niveles de eficiencia y mala calidad de servicio. En su momento, el sistema colombiano de salud colapsó debido a que la inversión pública se desvió hacia el crecimiento de la burocracia, con muy bajo retorno a los usuarios. Hoy en día la historia se repite con el caso de ETESA. En el período de pre-reforma, la inequidad fue socialmente

insostenible toda vez que mientras sólo el 16% de la población contaba con seguridad social, el resto estaba sometido a un servicio público de salud que no ofrecía garantía alguna de atención. En este contexto, la reforma de salud se concibió como una posibilidad objetiva de mejorar el bienestar de la sociedad (Ruiz, 2006).

Para cambiar el panorama descrito, se promulgó la Ley 100 que creó el Sistema General de Seguridad Social en Salud, SGSSS, a fin de generar mayor cobertura de aseguramiento y mejor acceso de la población a los servicios de salud, y, sobre todo, para alcanzar el objetivo de cobertura universal de protección hasta la población de nivel 3 de Sisben, para los siguientes tres años.² Entre las disposiciones más relevantes se citan: i) el carácter obligatorio de la afiliación, ii) la unificación de las cotizaciones, iii) la concreción de los planes de beneficio y iv) los servicios integrales de salud para el grupo familiar del Plan obligatorio de salud, POS. En el ámbito organizativo estableció la creación de las Empresas Promotoras de Salud, EPS, y ordenó una reorganización de las Instituciones Prestadoras de Servicios, IPS.

Esta Ley, a partir de la diferente capacidad de pago de la población, segmentó el sistema de protección al establecer el régimen contributivo, el subsidiado y de transición. A propósito de esto un reciente estudio señala que Ley 100 permite, en el régimen contributivo, un paquete integral con pocas exclusiones, mientras que en el subsidiado es más incompleto, de menos contenido o más restringido que aquel. Como consecuencia, la brecha se ha ampliado y los denominados “subsidios parciales que ostentan un plan de beneficios menor al del subsidiado, quiebran la progresividad y conducen a una mayor segmentación (Fundación Corona, 2009).

La Ley definió que en el régimen contributivo debían afiliarse obligatoriamente todas las personas vinculadas por contrato de trabajo, los servidores públicos, los pensionados y jubilados y los trabajadores independientes con capacidad de pago, garantizando, así, el derecho a un POS para el cotizante y su la familia, con protección integral en los casos de enfermedad general y maternidad, promoción de la salud y prevención, diagnóstico, tratamiento y rehabilitación. Este régimen se constituyó a través de las Empresas Prestadoras de Servicios, encargadas de promover y efectuar el aseguramiento de toda la población.

² Según el DNP se propone lograr cobertura universal en 2009, 100% para los niveles SISBEN 1 y 2, con subsidios Plenos, garantizando un Plan de Beneficios para la población pobre.

Por el lado del régimen subsidiado la protección se orientó a los grupos más pobres y vulnerables de las áreas urbanas y rurales, cuya población³ está conformada por personas de nivel 3 del Sisben, esto es trabajadores independientes, por cuenta propia, tfsr etc. casi siempre informales, en su mayoría con bajos niveles educativos e ingresos que les impide pagar una cuota completa en el régimen contributivo. La vinculación se obtiene con el pago de una cotización subsidiada, total o parcialmente, financiada con recursos fiscales, parafiscales y de solidaridad, y con el cual se garantiza el derecho a un POS que cubra servicios de primer nivel y algunos del segundo nivel de atención.

Por último, la ley también contemplo un régimen transitorio o de “vinculados” durante el tiempo que demandaría el ajuste del sistema, del cual hacen parte aquellas personas que por no tener capacidad de pago alguna, permanecen como no afiliados a un régimen de salud. El objeto de ese régimen es que la población no afiliada, reciba atención en la red pública de hospitales financiados con el presupuesto general de la nación, como subsidio a la oferta y por las IPS privadas que tengan contrato con el Estado. Es de anotar que estudios realizados con el apoyo de la Fundación Corona y otras entidades, han encontrado que si bien la mayor parte de la población sin protección corresponde a personas no focalizadas en el segmento medio-bajo de ingresos del grupo clasificado en el nivel 3 del Sisben, existen muchas con capacidad de pago, a lo que habría de agregar que pese a que tienen ingresos altos se han beneficiado de esa red de salud.

En general la evaluación de los resultados hasta hoy alcanzados por la Ley 100, destacan cómo transformó el sistema de salud colombiano caracterizado, hasta la consolidación de la reforma en 1996⁴, por la pobre cobertura y un acceso caótico, inequitativo y marcadamente excluyente. De cualquier manera si bien en todo este tiempo se registra ampliación de cobertura de aseguramiento a los servicios, es indudable que no sólo el alcance universal aun está muy lejos, sino que cada vez se pierde más en calidad y ampliación de servicios. Todavía más grave es la persistencia de serios problemas de financieros en los hospitales de la red pública, que en

³ El artículo 157 de la ley 100 establece que en el acceso al régimen subsidiado tienen especial importancia y prelación personas como las madres comunitarias, las mujeres cabeza de familia, los niños menores de un año, los menores en situación irregular, las personas mayores de 65 años, los discapacitados, los campesinos, las comunidades indígenas, los trabajadores y profesionales independientes, artistas y deportistas, periodistas independientes, maestros de obra de construcción, taxistas, electricistas, desempleados y demás personas sin capacidad de pago.

⁴ El período de consolidación se inicia en este año con la entrada en funcionamiento de la mayoría de las empresas promotoras de salud del régimen contributivo, la progresiva implantación del régimen subsidiado mediante un amplio conjunto de administradoras del régimen subsidiado (Ars) y la transformación o supresión de Entidades Adaptadas al Sistema (Eas) de algunas de las entidades de previsión social del anterior sistema (Barón, 2007)

no pocas ocasiones han llevado al cierre perjudicando directa y enormemente a los sectores de población más pobres que son los que emplean estos servicios. A lo anterior se suman las difíciles condiciones de desempleo y baja remuneración que normalmente deben enfrentar los trabajadores de la salud; asimismo la crisis permanente en el Seguro Social y, especialmente, el deterioro agudo y generalizado del servicio prestado por las EPS's. En medio de este panorama, la afiliación al régimen contributivo decrece en contraste con el subsidiado que aumenta continuamente, todo como consecuencia de la mayor informalización del mercado laboral, originada en un aparato productivo incapaz de producir empleo formal. Probablemente estas circunstancias eventualmente agudizaran los problemas fiscales del sector salud debido a la presión de un creciente gasto público en salud.

Hechos estilizados

Con anterioridad a la reforma del sistema de salud colombiano, cerca del 25% de la población nacional total se encontraba desprotegida, estimándose en 19% la que no accedía a los servicios cuando los necesitaba (Barón, 2007). Otros estudios indican que el aseguramiento de la población colombiana era del 20% en 1990, (Giedion y Acosta, 1998), y 25% en 1993 (Flórez y Hernández, 2005). Para 1994 el 20% de la población total del país, contaba con cubrimiento en salud y se trataba básicamente de trabajadores vinculados al sector público y privado, es decir vinculados al sector formal de la economía. El resto de la población accedía a los servicios a través de los servicios prestados por los hospitales públicos.

En general, los estudios y la información disponible reciente sobre el sector evidencian que la reforma al sistema de salud logró notables avances en cobertura de protección, especialmente durante los primeros años de su implementación, hecho que se mantuvo hasta que se agotó la fase de afiliación del grupo familiar del trabajador y cuyo impacto más inmediato en cobertura fue incorporar como beneficiarios a los miembros del grupo familiar de los trabajadores; de tal forma, se pasó de 7.5 millones personas aseguradas en 1994 a 12,1 millones en 1995, equivalente a un incremento de la cobertura nacional del 19,8% a 31,9%, entre esos dos años (Restrepo et al 2007). En lo que no se avanzó fue en ampliación de servicios médicos en las diferentes áreas de la salud en la calidad de la atención.

Pese a la ampliación en el número de miembros afiliados entre 1994 y 1997, el cubrimiento como porcentaje de la población del país se empezó a estancar a la par con la dinámica decadente del empleo formal. En los siguientes años, entre 1997 y el año 2000, el aumento de los afiliados fue muy modesto y la cobertura se redujo a 30,9% de la población total y al 31%

de la población trabajadora. Por último, en el período comprendido entre el 2000 y el año 2003 se registró una recuperación en el nivel de afiliados originada, principalmente en el los trabajadores cotizantes, no obstante las tasas de cobertura se mantuvieron por debajo de las registradas en 1994 y 1997, 31% de la población total y 32,2% en los trabajadores (Restrepo et al 2007).

El trabajo de Restrepo encontró que con la reforma el número de trabajadores cotizantes como porcentaje de la población trabajadora del país no aumentó, de hecho, en el régimen contributivo, pasaron de representar el 34% en 1994 al 32,5% en el año 2003. De acuerdo con los datos reportados por la ECV 1997, se observó que entre la población formal los trabajadores cotizantes representan el 82,8% (90,7% entre los trabajadores públicos y 81,5% para empresas con menos de 10 empleados), pero esta cifra bajó a 14,3% para la población informal (37,8% en empresas con menos de 10 trabajadores, 17,2% de empleadas domésticas y amas de casa y 12, 7% para los trabajadores independientes).

Otros estudios afirman que la afiliación al régimen contributivo disminuyó entre el año 2003 y el año 1997, debido al permanente aumento en la en la tasa de desempleo que trajo la crisis económica de finales de los años noventa, la cual, pasada la crisis, no mostró un descenso acelerado, como consecuencia empezó a estancarse la población afiliada en el 30% de la población (Ruíz, 2006).

En contraste, la afiliación al régimen subsidiado creció mucho más rápido. En efecto, su cobertura durante los primeros años registró un notable crecimiento que después de alcanzar, en el año 1996, el 15,5% de la población nacional pasó al 21,2% en el año 1997, durante el período de crisis económica, entre 1998 y el año 2000, experimentó un estancamiento que la situó en el 22% y en el 2004 la tasa de afiliación se aceleró (Ruiz, 2001) como consecuencia de los mayores aportes del gobierno a través del Sistema General de Participaciones (SGP), posteriormente siguió aumentado hasta niveles de casi el 30% en el 2007. Así, el régimen subsidiado registró marcado incremento en la cobertura con una tasa más rápida que la observada en la afiliación de la población al régimen contributivo.

Sin duda el avance en cubrimiento de la reforma en esos años fue notable, pues mientras que en 1990 era sólo del 20% en la actualidad la población afiliada alcanza el 80% y buena parte de quienes no pueden contribuir están en el régimen subsidiado o depende de la red pública. En efecto, para el año 2008 los resultados de la ECV del dane muestran que el 86,0% de la

población colombiana estaba cubierta por el SGSSS, lo que significa un incremento de 24,4 puntos porcentuales entre el año 2003 y el año 2008, o lo que es lo mismo la no afiliación cayó de 38,4% a 13,8%. Sin embargo, lo anterior significa que cerca de seis millones y medio de colombianos de la ciudad y el campo, carecen de afiliación dependiendo de la red pública, cuyo servicio es bastante deficiente. Por su parte, mientras en la zona urbana, el nivel de afiliación de la población se situó en 86,5%, con un incremento de 21,4 puntos porcentuales respecto a la afiliación registrada en 2003, que para entonces cubría el 65,1% de su población; en el área rural el incremento alcanzó 33,4 puntos porcentuales, al pasar de una cobertura del 51,2% en 2003 a 84,6% de personas afiliadas a SGSSS en 2008, es decir el número de personas del área rural no afiliadas descendió en 33,5 pp. en el período.

No obstante los avances anotados, permanecen las iniquidades regionales. Por regiones el mayor incremento en la cobertura del SGSSS se registró en la región Central, donde se alcanzó un porcentaje de afiliación de 86,7% es decir 33,1 puntos porcentuales superior a lo registrado en el 2003, año para el cual cubría el 53,6% de su población. En la región Pacífica el aumento fue de 29,9 puntos porcentuales pasando de 53,2% en 2003 a 83,1% de personas afiliadas en 2008. En la región Atlántica se observa la menor cobertura en seguridad social en salud, a pesar de que en esa región del país se logra un incremento de 25,0 puntos porcentuales de los afiliados en el 2008 (79,7%).

Llama la atención por su relevancia e implicaciones que mientras las afiliaciones al régimen contributivo en el período 2003-2008 disminuyeron tanto en el dominio nacional como en la zona urbana y rural, especialmente en la zona urbana, ocurrió todo lo contrario con las afiliaciones al régimen subsidiado. En efecto, la afiliación al SGSSS por regímenes arroja, para el 2008, que el 51,1% de la población estaba cubierta por el régimen subsidiado, frente a un 48,5% del régimen contributivo; esta situación representa un incremento en la afiliación al régimen subsidiado de 14,2 puntos porcentuales, frente a una reducción de 14,6 puntos porcentuales del régimen contributivo, con respecto a la información obtenida en 2003.

En la zona urbana, la distribución entre regímenes muestra que el 58,4% de la población se encuentra afiliada al régimen contributivo, disminuyendo 14,7 puntos porcentuales con relación al año 2003 (73,1%), mientras el 41,3% está en el régimen subsidiado, mostrando un aumento de 14,4 puntos porcentuales respecto al año 2003 (26,9%). Por su lado, en la zona rural, el régimen subsidiado recoge la mayor afiliación a la seguridad social en salud con el 83,1% del total, 8,8 puntos por encima de lo registrado en el 2003 (74,3%), mientras que el régimen contributivo

alcanza una cobertura del 16,4% de la población, lo que corresponde a una disminución de 9,3 puntos porcentuales con respecto al 2003.

El aseguramiento siempre ha sido mayor en las zonas urbanas que en las rurales, lo que para muchos es la evidencia de la existencia de inequidades favorables a las primeras (Flórez y Soto, 2007). Aunque la información de la ECV-2008 revela que la brecha ha disminuido significativamente como consecuencia de un aumento mayor en las zonas rurales, hoy sigue predominando ligeramente las zonas urbanas. De igual manera ocurre con la magnitud de los no afiliados de la zona rural en contraste con la zona urbana.

La afiliación a seguridad social en salud por regiones muestra el mismo comportamiento que a nivel nacional. En el 2003 y 2008, Bogotá presenta la mayor afiliación al régimen contributivo con una cobertura de 80,4% y 74,4% respectivamente, con lo que se corrobora, al igual que por zona de residencia, la existencia de inequidades por región, siendo las más favorecidas y fuertes económicamente las que presentan mayores niveles de aseguramiento. Entre las nueve regiones para la cual es representativa la Encuesta de Calidad de Vida, la Pacífica es la que registra mayor porcentaje de afiliación al régimen subsidiado, con el 77,6%, lo que significó un incremento de 9,2 puntos porcentuales frente a 2003.

En resumen, en todos estos años se ha ganado en cobertura, pero asimismo se ha perdido y cada vez se pierde más en calidad y ampliación de servicios.

Modelo y descripción de variables

De conformidad con sus características un individuo puede elegir ingresar al sistema de afiliación contributivo, subsidiado o permanecer como no afiliado (vinculado), es claro que optará por la alternativa que maximice su utilidad y se acomode a sus necesidades. Cuando la decisión que debe asumir la persona es entre más de dos alternativas la herramienta econométrica más idónea esta en los modelos de elección multinomial⁵ que permiten analizar la decisión tomada en función de un conjunto de variables explicativas. En el caso del estudio del aseguramiento en salud,

⁵ Hay dos razones substanciales que no hacen aconsejable el empleo de modelos binomiales para el análisis de los determinantes de la afiliación al SGSSS. La primera y más importante es que esos modelos, por construcción, deben omitir una de las tres alternativas de afiliación, por ejemplo si se trabaja con el subsidiado se omite el de vinculados o no afiliados. La segunda razón es que en la información de las ECV hay un fuerte desequilibrio entre unos y ceros (o viceversa) en cada tipo de afiliación, lo que eventualmente hace prácticamente imposible pronosticar un uno o un cero, incluso reduciendo el umbral de predicción que es de 0.5 tampoco se lograría una adecuada predicción.

estas variables aluden a características propias del individuo como educación, edad, sexo, posición ocupacional, desempleo, tamaño de la empresa, rama de actividad económica donde desempeña su ocupación principal etc.

Cuando las alternativas que enfrenta el individuo para decidir no tienen un orden predeterminado, como sucede con la afiliación, se aplican modelos multinomiales, cuyo fundamento es la maximización de la utilidad. Lo anterior supone que para un individuo i y una alternativa j , la utilidad, U_{ij} , es la suma de un componente determinístico, V_{ij} , que depende de unos regresores y parámetros desconocidos y de un componente aleatorio no observado, e_{ij} :

$$U_{ij} = V_{ij} + e_{ij}$$

Que es el denominado modelo aleatorio de utilidad aditiva (ARUM). Aquí $y_i=j$ si la alternativa j presenta la utilidad más alta entre todas las alternativas. Se sigue, entonces que:

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = j) &= \Pr(U_{ij} \geq U_{ik}) \\ &= \Pr(U_{ik} - U_{ij} \leq 0), \forall k \\ &= \Pr(\varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij} \leq V_{ij} - V_{ik}), \forall k \end{aligned}$$

De tal forma las utilidades de las j alternativas para el individuo i -ésimo se representa por

$$U_{ij} = \beta' X_{ij} + e_{ij}$$

Donde X contiene el conjunto de características personales del individuo y las propias de la elección y e_{ij} es el término de error.

En consideración a lo anterior, y siendo Y una variable aleatoria que indica la alternativa, entonces el individuo opta por elegir j si la utilidad que le proporciona tal alternativa es superior a la utilidad ofrecida por las demás alternativas, esto es:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } U_{i0} > U_{ij} \text{ para toda } j \text{ diferente de } 0 \\ 1 & \text{si } U_{i1} > U_{ij} \text{ para toda } j \text{ diferente de } 1 \\ \dots \\ (j-1) & \text{si } U_{i(j-1)} > U_{ij} \text{ para toda } j \text{ diferente de } (j-1) \end{cases}$$

La especificación del modelo de respuesta múltiple se expresa formalmente por medio de la siguiente relación:

$$Y_{ij} = \beta' X_{ij} + U_{ij}, \text{ con } i = 1, 2, \dots, n \text{ los individuos y}$$

J = las diferentes alternativas

(1)

Ahora bien, debido a que en el caso de la afiliación a los servicios de salud las personas enfrentan diferentes opciones de elección sujetas a un mismo conjunto de características, la especificación del modelo multinomial es de tipo logístico, en el cual las j perturbaciones son iid (Green, 2000), entonces

$$\Pr(y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{\sum_{k=0}^j e^{\beta_k' x_i}} = p_{ij}$$

(2)

Donde P_{ij} es la probabilidad de que la persona i elija la opción j . Así, las ecuaciones estimadas para cada una de las alternativas proporcionan un conjunto de probabilidades para esa j -ésima alternativa que puede elegir una persona que deba tomar una decisión sujeta a sus características individuales. Para evitar que todas las probabilidades sean iguales y asegurar la identificación del modelo, este se normaliza haciendo $\beta_j=0$ en una de las categorías, lo que posteriormente sirve para interpretar los coeficientes estimados con respecto a esa categoría, denominada categoría base. Las probabilidades resultantes son:

$$\Pr(y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{1 + \sum_{k=1}^j e^{\beta_k' x_i}} = p_{ij}$$

(3)

$$\Pr(y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^j e^{\beta_k' x_i}} = p_{i0}$$

(4)

En este trabajo se toma como categoría base el régimen contributivo. La estimación se lleva a cabo mediante la maximización del logaritmo de la función de verosimilitud obteniendo un vector de coeficientes correspondiente a cada una de las variables explicativas para cada elección.

En los modelos multinomiales los coeficientes no tienen interpretación directa; en particular un coeficiente positivo necesariamente no significa que un incremento en el regresor lleve a un incremento en la probabilidad de seleccionar una alternativa. Sin embargo, en el caso de un multinomial logístico un coeficiente positivo significa que en la medida que se incrementa el regresor es más probable que la persona se incline por la alternativa j más que por la alternativa que sirve de categoría base.

Para el análisis de los coeficientes es útil apreciarlos más en términos exponenciales que en términos de parámetros estimados, lo cual se logra transformando los coeficientes mediante la razón de probabilidades:

$$\frac{\Pr(y_i = j)}{\Pr(y_i = 1)} = e^{x_i \beta_j} \tag{5}$$

Donde $e^{x_i \beta_j}$ da el cambio proporcional en la razón de probabilidades de inclinarse más por la alternativa j que por la alternativa 1, cuando x_i cambia en una unidad. La opción rrr de stata da los coeficientes estimados transformados.

En los modelos logit multinomiales, los efectos marginales, (EM), miden el cambio sobre las probabilidades estimadas que se generan ante los cambios en las características de los individuos, es decir muestran cómo cambian esas probabilidades con los cambios ocurridos en los regresores. Se calculan diferenciando la ecuación 4 con respecto a cada uno de los regresores del vector de características X :

$$\frac{\partial P_j}{\partial X_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=0}^j p_k \beta_k \right] = P_j \left[\beta_j - \bar{\beta}_i \right] \tag{6}$$

Donde $\bar{\beta}_i = \sum_l P_{il} \beta_l$ es una probabilidad promedio ponderada de β_l . Asimismo, su resultado se contrasta con la categoría omitida y las demás alternativas. Los EM se calculan con base en el promedio de las variables lo que hace que varíen con el punto de evaluación, esto debido a que P_{ij} varía con X_i . A partir de la anterior ecuación, es claro que los signos de los EM no pueden ser iguales a los de los coeficientes, de hecho para una variable x , el EM será positivo si $\beta_j > \beta_i$.

VARIABLES DEL MODELO

Para el modelo de elección múltiple, se construyó la variable endógena, AF, que representa la elección de afiliación al Sistema General de Seguridad Social en Salud, SGSSS, fijándole un valor a cada una de las alternativas que ofrece el sistema y que van de 1 a 3. La información sobre las personas contenida en esta variable es la siguiente:

$$AF_i = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo está afiliado al régimen contributivo} \\ 2 & \text{si el individuo está afiliado al régimen subsidiado} \\ 3 & \text{si no está afiliado a ningún régimen (vinculado)}^6 \end{cases}$$

Dentro de las variables explicativas y con diferentes categorías de desagregación, están educación, género, edad, zona, región geográfica, ramas de actividad económica, posiciones ocupacionales, informalidad, desempleo, incapacitados, oficios del hogar, ingresos y tamaño de la empresa.

La educación se trata de una variable continua, con la cual se intenta determinar si existe una relación positiva o negativa entre la afiliación a cualquiera de los regímenes de salud y el nivel de estudios de los individuos. Se supone que en cuanto mayor sea la educación más altos los ingresos asociados y mayor la probabilidad de estar afiliado, en particular al régimen contributivo. En el caso del régimen subsidiado y de quienes no tienen ningún tipo de afiliación, se espera que aquellos con menor nivel educativo muestren una relación positiva, es decir a menor educación mayor la probabilidad de pertenecer a dicho régimen.

Con la variable edad se espera que las personas de menos años edad, por lo general con poca experiencia laboral y bajos ingresos, en sus decisiones de afiliación elijan un régimen de salud consistente con sus condiciones - o más económico - que les permita garantizar un servicio de salud mínimo. También se supone efectos negativos sobre las alternativas subsidiadas de las personas mayores, debido a que el deterioro del estado de salud y a la aparición de enfermedades que surgen con los años, difícilmente admiten la posibilidad de no estar afiliado al régimen contributivo o subsidiado.

⁶ Las Encuestas de Calidad de Vida meten en un mismo saco a los no afiliados sin distinguir entre los que tienen y no tienen capacidad de pago. Para la Ley 100 los vinculados son todos aquellos individuos que carecen de afiliación a un régimen de salud debido a la falta absoluta de ingresos. Concepto este bien diferente al concepto de no afiliados de las encuestas.

A través de la variable dicotómica, sexo, se pretende ver cómo se afecta la probabilidad de afiliación por el hecho de ser hombre. Dado el rol laboral masculino dentro del hogar como principal aportante, se espera que su valor sea positivo. También indicaría cómo ha evolucionado la brecha de la afiliación entre hombre y mujer.

Por zonas, en este ejercicio se supone que para amplios segmentos de la población que viven en la zona urbana, con mejores niveles de ingresos y educación, predominan las afiliaciones al régimen contributivo. De hecho, en este sentido se ha encontrado evidencia cierta. En el caso del sector rural se espera que los resultados confirmen cómo la población campesina y el resto de trabajadores, en su mayoría vinculados a actividades económicas informales y con bajos niveles de ingreso, se encuentran afiliados al régimen subsidiado o no están afiliados, dependiendo, así, de la red pública de hospitales. Asimismo, por el lado del área geográfica, las condiciones de ingreso, empleo, educación etc. son bastantes disimiles entre las diferentes regiones del país lo que de alguna manera condiciona el tipo de afiliación a uno u otro régimen de salud. De acuerdo con lo anterior se examina el impacto sobre la afiliación por el hecho de estar en alguna de las ocho regiones definidas en las Encuestas de calidad de Vida. La variable omitida para zona es la urbana y para región una de las regiones.

Como variable explicativa que refleja el tipo de inserción laboral, se incluye a los trabajadores informales para quienes, dadas las precarias condiciones en la calidad del trabajo y los ingresos, educación etc., se espera que tanto el parámetro como el efecto impacten positivamente la probabilidad de estar afiliado al régimen subsidiado o, en su defecto y diferenciadamente, no estar afiliado a régimen alguno, contrario a lo que se esperaría en el caso del régimen contributivo. De todas maneras se espera que entre afiliación y régimen subsidiado exista una relación proporcional y no inversa. Esta variable se creó incorporando a los TFSR, a los cuenta propia (excepto profesionales independientes), a los empleadores y a los empleados y obreros particulares en empresas de menos de diez trabajadores, todo cruzado con la variable ingreso bajo.

Se incluyen como asalariados, básicamente, los obreros y empleados tanto particulares como gubernamentales, quienes por hacer parte de la economía y el empleo formal, con afiliación obligatoria al régimen contributivo, deben surtir efectos negativos e inversos sobre los regímenes subsidiados. Los asalariados del campo, los jornaleros, por tener su vínculo laboral en el área rural se examinan como otra categoría ocupacional.

Las personas desocupadas con más de uno o dos meses de cesantía, con bajos niveles de educación e ingresos se introducen como una variable explicativa de importante efecto positivo para quienes deciden afiliarse al régimen subsidiado y en el peor de los casos permanecer sin afiliación. De importancia similar se considera a las personas dedicadas a los oficios del hogar y aquellas con incapacidad laboral permanente.

Las ramas de actividad en las que se encuentran los ocupados se introducen como variables dicotómicas con el propósito de captar cuál es el efecto sobre la afiliación por el hecho de estar empleado en una u otra rama. Por ejemplo, para la alternativa de afiliación al régimen subsidiado, se espera que los parámetros y los efectos de sectores como construcción y servicios tengan impacto positivo.

También se considera que una variable que refleje adecuadamente el tamaño de la empresa permite examinar hasta donde es cierto que las empresas pequeñas eluden pagos de seguridad social, caso en el cual se esperarían efectos positivos en la afiliación al régimen subsidiado y de transición para los no afiliados.

La variable de ingreso laboral mensual se incluye a través de la especificación de tres rangos de ingreso, en términos de salario mínimo, para estimar los efectos sobre la afiliación al régimen subsidiado y los no afiliados, esperando que entre menor sea el nivel de ingreso, mayor el efecto (con signo positivo) sobre la probabilidad de estar afiliado al subsidiado y o no estar afiliado. Por último, con la variable tipo de contrato se pretende medir si la carencia de un contrato de trabajo impacta positivamente la probabilidad de estar afiliado al régimen subsidiado o no estar afiliado.

Resultados

Determinantes y evolución de la afiliación

Las tablas 1, 2 y 3 presentan el resumen de la estimación del modelo multinomial, las predicciones de probabilidades y sus respectivos efectos marginales; las salidas completas de stata 10 se pueden consultar en el anexo 1. La bondad de ajuste de los modelos para el año 1997 y para el año 2003 exhibe un pseudo R^2 de 20 por ciento y 19 por ciento, respectivamente. Sin embargo, como lo indica el estadístico de Wald, los regresores en conjunto son estadísticamente diferentes de cero al nivel del 5 por ciento.

En la tabla 1 se presentan dos conjuntos de regresiones estimadas cuyos coeficientes corresponden a al régimen subsidiado, $\hat{\beta}_2$, y a los no afiliados, $\hat{\beta}_3$, por cuanto que el vector asociado al régimen contributivo, β_1 , se utilizó para normalizar el modelo. Como ya se ha mencionado, los coeficientes de un modelo multinomial se pueden entender como la propensión que tiene la persona para decidirse más por la alternativa j que por la alternativa omitida o de comparación del modelo.

Aclarado lo anterior y tomando como referente comparativo la alternativa de afiliación al régimen contributivo, los resultados de la estimación ponen en evidencia que cuanto menor es la educación de la persona mayor es la inclinación de afiliación por régimen subsidiado o para no estar afiliado. En particular las personas sin “ningún” nivel educativo se afiliarán a uno de los dos regímenes, mientras que la inclinación por tales alternativas de las que tienen educación secundaria y superior es negativa. Este resultado era de esperarse ya que la educación permite al individuo mejor ingreso y acceso a un mejor régimen de seguridad en salud. Para el régimen subsidiado, nótese que tanto los signos como la significancia estadística de los coeficientes se mantienen en el transcurso del tiempo, sin embargo, el cambio proporcional (rrr) en la razón de probabilidades (odds ratio) disminuyó para las personas sin “ninguna” educación y aumentó para secundaria y superior. Lo mismo se observa para los vinculados, pero con menor intensidad.

Es conveniente tener en cuenta que en el período los movimientos hacia cero son declinaciones de los coeficientes que reflejan cierta pérdida de incidencia de la variable, así la caída en el coeficiente de variable “ninguna” educación muestra una menor incidencia sobre la inclinación de la persona para afiliarse a esos regímenes. En este trabajo tal comportamiento se atribuye al efecto generado por la ampliación de la cobertura registrada en el período.

Comparativamente con la alternativa de régimen contributivo, en el subsidiado y en los vinculados, la condición de ser hombre revela una interesante evolución en el tiempo para la decisión de afiliación. En el subsidiado del año 97 el coeficiente de esa variable fue positivo pero estadísticamente no significativo y en 2003, sin cambiar de signo, empezó a tener significancia, evidenciando que el hecho de ser varón hace más factible que la persona elija la alternativa régimen subsidiado que contributivo. En el caso de los vinculados, en los dos años, los coeficientes son positivos y estadísticamente significativos, sin embargo en 2003, el cambio proporcional en la razón de probabilidades disminuyó junto con el nivel de significancia. De todas formas, para optar por este régimen, la

condición de ser hombre tiene más peso que en el contributivo y en el subsidiado.

Las estimaciones de edad evidencian que las personas de menor edad, entre 18 y 29 años, son más propensas a afiliarse al subsidiado que al contributivo o, con mucha más intensidad, permanecer como vinculados o no afiliados. Mientras que para las personas con edades entre 30 y 53 años y con más de 54 es menos probable que elijan esas alternativas de afiliación y se inclinen más por el contributivo. Este resultado es consistente con lo que a priori se esperaba de esta variable. Es importante tener en cuenta que para estas variables la proporción del cambio de la razón de probabilidades de elegir la alternativa j (subsidiado y/o no afiliado) ha crecido en el tiempo, lo que da a entender que la edad es cada vez una variable con mayor incidencia sobre las decisiones de afiliación que tomen las personas.

De acuerdo con el signo y la significancia estadística, el hecho de que las personas vivan en el área rural implica un marcado efecto positivo para que en sus decisiones de afiliación a un régimen opten más por uno diferente al contributivo, especialmente en el caso del régimen subsidiado. Este resultado refleja las desigualdades de ingreso entre zona urbana y rural lo que hace que la población campesina se incline más por una de esas dos alternativas que por el contributivo. Nótese cómo en el tiempo, para esta variable el cambio proporcional en la razón de probabilidades aumentó para el subsidiado y disminuyó para los no afiliados.

Tabla 1, Estimación de los determinantes de afiliación al régimen subsidiado y no afiliados

VARIABLES	REGIMEN DE SALUD							
	Subsidiado				No afiliados			
	1997		2003		1997		2003	
RRR (1)	Std. Err	RRR	Std. Err	RRR	Std. Err	RRR	Std. Err	
Educación								
Ninguna	1.615735***	.0789717	1.305617***	.0451095	1.474756***	.066758	1.456656***	.0469097
Secundaria	.3762441***	.0169586	.5194827***	.0136607	.5559559***	.0197891	.6343213***	.0147056
Superior	.0701296***	.011972	.0825067***	.005014	.2756767***	.0207678	.2983678***	.0109173
Género								
Hombre	1.043696	.0397203	1.074.468	.024738	1.154268***	.0368904	1,255759***	.0251148
Edad								
de 18 a 29	1.243487***	.0885253	1567938***	.06912	1.445894***	.0843483	1.920701***	.0714584
de 30 a 41	.8127274**	.0612624	1.054.563	.0505513	.8567726**	.0546484	1.077378*	.0446961
de 42 a 53	.5168366***	.0407898	.7849922***	.0382468	.5521846***	.0370994	.7380696***	.031634
de 54 y más	.4039484***	.0289266	.5026064***	.0230783	.3998869***	.0241569	.3780579***	.0157139
Zona								
Area rural	5.143087***	.2044244	4,223897***	.2035137	3.125598***	.1086303	3,535961***	.1080719
Región geográfica								
R. Oriental	2.529262***	.148545	1.135686**	.0525803	.4801096***	.0245602	.5754048***	.0251403
R. Central	1.246945***	.0771158	1.08852*	.0531981	.5600487***	.0275451	1.027025	.0431492
R. Pacífica	1.355031***	.0800057	2.291476***	.1065723	.5754529***	.0271896	.5744457***	.0621216
Bogotá	.6814471***	.0602325	.8435294***	.0289644	.47433***	.0262224	.4664831***	.0130916
Antioquía	1.181476**	.069449	.9156463*	.0420673	.4264483***	.0200688	.6173285***	.0257993
San Andrés	.6241949***	.0663873	1.06953	.0950989	.1527012***	.0138872	.3222656***	.0282949
Orinoquía	3.789342***	.3325639	2.38466***	.1862179	.5935423***	.0468201	1.100928	.0797281
Ramas de actividad								
Minas	1.940749***	.3910812	1.068894	.2399687	1.770025***	.2477099	1.428415*	.2831062
Industria	1.460549*	.2838551	.8307979***	.0512266	1.331234**	.165379	1.117666*	.0574276
Comercio	3.335979***	.741019	.8582816**	.0466365	3.201632***	.4735277	1.104769*	.051734
Transporte	1.454533*	.274817	.7822531**	.0667262	1.541163***	.1806201	.9517446	.0652533
Inmobiliaria	2.304055***	.532021	.608394***	.0700035	2.079336***	.3112625	.8941401	.0674816
Ser. Personales	2.408095***	.4658237	.7472917***	.0494404	1.742662***	.2137145	.927066	.0523482
Posic. Ocupacionales								
Obre. y/o empl. Part.	.4476928***	.0555371	.8892927***	.0625083	.5411878***	.0541076	.722364***	.0423427
Obre. y/o empl. Gobier.	.2836799***	.0832718	.515593***	.0866317	.2556925***	.0550506	.1602658***	.0249896
Empl. Domésticos	.8209288	.1657492	1.422696***	.1577606	1.340004*	.2262786	1.369705***	.1348807
profesionales indep.	.4457006	.4454697	.3847295***	.1075302	.9149582	.2878723	.8733134	.099761
Jornaleros	2.948243***	.4182245	1.258395*	.1469908	2.735491***	.3731473	1.297337**	.1414139
Informales	1.119693	.1289396	1.372091***	.0820381	1.373828***	.1394349	1.234993***	.0649763
desocupados	2.901077***	.3601936	2.895631***	.3627114	3.016594***	.2936241	3.363028***	.3627114
Incapac. permanentes	3.447949***	.4309702	2.367626***	.1761453	2.791337***	.3185149	1.702988***	.1264474
Oficios del hogar	2.270242***	.1603406	1.859819***	.0853479	1.842601***	.1101614	1.595216***	.0656211
Ingresos								
Bajo	12.2216**	13.88265	6.392581***	1.122064	3.489437**	1.704464	3.778119***	.5018609
Medio	3.183525	3.619666	1.244146	.2211469	1.248692	.6096747	1.239653	.1660456
Alto	9.457705**	10.74336	4.205706***	.7377599	3.169078**	1.54864	3.077986***	.4088475
Tamaño empresa								
Solo	1.936453***	.4236414	3.177493***	.185534	1.854313***	.289516	2.912816***	.1455331
de 2 a 5 personas	2.092849***	.4277704	2.771209***	.154721	2.258749***	.3198043	2.840752***	.1288874
de 6 a 10 personas	1.460294**	.3252873	2.285515***	.1911093	1.546257***	.2438133	2.374543***	.1563304
de 11 a 49 personas	.653277*	.1529386	1.415707***	.123862	.766337	.1278662	1.368457***	.0905736
de 50 y más	.4233218***	.1077916	.8653551	.0925854	.3283281***	.0565163	.6307527***	.0541602
Número de observaciones:	38518		85150					
Wald chi2 (82)	9949.98		19666.64					
Prob>chi2	0.0000		0.0000					
Pseudo R2	0.1967		0.1875					
(1) RRR=Pr(yi=j)/Pr(yi=1)=exp(x'βj)								
***' 0.01; **' 0.05; *' 0.1 y ' no significativo								

Fuente: Cálculo del autor con base en las ECV

Por región geográfica también se pueden observar apreciables diferencias. En el subsidiado, con efecto positivo se encuentran la Oriental, la Central y muy especialmente Orinoquia seguida por la región Pacífica, estas tres últimas caracterizadas por una dinámica creciente en el tiempo.

Como era de esperarse Bogotá presenta signo positivo en los dos años, en tanto que Antioquía pasó de positivo en 1997 a negativo en 2003. Lo mismo se observa en el caso de San Andrés, excepto que en 2003 dejó de ser estadísticamente significativo.

En el caso de los no afiliados se advierte que en 1997 todas las regiones exhiben coeficientes con signos negativos, mientras que en el año 2003 la región Pacífica es la única que presenta signo positivo, lo que implica que las personas que viven allí inclinan sus decisiones por la no afiliación.

Los resultados de las estimaciones relacionadas con las ramas de actividad, donde la persona desarrolla la actividad principal, revelan que las decisiones de afiliación de aquellas vinculadas a minas, industria, comercio, transporte, actividades inmobiliarias y servicios personales, en 1997 se inclinaban más por régimen subsidiado o a permanecer como no afiliados.

Estos resultados parecen un poco contra intuitivos con lo esperado, especialmente en el caso de industria, sin embargo es probable que el modelo este captando como en ese momento en muchas ramas de actividad no se le estaba dando cumplimiento a la afiliación obligatoria exigida por la Ley 100 llevando a muchas personas a optar por una modalidad de afiliación diferente a la del contributivo. No obstante, con el transcurso del tiempo, en el año 2003 sin que se modificara el nivel de significancia de los coeficientes descritos, excepto minas, cambiaron los signos, lo cual implica decisiones por parte de las personas contrarias a las de 1997.

Pasando a las posiciones ocupacionales, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos y presentan los signos esperados en las categorías de empleado y obrero particular y de gobierno y profesionales independientes. Las personas que ostentan estas posiciones ocupacionales inclinan más sus decisiones de afiliación por el contributivo que por el subsidiado o el de vinculados y su dinámica en el tiempo es creciente, según se deduce del incremento en el cambio proporcional en la razón de probabilidades. Por el contrario, para la categoría de jornaleros o peones, es más factible que sus decisiones de afiliación se inclinen más por el subsidiado o por el vinculado que por el contributivo, lo que tiene que ver con el hecho de que sus vínculos laborales están en el sector rural.

Obsérvese que este coeficiente es marcadamente decreciente en el tiempo, pues en el caso del subsidiado el rrr pasó de 2,95 en 1997 a 1,26 en 2003 y en el caso de los no afiliados el descenso fue de 2,7 a 1,3, igual se aprecia con los p-value.

De igual manera ser informal, estar desempleado y estar dedicados a oficios del hogar son situaciones de gran importancia que llevan a que las personas tiendan a preferir la alternativa de afiliación subsidiada o la no afiliación, más que la del contributivo, tal como lo indican los cambios proporcionales de las razones de probabilidades producidos por los cambios unitarios que ocurren en cada una de esas variables. En contraste con oficios del hogar, se puede apreciar como para los no afiliados la condición de desempleo es creciente en el tiempo, mientras que en el subsidiado se registra estabilidad. En cuanto al empleo informal es claro que con el transcurso del tiempo su peso es cada vez mayor en la inclinación de las personas para optar por alguna alternativa diferente a la del régimen contributivo. Sin duda estos resultados son consistentes con los altos niveles de ocupación informal y de desempleo que desde hace tiempo viene registrando el mercado laboral colombiano.

Mención aparte merece el caso de los trabajadores domésticos. Para el subsidiado, en 1997 el coeficiente no presentó el signo esperado y no fue diferente de cero. Sin embargo, en el año 2003 los resultados fueron los opuestos y el cambio proporcional en la razón de probabilidades aumentó de 0,82 a 1,42. Entretanto para los no afiliados, en los dos años, los parámetros estimados, de acuerdo con lo esperado, fueron positivos y diferentes de cero y la razón de probabilidades tuvo un leve cambio al pasar de 1,34 a 1,37, indicando que la persona por tener una actividad laboral de tipo doméstico se inclina más a permanecer sin afiliación que afiliarse al contributivo. Una interpretación similar, pero menos contundente, es válida para los resultados del subsidiado.

Para entender el resultado de la alternativa dos, conviene tener en cuenta las restricciones teóricas y metodológicas del dane para precisar el alcance conceptual y la caracterización de lo que es la informalidad y las posiciones que caen allí. En efecto, en el caso de los trabajadores del servicio doméstico si bien es una categoría ocupacional importante en el país, con el proceso de urbanización también ha venido cambiando en la modalidad. Por ejemplo hoy en día la labor de empleada doméstica interna se ha reemplazado paulatinamente por la modalidad de trabajo por días en uno o varios hogares, lo que las asemeja más a trabajadores por cuenta propia, además se sabe que la gran mayoría de estas trabajadoras prefieren estar afiliadas al SISBEN con lo que se evitan descuentos por salud y pueden garantizar el servicio estén o no trabajando. Sin duda la imprecisión

conceptual implica una errónea clasificación y, asimismo, puede distorsionar los resultados del modelo.

Como era de esperarse tener una incapacidad permanentemente es una condición de mucha importancia en la decisión de afiliarse, especialmente a la alternativa subsidiado, según lo muestra la significancia estadística y el cambio proporcional en la razón de probabilidades en el tiempo transcurrido.

En los dos años de análisis, los coeficientes estimados de la variable ingreso revelan una fuerte incidencia positiva sobre la propensión de las personas por un régimen diferente al contributivo. A diferencia del ingreso medio, el bajo y el alto son estadísticamente significativos. No obstante el comportamiento difiere en el tiempo. En efecto, en el caso de lo vinculados o los no afiliados el cambio proporcional de las probabilidades de elegir esta alternativa más que la de la categoría base pasó de 3,5 en 1997 a 3,8 en 2003 y la significancia estadística se cuadruplicó; esto también sucedió con el ingreso alto, solo que su dinámica es decreciente en el tiempo. Para el año 2003 la significancia estadística del ingreso bajo y alto tuvo un marcado aumento bajo el régimen subsidiado, sin embargo es claro que la incidencia del ingreso alto para que las personas opten por este régimen ha decaído agudamente en el tiempo.

Estos resultados son consistentes con el hecho de que los individuos con ingreso medio normalmente cuentan con afiliación al régimen contributivo, mientras que para los de ingreso bajo estar afiliado al subsidiado o permanecer como no afiliados es lo que más maximiza su utilidad. Por su lado, las personas con ingreso alto, generalmente, no tiene necesidad de tener afiliación alguna porque su capacidad de pago les permite acceder al servicio médico particular o prepago, sin embargo lo interesante es que el modelo los capta como no afiliados con capacidad de pago. Ahora bien, en el caso del subsidiado no hay que olvidar que debido a imperfecciones del sistema, especialmente a la falta de control y depuración de la información del sistema, muchas personas de ingresos altos se han beneficiado del servicio de salud subsidiado, algo que se refleja en los resultados.

Finalmente, los resultados de las estimaciones en el año 1997 relacionadas con el tamaño de la empresa donde la persona desarrolla la actividad principal, ponen en evidencia que las decisiones de afiliación de quienes laboran solos, en empresas que ocupan entre 2 y 5 trabajadores y de 6 a 10 empleados, inclinaban su elección más que por el contributivo por el régimen subsidiado o por permanecer como no afiliados, siendo los efectos positivos los de mayor impacto en el subsidiado. Entre tanto, las empresas

que empleaban entre 11 y 49 empleados y aquellas con más de 50 empleados revelan lo contrario.

El hecho destacado es que para el año 2003 las estimaciones de signo positivo incorporan las empresas que ocupan entre 11 y 49 personas y asimismo se evidencia un notable incremento en el cambio proporcional en las tasas de probabilidad debido a los cambios en cada uno de esos regresores. En efecto, en el subsidiado el que trabaja solo pasó de 1,9 en 1997 a 3,2 en 2003; en empresas que emplean entre 2 y 5 trabajadores de 2 a 2,8 y en el siguiente rango el cambio fue de 1,5 a 2,3. En no afiliados se pasó de 1,85 a 2,9 para quienes trabajan solos y de 1,5 a 2,4 en las empresas del rango de 6 a 10 trabajadores. Adicional a que en el año 2003 el grado de informalidad urbano llegó al tope del 61%, este resultado puede estar reflejando el inicio de una estrategia de las empresas formales para reducir costos laborales y administrativos, a través de la cual, con o sin mediación contractual, se empezó a encomendar individualmente a las personas parte de la producción, distribución y venta de sus productos, fomentando así el empleo informal.

Predicción de las probabilidades

En las tablas 2 y 3 se presentan los pronósticos de tres probabilidades que corresponden a las tres alternativas de afiliación que se tienen.

Tabla 2, pronóstico para el año 1997

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
pmlogit1	38518	.3125552	.2638369	.0042339	.996682
pmlogit2	38518	.2413157	.1623072	.0004541	.678952
pmlogit3	38518	.4461291	.1799097	.002564	.8785243
contributivo	38518	.3125552	.4635407	0	1
subsidiado	38518	.2413157	.4278869	0	1
noafil	38518	.4461291	.4970959	0	1

Para el año 1997, el modelo ofrece un aceptable nivel de predicción para las tres alternativas. Para la alternativa de régimen contributivo el rango de predicción se encuentra entre 0.04% y 99,7%. Por su lado, los rangos de predicción para la alternativa de régimen subsidiado y vinculado o no afiliados están entre 0.004 por ciento como mínimo y 68% como máximo, para el primero y entre 0.025% como mínimo y 88% como máximo, para el segundo.

Como se aprecia en la tabla 3, en el año 2003, pese a una ligera disminución en los pronósticos 2 y 3, el modelo también ofrece un buen nivel de predicción para las tres alternativas.

Tabla 3, pronóstico para el año 2003

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
pmlogit1	85150	.4616676	.281201	.0058154	.9985452
pmlogit2	85150	.2093482	.1319727	.0007556	.6201624
pmlogit3	85150	.3289841	.1735816	.0006991	.833666
contributivo	85150	.4616676	.4985314	0	1
subsidiado	85150	.2093482	.4068458	0	1
noafil	85150	.3289841	.469847	0	1

Para la alternativa de régimen contributivo el rango de predicción se encuentra entre 0.05% y 99,8%. Por su lado los rangos de predicción para la alternativa de régimen subsidiado y vinculado o no afiliados están, respectivamente, entre 0.007 por ciento como mínimo y 62% como máximo y 0.007 por ciento y 83,4%.

Efectos marginales de los determinantes de la afiliación

Es importante volver a subrayar que, como en los modelos de elección binomial, los EM se calculan en el promedio de las variables; es decir la probabilidad P_j de elegir alguna alternativa para el individuo promedio se obtiene utilizando el vector de coeficientes estimados tanto a través de las probabilidades como a través de la media ponderada, con esto se encontrará el EM de cada una de las características individuales para cada elección que realiza la persona para optar por una u otra alternativa de afiliación al SGSSS.

En la tabla 4, se resumen para los dos años los resultados de las estimaciones de los EM para el régimen subsidiado y para los vinculados o no afiliados. El interés se centra ahora en cómo cambian esas probabilidades con los cambios unitarios ocurridos en los regresores. Como ya se advirtió, el signo de los EM no es igual a los de los coeficientes.

En el caso de las variables de educación los estimativos de los EM tienen los signos esperados y estadísticamente son altamente significativos en las dos alternativas examinadas. En el período de análisis también se aprecia estabilidad en los EM únicamente para las personas sin “ninguna” educación, mientras en el caso de aquellas con educación básica y superior registran una evolución decreciente. Así, en 1997 un año adicional de educación básica tiende a disminuir la probabilidad de afiliarse al régimen subsidiado en 9,5% más que al contributivo o vinculado. Obsérvese que en 2003 este EM fue de 6,8%, con lo cual, en promedio, la disminución promedio en la probabilidad en el período es de 8,1%. En el caso de un año adicional de educación superior la probabilidad de la alternativa dos

disminuye, en 1997 y 2003, respectivamente, en 19,5% y 20,2%, es decir cerca del 20% en el período. Por último, un cambio unitario en la variable sin “ninguna” educación, pese a que es decreciente en el tiempo, en promedio incrementa en el período la probabilidad de afiliación al régimen subsidiado en 2,6%.

Pasando a los no afiliados se tiene que en 1997 un año adicional de educación básica disminuye la probabilidad de estar afiliado al régimen de los vinculados en 5% más que al contributivo o al subsidiado. En 2003 este EM pasó a 6,2%, es decir se incrementó en más de un punto porcentual (p.p.) lo que significa que en promedio, la disminución en el período es de 5,6%. Asimismo, un año adicional de educación superior disminuye la probabilidad de la alternativa tres disminuye y su efecto marginal cayó en 1997 y 2003, respectivamente, en 16,7% y 15,6%, esto es alrededor del 16% en el período. Por último, un cambio unitario en la variable sin “ninguna” educación, que es creciente en el tiempo, en promedio incrementa en el período la probabilidad de no estar afiliado en 5,4%.

En resumen, como era de esperar, entre mayor nivel de educación menor es la probabilidad de que la persona este afiliada al régimen subsidiado o que permanezca como no afiliada o vinculada. En contraste, bajo el régimen de no vinculados la carencia de educación es de gran impacto sobre la probabilidad y la dinámica de sus cambios es creciente en el tiempo. Lo contrario se aprecia en la alternativa dos o de régimen subsidiado, además de que el impacto de la carencia de educación tiene menor efecto que el observado en los no afiliados.

En ambos años, el hecho de ser hombre no es estadísticamente significativo y el impacto, que es negativo, sobre la probabilidad de la alternativa dos es muy pequeño. Sin embargo, para la alternativa de no afiliación los resultados evidencian todo lo contrario. Efectivamente, se puede apreciar que los estimativos de los EM son crecientes en el tiempo, altamente significativos y con importantes impactos sobre la probabilidad de la alternativa tres. Así, el EM de esta variable pasó de 3,1% en 1997 a 4,7% en 2003, lo que significa en el período un incremento promedio de 3,9% en la probabilidad de la alternativa tres, más que en la uno o la dos.

Las estimaciones indican que las personas con incapacidad laboral permanente y aquellas dedicada a los oficios del hogar se constituyen en importantes variables para la afiliación al régimen subsidiado de salud, más que al contributivo o el de vinculados. Para los cambios en la primera, el efecto marginal reporta, en 1997, un incremento en la probabilidad de la alternativa dos de 8,9% y de 10,8% en 2003, es decir en promedio las variaciones positivas de este regresor, generan en el período, en promedio,

un incremento de la probabilidad cercano al 10%. En cuanto a las personas dedicadas a los oficios del hogar, se encuentra que los estimativos de los EM son altamente significativos así como sus impactos sobre la probabilidad de la alternativa dos, sin embargo su dinámica en el tiempo es decreciente. En efecto, incrementos unitarios en esta variable provocaron que la probabilidad de optar por la alternativa dos aumentara, en 1997 y 2003, respectivamente, en 7,1% y 6,7%, esto es alrededor del 6,9% en el período.

Por el lado de las personas no afiliadas, las mencionadas variables inciden positivamente pero evidencian importantes diferencias en relación con lo observado en el régimen subsidiado. De hecho aquí los EM son decrecientes para incapacitados permanentes y crecientes para los oficios del hogar. Para los cambios en los incapacitados, el efecto marginal en 1997 generó un incremento en la probabilidad de la alternativa tres de 7,4% y de 4,7% en 2003, lo que equivale, en promedio, en el período a un incremento de la probabilidad cercano al 6%. Asimismo, se encuentra que incrementos unitarios en la variable oficios del hogar llevaron a que la probabilidad de elegir la alternativa tres aumentara 4,7%, en 1997 y 5,9% en 2003, esto es 5,3% en el período.

En el caso de la variable edad, exceptuando las personas del primer rango, todas las estimaciones de los EM tienen signo negativo y son estadísticamente significativos en el sistema subsidiado. Sin embargo, entre los dos años se aprecian marcadas y disimiles características en cada uno de los cuatro rangos. En el rango de las personas entre 18 y 29 años de edad, el EM pasó a ser estadísticamente significativo y positivo, con lo cual, en el año 2003, un cambio unitario en ese rango incrementa 2,2% la probabilidad de escoger la alternativa dos más que la uno o la tres.

El rango de 30 a 41 años cambió a positivo y dejó de ser significativo, mientras que los dos últimos, si bien conservan el signo negativo, exhiben una dinámica decreciente en los EM.

Tabla 4, Efectos Marginales de los determinantes de afiliación a régimen subsidiado y no afiliados

VARIABLES	REGIMEN DE SALUD							
	Subsidiado				No afiliados			
	1997		2003		1997		2003	
	dy/dx	Std. Err	dy/dx	Std. Err	dy/dx	Std. Err	dy/dx	Std. Err
Educación								
Ninguna	.0379028***	.00625	.0143342***	.00447	.038747***	.00797	.0685151***	.00645
Secundaria	-.0953059***	.00646	-.0680211***	.00325	-.0511494***	.00759	-.0621391***	.00455
Superior	-.1954572***	.00732	-.2024454***	.00315	-.1673818***	.0167	-.1563837***	.00609
Género								
Hombre	-.0086613*	.00526	-.0039628	.00311	.0310876***	.00651	.0469419***	.00403
Edad								
de 18 a 29	-.0054316	.00928	-.0216908	.00609	.0666966***	.01117	.1197342***	.00776
de 30 a 41	-.0179869*	.00956	-.0031961	.00639	-.0164932	.01254	.0134456	.00828
de 42 a 53	-.0481193***	.0093	-.0178933**	.00621	-.0849296***	.01361	-.0523864***	.00813
de 54 y más	-.0593863***	.00847	-.0489844***	.0054	-.1442535***	.01222	-.1626874***	.00666
Zona								
Area rural	.1507517***	.00543	.1350655***	.00504	.0918794***	.00667	.1670644***	.00574
Región geográfica								
R. Oriental	.2824649***	.01049	.0553945***	.0071	-.2824649***	.00794	.1216364***	.00671
R. Central	.1075008***	.01008	.0114442*	.00635	-.1673883***	.00893	.0003447	.00784
R. Pacífica	.1211604***	.00973	.1150671***	.00722	-.1706725***	.0087	.0204192**	.0073
Bogotá	.0083668	.01414	.02409666	.00458	-.1450959***	.01228	-.1610451***	.00552
Antioquía	.1259949***	.0099	.0148137**	.0063	-.2245533***	.00834	-.096593***	.00693
San Andrés	.0667395***	.0196	.0711548***	.01613	-.3563403***	.01159	-.2050422***	.01036
Orinoquía	.367007***	.01721	.1573677***	.01485	-.2949019***	.0119	-.0517231***	.01268
Ramas de actividad								
Minas	.0471567	.03261	-.0150557	.02245	.0583359	.03147	.0796695	.03672
Industria	.0326463	.03277	-.0336104***	.00717	.025353	.03079	.0374064***	.01076
Comercio	.0584507	.03917	-.0286074	.00635	.1120139**	.03741	.0326863***	.00947
Transporte	.0129199	.03026	-.0321458***	.01016	.062362**	.02898	.0035982	.01404
Inmobiliaria	.0555818	.0408	-.060062***	.0125	.0688619*	.03812	.0021216	.0163
Ser. Personales	.0921629***	.03632	-.0371858***	.00761	.0212867	.03259	.0003959	.01124
Posic. Ocupacionales								
Obre. y/o empl. Part.	-.0593863***	.01406	.0012311	.00956	-.0789027***	.02078	-.0611649	.01081
Obre. y/o empl. Gobier.	-.0834065**	.03356	-.0289601	.02222	-.2288767***	.04302	-.2629253	.01331
Empl. Domésticos	-.0602209***	.01974	.0335132**	.01573	.0924404**	.03065	.0465076**	.0195
profesionales indep.	-.1014	.10178	-.1029938***	.02211	.0482579	.09436	.141635	.02644
Jornaleros	-.0611427***	.01379	.017458	.01345	.0980571***	.01679	.0438167**	.01954
Informales	-.0171112	.01337	.0355471***	.00821	.0660592***	.01337	.0258501***	.01011
desocupados	.0419297***	.0192	.0647504***	.00965	.1228704***	.01961	.1913889***	.0108
Incapac. permanentes	.0889499***	.01988	.108293***	.01376	.0737337***	.0211	.108293***	.01574
Oficios del hogar	.0716055***	.01112	.0669801***	.01112	.0471106***	.01207	.0593617***	.00865
Ingresos								
Bajo	.3115766	.2412	.2044564***	.03396	-.0335204	.20901	.1452219***	.03364
Medio	.1980724	.25269	.019282	.02834	-.0969928	.19963	.0341595	.03154
Alto	.2515102	.19656	.145069***	.02843	.0301366	.174	.1511221***	.03071
Tamaño empresa								
Solo	.0400332	.03501	.1025972***	.00936	.0694975**	.03462	.1480986***	.0102
de 2 a 5 personas	.0275313	.03199	.0791041***	.00908	.1084221***	.03185	.1570591***	.00982
de 6 a 10 personas	.0129341	.03392	.0626228***	.01395	.0622588*	.03466	.1329405***	.01488
de 11 a 49 personas	-.041054	.03002	.0327463**	.014	-.0243286	.03638	.046799***	.01487
de 50 y más	-.0413597	.03456	.0044612	.01808	-.1945478***	.03508	-.0888899***	.01611

*** 0.01; ** 0.05; * 0.1 y ' no significativo

Fuente: Cálculo del autor con base en las ECV

Los resultados obtenidos para los vinculados ofrecen una mejor comprensión de la variable edad, toda vez que guardan mayor consistencia con los resultados de los coeficientes estimados. En efecto, el EM de las personas del primer rango indica para 1997 un incremento de 6,7% en la probabilidad de elegir permanecer como no afiliado, más que estarlo en la alternativa uno o dos. Para el año 2003 dicho incremento se situó en 12%, lo que implica en el período un crecimiento promedio de 9,4% en la probabilidad de escoger esa alternativa. Los dos últimos rangos conservan los signos negativos, sin embargo el impacto sobre la probabilidad que exhibe el tercer rango es decreciente, mientras la dinámica del cuarto rango es creciente. El rango de 30 a 41 cambio de signo pero continuó careciendo de significancia estadística.

Como ya se anotó, estos resultados son consistentes si se considera que las personas pertenecientes al rango de menor edad, por lo general, con menor experiencia laboral y menores ingresos, deben optar por un régimen consecuente con sus condiciones - o más económico - que les permita garantizar un servicio de salud mínimo.

Por zonas, los EM ponen de manifiesto la importancia y la marcada diferencia entre ellas. No obstante se aprecia un ligero descenso en el tiempo, puesto que en 1997 vivir en el área rural incrementa en 15% la probabilidad de afiliarse al régimen subsidiado más que a cualquiera de los otros dos regímenes y en 13,5% en el año 2003. En el caso de los no afiliados, el impacto sobre la probabilidad de la alternativa tres también es positivo y su crecimiento más dinámico, ya que el EM pasó de 9,2% en 1997 a 16,7% en 2003.

Las diferencias regionales también tienen importantes impactos sobre las probabilidades. Aunque en el tiempo han disminuido, se puede apreciar en ambos años que vivir en cualquiera de las siete regiones incrementa la probabilidad de afiliación de la alternativa dos. Esto es particularmente notorio en la Región de Orinoquía, seguida por la Oriental, Antioquía, Pacífica y Central.

Para los no afiliados los elevados impactos negativos sobre la probabilidad observados en 1997, se mantuvieron en 2003, excepto para la Región Central para la cual desapareció la significancia estadística y para la Pacífica, cuyo EM muestra cómo los cambios unitarios en ella inducen un incremento de 2% en la probabilidad de la alternativa tres, más que en al uno o dos.

Pasando a examinar cómo cambian las probabilidades de la alternativa dos y tres ante los cambios experimentados en las ramas de actividad económica, en 1997, en el régimen subsidiado, todas reportan EM con impacto positivo pero carentes de significancia estadística, excepto la de servicios personales que muestra como sus cambios unitarios implican que la probabilidad de afiliarse a dicho régimen se incrementa en 9,2%. En contraste, en el año 2003 se aprecia todo lo contrario, lo que implica que los cambios positivos en estas ramas hacen que las personas vinculadas a ellas se inclinen menos por la alternativa de afiliación dos y más por la uno o la tres.

En el caso de la alternativa tres, los no afiliados, en ambos años los EM son de signo positivo pero con significancia estadística y niveles de impacto heterogéneos. En industria, el EM del año 1997 generó un incremento en la probabilidad de la alternativa tres de 2,5% y de 3,7% en 2003, lo que equivale, en promedio, en el período a un incremento de la probabilidad de 3,1%. Sin embargo la estimación de 1997 no es estadísticamente significativa. La rama de industria junto con la de minas son las únicas que exhiben en el tiempo impactos crecientes sobre la probabilidad de la alternativa tres, de hecho, el EM de minas pasó de 5,8% en 1997 a 8% en 2003.

Si bien comercio es la única rama que guarda coherencia en el signo esperado y es estadísticamente diferente de cero, se destaca por el fuerte descenso de su dinámica en el tiempo ya que el EM cayó de 11,2% en 1997 a 3,3% en 2003, seguido por transporte cuyo EM bajó de 6,2% a 0,36% y que junto con la rama de actividades inmobiliarias, en 2003 dejó de ser estadísticamente significativa. Los EM de servicios personales, en los dos años, no registró significancia estadística.

Los efectos sobre la probabilidad de afiliación por estar vinculado a una determinada rama de actividad económica dados los problemas de significancia estadística en el subsidiado en el año 1997 y al comportamiento del signo en 2003 no son claros y no permiten comparación, por consiguiente no son concluyentes. Como se vio, para la alternativa tres, comercio es prácticamente la única que da resultados aceptables. Intuitivamente, lo anterior se explica en buena parte porque la ECV de 1997 captó muchas actividades que resultaron ser inclasificables dentro de las ramas de actividad investigadas por la encuesta.

Una variable que con el transcurrir del tiempo ha cobrado mayor importancia por su impacto sobre la probabilidad de que las personas se inclinen por uno de los dos regímenes diferentes al contributivo, pero muy especialmente al vinculado, es el desempleo. En efecto, las estimaciones del

EM de 1997 revelan que estar desempleado incrementa en 4,2% la probabilidad de que el individuo elija el subsidiado más que cualquiera de los otros dos. En 2003 ese efecto se situó en 6,5%, lo que significa, en promedio, un incremento de 5,4% en el período.

Como se puede observar, lo más interesante es que este efecto es todavía mucho más relevante para la alternativa tres, toda vez que el EM estimado, entre año y año, registró un marcado crecimiento. En 1997 el cambio unitario en la variable desempleo aumentó la probabilidad de la alternativa tres en 12,3% y en 19,1% en el año 2003. En promedio, lo anterior supone un crecimiento cercano al 16% durante el período. Es decir que el desempleo afecta más a la población no afiliada.

Este hallazgo muestra como el desempleo de las personas es una de las razones de acentuado peso que motiva la demanda por los servicios de salud subsidiados, especialmente a quienes carecen de afiliación, lo que hace suponer que situaciones de alta desocupación y deterioro del mercado laboral, obligarían al Estado a incrementar el presupuesto y los desembolsos para sostener el financiamiento y la sostenibilidad de la salud subsidiada, de lo contrario el número de colombianos sin servicios de salud podría aumentar dramáticamente. En este punto es conveniente recordar que las dos encuestas de calidad de vida muestran que dentro de las personas no afiliadas se encuentra, en promedio, el más alto nivel de desocupados.

Como era de esperar, por posiciones ocupacionales, en 1997 los EM estimados de la alternativa dos son estadísticamente significativos y presentan los signos esperados en las categorías de obrero o empleado particular, gubernamental, empleados domésticos y profesionales independientes. Sin embargo para el año 2003 se observa resultados bastante diferentes. El EM de obreros y empleados particulares no sólo cambio de signo sino que dejó de ser significativo, igual con los gubernamentales, excepto que conservo el efecto negativo.

Por su parte el EM de los profesionales independientes se mantuvo estable pasando de 10,1% en 1997 a 10,3% en 2003, es decir que el efecto de los cambios unitarios en esta variable, en promedio, provocan un decremento 10,2% en la probabilidad de la alternativa dos, más que en la uno o tres. Para la categoría de jornaleros o peones, los cambios unitarios, en promedio, inducen en el período un crecimiento de 10,2% en la probabilidad de la alternativa dos, más que en la uno o tres, de todas maneras adviértase que esta posición dejó de ser estadísticamente

significativa en 2003. En cuanto el resultado de los empleados domésticos no es claro, dado el cambio de signo y la caída en el EM de un año al otro.

Los resultados de los efectos marginales obtenidos para no afiliados, exhiben mayor precisión y contundencia sobre lo esperado, en cuanto al efecto sobre las probabilidades de afiliación por tener una determinada posición ocupacional. En efecto, excepto trabajadores independientes, los EM estimados de la alternativa tres son estadísticamente significativos, presentan los signos esperados y la dinámica del impacto disminuye con el tiempo, aclarando que esto último no aplica para los empleados del gobierno. Cambios en las posiciones para empleados particulares y gubernamentales, estimulan en promedio, respectivamente, caídas de 7% y 24,6%, en la probabilidad correspondiente a la alternativa tres, más que en la uno o dos. Por su parte, los EM de los jornaleros evidencian que un cambio en esa posición, en el año 1997, generaba un incremento de 9,8% en la probabilidad de la alternativa tres o de no afiliados, incremento éste, que se redujo a 4,4% en 2003, es decir el impacto promedio aumenta en 4,7% la probabilidad. Para los empleados domésticos, los cambios unitarios, en promedio, estimulan en el período un crecimiento de 6,9% en la probabilidad de la alternativa tres, más que en la uno o dos. Vale mencionar que estas dos categorías son las que registran el mayor descenso en los efectos de los impactos sobre la probabilidad de permanecer como no afiliado.

La condición de ser trabajador informal también ha resultado de gran impacto sobre las probabilidades de las dos alternativas de afiliación subsidiada en salud, especialmente para los no afiliados. Pese a que en el año 1997 este regresor estadísticamente no es significativo y no exhibe el signo esperado, en el año 2003 un cambio unitario en la variable generó un crecimiento de 3,6% en la probabilidad de afiliación al régimen subsidiado. En contraste para la alternativa tres, donde los resultados son más consistentes, los cambios generaron incrementos en las probabilidades de 6,6% en 1997 y de 2,6% en 2003, esto es un incremento promedio de 4,6% en el transcurso del tiempo.

Vale mencionar que a partir de las dos encuestas, el cruce de información entre regímenes de afiliación e informalidad laboral da clara evidencia de que, en promedio, la más alta proporción de trabajadores informales se encuentra en el contingente de personas no afiliadas a servicio alguno de salud. Igual que en caso del desempleo, este resultado pone de manifiesto como el estancamiento y la escasa creación de empleo formal y el subsecuente crecimiento del empleo y la economía informal que se registra en el país desde hace varios años, es una importante causa que explica el bajo crecimiento de las afiliaciones al régimen contributivo y la rápida

expansión que ha venido experimentando el régimen subsidiado y el de vinculados. Recuérdese que en el año 2003 la tasa de desempleo bordeaba el 18% y el grado de informalidad era de 61%.

En 1997 la estimación de los EM para la variable ingreso en cada uno de los tres rangos especificados, para ambos años y para las dos alternativas de afiliación, estadísticamente no difieren de cero, sin embargo los resultados para el año 2003 son significativos estadísticamente y de mayor consistencia. Lo primero que se debe apreciar es que el EM del ingreso medio, aunque presenta el signo esperado, estadísticamente no difiere de cero y es el de menor impacto tanto para los resultados de la alternativa dos como la tres. En contraste el ingreso bajo y el ingreso alto son variables que con sus cambios inciden de manera particular en el cambio de las probabilidades. En efecto, se puede apreciar que en el tiempo una unidad de cambio en el ingreso bajo mensual, induce, en promedio, un incremento de 25,9% en la probabilidad de la alternativa dos, más que en la alternativa de afiliación al contributivo. Asimismo, una unidad de cambio en el ingreso alto, lleva a un incremento promedio en el período de 19,8% en la probabilidad de la alternativa dos, más que en la alternativa uno.

En el caso de la alternativa tres, no afiliados, los coeficientes estimados del año 1997 no son diferentes de cero, pero se puede apreciar que esos dos rangos de ingresos son muy importantes en el año 2003 toda vez que el signo del coeficiente es el esperado y diferente de cero. De todas formas, dados sus cambios, el efecto sobre la probabilidad de la alternativa tres es menos marcado a lo observado en el régimen subsidiado para ese año. Como se mencionó en el análisis de los coeficientes, una explicación es que los individuos con ingreso medio cuentan con afiliación al régimen contributivo, los de de ingreso bajo se afilian al subsidiado o no se afilian porque es lo que realmente maximiza su utilidad, y es lo que más se acomoda a sus ingresos y necesidades. Sin embargo hay otros no afiliados con capacidad de pago⁷ que si bien no se discriminan y son difícilmente identificables por las ECV, los modelos estimados los alcanzan a captar. Se trata de personas de ingreso alto generalmente sin necesidad de poseer afiliación alguna porque su capacidad de pago les permite contar con servicio médico particular. En cuanto al subsidiado el modelo captura a todas aquellas personas con capacidad de ingreso que se han beneficiado de ese régimen aprovechando las debilidades e imperfecciones del sistema.

⁷ Un estudio reciente muestra que una gran proporción de las personas del no vinculadas a un régimen de salud y con capacidad de pago son personas que ejercen trabajos independientes (cendex, 2009.)

Por último, las estimaciones de los efectos marginales relacionados con el tamaño de la empresa permiten ver para el subsidiado que para quienes trabajan solos se genera con el transcurso del tiempo un incremento promedio de 7,2% en la probabilidad de la alternativa dos, más que en la uno o tres. Para empresas que emplean entre 2 y 5 trabajadores el incremento promedio es de 5,4% y el de las empresas que emplean entre 6 y 10 trabajadores 3,7%. Como se puede observar, estos rangos no son diferentes de cero en el año 1997. Los EM de los dos últimos rangos, de 11 a 49 y más de 50, tampoco presentan significancia estadística y los signos son negativos. Sin embargo, en el año 2003 se registró lo contrario para las empresas que empleaban 11 y hasta 49 trabajadores. Nótese que la dinámica de los tres primeros rangos es creciente, especialmente para el primero, cuyo EM pasó de 4% en 1997 a 10,3% en 2003.

Para la alternativa tres, los no afiliados, los EM del tamaño de la empresa evidencian impactos más dinámicos y contundentes sobre esa probabilidad. En efecto, el EM de quienes trabajan solos pasó de 6,9% en 1997 a 14,8% en 2003, lo que en el período, en promedio, significa que un cambio unitario en esta variable provoca un incremento de 10,9% en la probabilidad de no estar afiliados, más que en el subsidiado o contributivo. Para empresas que emplean entre 2 y 5 trabajadores el EM pasó de 10,8% en 1997 a 15,7% en el 2003, lo que en el período equivale a un incremento promedio es de 13,3%. Entre tanto, para aquellas empresas que emplean entre 6 y 10 trabajadores el efecto sobre la probabilidad, de un año al otro, pasó de 6,2% a 13,3%, es decir 9,8% de incremento promedio. En el año 1997 el rango de 11 a 49 exhibe signo negativo y no tuvo importancia estadística; lo contrario se registró en 2003. En cuanto al EM de las empresas con 50 y más empleados indica que sus cambios producen un decremento medio de 6,5% en la probabilidad de la alternativa tres, más que en la uno o la dos.

En resumen la variable tamaño tiene incidencia importante en las probabilidades tanto de la alternativa dos como de la tres, sin embargo se encuentra que su impacto es muy diferente dado que es más importante, contundente y claro para la probabilidad de los no afiliados.

Conclusiones

El documento estudia los determinantes y la evolución de la afiliación al Sistema General de Seguridad Social en Salud en Colombia entre el año 1997 y el año 2003. Tomando como referente comparativo al régimen contributivo, pone el énfasis en la población afiliada al régimen subsidiado y en aquella que carece de afiliación. El análisis le da especial interés al efecto que tiene la estructura del mercado laboral colombiano sobre la probabilidad de que un individuo se decida por una de esas dos alternativas. Con este propósito se introducen en el modelo econométrico el desempleo, la informalidad, las ramas de actividad económica, las posiciones ocupacionales, el tamaño de la empresa y otras variables que reflejan los elementos más característicos del mercado laboral del país.

El análisis de antecedentes y hechos estilizados pone de manifiesto el avance que en el período y en los últimos años ha logrado el país en materia de cobertura en salud. No obstante, esto contrasta con el continuo deterioro en la calidad de la atención y en la falta de ampliación en servicios médicos especializados que no figuran en los planes de salud. Ante este nuevo panorama la pregunta obligada es ¿para qué tanta cobertura si muchos colombianos fallecen en las puertas de los hospitales y si la atención de muchos depende de fallos de tutela?, fallos que han llevado a que el gobierno acumule enormes deudas con las EPS's, que dada la morosidad del gobierno para cancelarlas tiene al sistema de salud cerca del colapso.

Como se ha visto a lo largo de la exposición de resultados, los coeficientes estimados de los modelos logit multinomiales para la decisión de afiliarse al régimen subsidiado en salud o permanecer como no afiliado, en casi su totalidad son altamente significativos y presentan los signos esperados y pese a que la prueba global de significancia, cercana al 20 por ciento en ambos años, indica que no se alcanza a explicar todo el comportamiento, en conjunto los coeficientes son estadísticamente diferentes de cero. Para los dos años, las predicciones de las probabilidades obtenidas exhiben altos porcentajes para cada una de las alternativas y los EM también presentan alta significancia estadística.

En general se destaca que para la totalidad de las variables analizadas se obtuvieron coeficientes y efectos marginales bastante distantes de cero, lo que significa que los cambios unitarios ocurridos en ellas, generan substancial impacto tanto sobre la probabilidad de afiliación al régimen contributivo como sobre la probabilidad de que la persona permanezca sin

afiliación alguna. Sin duda, la comparación de resultados no sólo muestra que los cambios en las variables explicativas de los modelos surten efectos y EM bastante diferentes sobre cada una de las dos alternativas analizadas, sino disimiles comportamientos en el tiempo.

Dentro de los resultados obtenidos en este trabajo, los más llamativos tienen que ver con la informalidad laboral, el desempleo, el tamaño de las empresas y los ingresos. En efecto, los resultados obtenidos con la variable informalidad coinciden con el estancamiento y la escasa creación de empleo formal y el subsecuente crecimiento del empleo y la economía informal que se registra en el país desde mediados de la década de los noventa, revelándose como destacada causa que explica el bajo crecimiento de las afiliaciones al régimen contributivo y la rápida expansión que ha venido experimentando la afiliación al régimen subsidiado y el crecimiento de las personas sin afiliación a salud. En contraste los coeficientes de los trabajadores asalariados vinculados al sector formal son negativos y estadísticamente diferentes de cero, confirmando la hipótesis de que su afiliación a los servicios de salud está con el régimen contributivo.

Por su parte, en el período de estudio se comprobó que el desempleo es un factor que cobró gran importancia por su dinámica creciente en el tiempo y su impacto sobre la probabilidad de que las personas permanezcan sin afiliación a un servicio de salud o se afilien al régimen subsidiado. Vale señalar que el impacto y el efecto de esa variable es más agudo sobre la probabilidad de los no afiliados que en la del subsidiado. De manera que el desempleo de las personas es de las causas críticas que inducen la demanda por servicios de salud subsidiados, lo que en situaciones de alta desocupación y deterioro del mercado laboral llevarían al Estado a incrementar el presupuesto y los desembolsos para sostener el financiamiento y la sostenibilidad de la salud subsidiada, de lo contrario el número de colombianos sin servicios de salud aumentaría dramáticamente.

Los parámetros estimados de la variable ingreso sugieren que los individuos con ingreso medio normalmente cuentan con afiliación al régimen contributivo y los de ingreso bajo están afiliados al subsidiado o permanecen como no afiliados, siendo esto último lo más usual. El modelo capta adecuadamente como no afiliados a las personas de ingreso alto, probablemente debido a que buena parte de ellas no tienen necesidad de contar con afiliación alguna en salud porque su capacidad de pago les permite acceder al servicio médico privado. En el caso particular del régimen subsidiado no hay que olvidar que debido a imperfecciones en el sistema muchas personas de ingresos altos se han beneficiado de ese servicio público de salud, hecho reflejado en los resultados.

Se encontró, como era de esperar, que mayor nivel educativo implica menor la probabilidad de que la persona se afilie al régimen subsidiado o que permanezca como no afiliada o vinculada. Para probabilidad de estos últimos, la carencia de educación es de alto impacto y su dinámica en el tiempo se caracteriza por ser creciente. Lo contrario se aprecia en la alternativa dos o de régimen subsidiado, además de que el impacto de la carencia de educación tiene menor efecto que el observado en los no afiliados.

Desde el punto de vista del género la condición de ser hombre exhibe efecto positivo y creciente con el paso del tiempo, para que el individuo no tenga ningún tipo de afiliación. Resultado similar se registra para las personas más jóvenes.

Otra conclusión importante derivada del ejercicio econométrico es que el tamaño de la empresa tiene marcada y creciente incidencia en las probabilidades tanto de la alternativa dos como de la tres, sin embargo también se observa que su impacto es muy diferente dado que es más importante, contundente y claro para la probabilidad del régimen de transición o los no afiliados.

Bibliografía

- Acosta O, Latorre C, Henao E V. (2004). Elementos para la discusión de la reforma al SGSS. Bogotá.
- Barón, G. (2007). Cuentas de la salud de Colombia 1993-2003. El gasto en salud y su financiamiento. Ministerio de Protección Social.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2007). Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2006-2007, Santiago.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2009). Principales Indicadores del mercado laboral, informalidad. Boletín de Prensa. Disponible en http://www.dane.gov.co/sociales/mercado_laboral/. Consultado el 15 de septiembre de 2009.
- Flórez, C.E.; Acosta, O (2007). Avances y desafíos de la equidad en el sistema de salud colombiano. Fundación Corona, Departamento Nacional de Planeación, Universidad de los Andes, Universidad del Rosario. Bogotá.
- Fundación Corona. (2009). Alternativas de subsidio parcial para universalizar el aseguramiento social en salud. Proyecto nuevas estrategias para universalizar la salud en Colombia. Documento de trabajo No 16.
- Garavito, L., Ruiz, F. (2007). Effects of regulation of market concentration in the subsidized insurance in Colombia. 6th IHEA World Congress. Copenhagen.
- Giedion, U. (2008). Los resultados del aseguramiento en salud en Colombia frente al acceso, utilización, protección financiera y estado de salud. Primer Congreso Acoes. Bogotá.
- Ley 100 de 1993, Sistema de Seguridad Social Integral. Colombia.
- Pérez, Francisco (2004). Informalidad laboral en las trece principales áreas y ciudades colombianas. DANE. Disponible en http://www.dane.gov.co/sociales/mercado_laboral/, versión anterior a la de 2009. Consultado el 20 de septiembre de 2009.
- Greene, W.H. (1999). Análisis Económico, Prentice Hall Iberia, Madrid.
- Restrepo, J, Zambrano A, Vélez, M, Ramírez, M. (2007). Health insurance as a strategy for access: Streamlined facts of the Colombian Health Care Reform. Universidad Del Rosario. Serie de documentos de trabajo No. 14.
- Ruiz, F. 2001. La oferta educativa en salud en Colombia, instituciones y programas. Documentos técnicos ASS/817.01
- _____. (2006). Es sostenible el sistema general de seguridad social en salud? Cendex. Pontificia Universidad Javeriana.

**Evolución de la Afiliación al SGSSS en Colombia,
Informalidad Laboral y Desempleo**

Anexos
Coefficientes estimados 1997

Multinomial logistic regression

Number of obs = 38518
wald chi2(82) = 9946.22
Prob > chi2 = 0.0000
Pseudo R2 = 0.1967

Log pseudolikelihood = -33005.734

cat_r_af	RRR	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
subsidiado						
ninguna	1.615735	.0789717	9.82	0.000	1.468136	1.778173
secundaria	.3762441	.0169586	-21.69	0.000	.3444318	.4109948
superior	.0701296	.011972	-15.57	0.000	.0501869	.0979969
hombre	1.043696	.0397203	1.12	0.261	.9686782	1.124524
incp_per	3.447949	.4309702	9.90	0.000	2.698773	4.405094
de18_29	1.243487	.0885253	3.06	0.002	1.081541	1.429681
de30_41	.8127274	.0612624	-2.75	0.006	.7011038	.9421227
de42_53	.5168366	.0407898	-8.36	0.000	.4427665	.6032978
de54_ymas	.4039484	.0289266	-12.66	0.000	.3510522	.4648151
a_rural	5.143087	.2044244	41.20	0.000	4.757632	5.559771
minas	1.940749	.3910812	3.29	0.001	1.307505	2.880682
industria	1.460549	.2838551	1.95	0.051	.9978988	2.137694
comercio	3.335979	.741019	5.42	0.000	2.158472	5.155849
transporte	1.454533	.274817	1.98	0.047	1.004382	2.106435
activinmob~a	2.304055	.532021	3.61	0.000	1.465363	3.62277
serpersona~s	2.408095	.4658237	4.54	0.000	1.648225	3.518282
desocup	2.901077	.3601936	8.58	0.000	2.274444	3.700353
ofic_hog	2.270242	.1603406	11.61	0.000	1.976762	2.607294
temporal	1.037576	.1830476	0.21	0.834	.7342637	1.466181
obre_part	.4476928	.0555371	-6.48	0.000	.3510646	.5709174
obre_gob	.2836799	.0832718	-4.29	0.000	.1595753	.5043029
domes	.8209288	.1657492	-0.98	0.328	.5526423	1.219458
prof_ind	.4457006	.4454697	-0.81	0.419	.0628467	3.16085
jorn	2.948243	.4182245	7.62	0.000	2.232624	3.893238
dur_des	.7622292	.1303943	-1.59	0.112	.5450933	1.06586
infor	1.119693	.1289396	0.98	0.326	.8934651	1.403201
i_bajo	12.2216	13.88265	2.20	0.028	1.318981	113.2445
i_medio	3.183525	3.619666	1.02	0.308	.3428408	29.56133
i_alto	9.457705	10.74336	1.98	0.048	1.020644	87.63899
solo	1.936453	.4236414	3.02	0.003	1.261212	2.973212
de2a5pers	2.092849	.4277704	3.61	0.000	1.402024	3.124066
de6a10pers	1.460294	.3252873	1.70	0.089	.9436941	2.259693
della49pers	.653257	.1529386	-1.82	0.069	.4128604	1.03363
masde50pers	.4233218	.1077916	-3.38	0.001	.2569963	.6972917
oriental	2.529262	.148545	15.80	0.000	2.254251	2.837824
central	1.246945	.0771158	3.57	0.000	1.104602	1.407631
pacifica	1.355031	.0800057	5.15	0.000	1.206955	1.521272
bogota	.6814471	.0602325	-4.34	0.000	.5730536	.8103434
antioquia	1.181476	.069449	2.84	0.005	1.052907	1.325745
sanandres	.6241949	.0663873	-4.43	0.000	.5067448	.7688669
orinoquia	3.789342	.3325639	15.18	0.000	3.190508	4.500573
noafil						
ninguna	1.474756	.066758	8.58	0.000	1.349549	1.611158
secundaria	.5559559	.0197891	-16.49	0.000	.5184919	.5961268
superior	.2756767	.0207678	-17.10	0.000	.2378349	.3195395
hombre	1.154268	.0368904	4.49	0.000	1.084183	1.228885
incp_per	2.791337	.3185149	9.00	0.000	2.231943	3.490933
de18_29	1.445894	.0843483	6.32	0.000	1.289676	1.621036
de30_41	.8567726	.0546484	-2.42	0.015	.7560883	.9708644
de42_53	.5521846	.0370994	-8.84	0.000	.4840553	.6299029
de54_ymas	.3998869	.0241569	-15.17	0.000	.3552357	.4591504
a_rural	3.125598	.1086303	32.79	0.000	2.919776	3.345928
minas	1.770025	.2477099	4.08	0.000	1.345415	2.328641
industria	1.331234	.165379	2.30	0.021	1.043541	1.69824
comercio	3.201632	.4735277	7.87	0.000	2.395946	4.278246
transporte	1.541163	.1806201	3.69	0.000	1.22487	1.939131
activinmob~a	2.079336	.3112625	4.89	0.000	1.550621	2.788327
serpersona~s	1.742662	.2137145	4.53	0.000	1.370328	2.216164
desocup	3.016594	.2936241	11.34	0.000	2.492665	3.650645
ofic_hog	1.842601	.1101614	10.22	0.000	1.638859	2.071672
temporal	1.032871	.1163867	0.29	0.774	.828191	1.288137
obre_part	.5411878	.0541076	-6.14	0.000	.4448826	.6583404
obre_gob	.2556925	.0550506	-6.33	0.000	.1676695	.3899256
domes	1.340004	.2262786	1.73	0.083	.9624288	1.865707
prof_ind	.9149582	.2878723	-0.28	0.778	.4938427	1.695172
jorn	2.735491	.3731473	7.38	0.000	2.093742	3.573941
dur_des	.7280414	.0978518	-2.36	0.018	.5594369	.9474604
infor	1.373828	.1394349	3.13	0.002	1.126006	1.676193
i_bajo	3.489437	1.704464	2.56	0.011	1.339597	9.089429
i_medio	1.248692	.6096747	0.45	0.649	.4795738	3.251285
i_alto	3.169078	1.54864	2.36	0.018	1.216115	8.258315
solo	1.854313	.289516	3.96	0.000	1.365475	2.518153
de2a5pers	2.258749	.3198043	5.75	0.000	1.711397	2.981159
de6a10pers	1.546257	.2438133	2.76	0.006	1.135179	2.106196
della49pers	.766337	.1278662	-1.60	0.111	.5525781	1.062786
masde50pers	.3283281	.0565163	-6.47	0.000	.2343082	.4600748
oriental	.4801096	.0245602	-14.34	0.000	.4343069	.5307426
central	.5600487	.0275451	-11.79	0.000	.5085818	.6167238
pacifica	.5754529	.0271896	-11.70	0.000	.5245554	.6312889
bogota	.47433	.0262224	-13.49	0.000	.4256216	.5286126
antioquia	.4264483	.0200688	-18.11	0.000	.3888738	.4676535
sanandres	.1527012	.0138872	-20.66	0.000	.1277706	.1824961
orinoquia	.5935423	.0468201	-6.61	0.000	.5085186	.692782

(cat_r_af==contributivo is the base outcome)

Coeficientes estimados 2003

Multinomial logistic regression

Number of obs = 85150

wald chi2(82) = 19666.64

Prob > chi2 = 0.0000

Log pseudolikelihood = -72640.688

Pseudo R2 = 0.1875

cat_af	RRR	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
subsidiado						
ninguna	1.305617	.0451095	7.72	0.000	1.220131 1.397092	
secundaria	.5194827	.0136607	-24.91	0.000	.4933865 .5469592	
superior	.0825067	.005014	-41.05	0.000	.0732421 .0929432	
hombre	1.074468	.024738	3.12	0.002	1.02706 1.124064	
incp_per	2.367626	.1761453	11.58	0.000	2.046378 2.739305	
de18_29	1.567936	.06912	10.20	0.000	1.438151 1.709434	
de30_41	1.054563	.0505513	1.11	0.268	.9599964 1.158445	
de42_53	.7849922	.0382468	-4.97	0.000	.7134979 .8636504	
de54_ymas	.5026064	.0230783	-14.98	0.000	.4593494 .549937	
a_rural	4.223897	.1418982	42.89	0.000	3.95474 4.511373	
minas	1.068894	.2399687	0.30	0.767	.6883961 1.659705	
industria	.8307979	.0512266	-3.01	0.003	.7362252 .937519	
comercio	.8582816	.0466365	-2.81	0.005	.7715747 .9547324	
transporte	.7822531	.0667262	-2.88	0.004	.6618199 .9246018	
activinmob~a	.608394	.0700035	-4.32	0.000	.4855604 .762301	
serpersona~s	.7472917	.0494404	-4.40	0.000	.6564098 .8507563	
desocup	2.895631	.1734275	17.75	0.000	2.574911 3.256297	
ofic_hog	1.859819	.0853479	13.52	0.000	1.699842 2.034851	
temporal	.5188613	.0534333	-6.37	0.000	.4240265 .6349062	
obre_part	.8892927	.0625083	-1.67	0.095	.7748432 1.020647	
obre_gob	.5154593	.0866317	-3.94	0.000	.3707963 .7165613	
domes	1.422696	.1577606	3.18	0.001	1.144784 1.768074	
prof_ind	.3847295	.1075302	-3.42	0.001	.2224582 .665369	
jorn	1.258395	.1469908	1.97	0.049	1.000898 1.582138	
dur_des	.6257593	.0729188	-4.02	0.000	.4979871 .786315	
infor	1.372091	.0820381	5.29	0.000	1.220363 1.542683	
i_bajo	6.392581	1.122064	10.57	0.000	4.531774 9.01746	
i_medio	1.244146	.2211469	1.23	0.219	.8781529 1.762675	
i_alto	4.205706	.7377599	8.19	0.000	2.982099 5.931378	
solo	3.177493	.185534	19.80	0.000	2.833889 3.562758	
de2a5pers	2.771209	.154721	18.26	0.000	2.483964 3.09167	
de6a10pers	2.285515	.1911093	9.89	0.000	1.940031 2.692524	
della49pers	1.415707	.123862	3.97	0.000	1.192616 1.680529	
masde50pers	.8653551	.0925854	-1.35	0.176	.7016544 1.067248	
oriental	1.135686	.0525803	2.75	0.006	1.037168 1.243562	
central	1.08852	.0531981	1.74	0.083	.9890916 1.197944	
pacifica	2.291476	.1065723	17.83	0.000	2.091835 2.51017	
bogota	.8435294	.0289644	-4.96	0.000	.7886283 .9022525	
antioquia	.9156463	.0420673	-1.92	0.055	.8367991 1.001923	
sanandres	1.06953	.0950989	0.76	0.450	.8984769 1.273148	
orinoquia	2.38466	.1862179	11.13	0.000	2.046238 2.779052	
noafil						
ninguna	1.456656	.0469097	11.68	0.000	1.367556 1.551561	
secundaria	.6343213	.0147056	-19.63	0.000	.6061439 .6638085	
superior	.2983678	.0109173	-33.05	0.000	.2777195 .3205514	
hombre	1.255759	.0251148	11.39	0.000	1.207487 1.30596	
incp_per	1.702988	.1264474	7.17	0.000	1.472345 1.969761	
de18_29	1.920701	.0714584	17.54	0.000	1.785629 2.065989	
de30_41	1.077378	.0446961	1.80	0.072	.9932421 1.168641	
de42_53	.7380696	.031634	-7.09	0.000	.6786009 .8027497	
de54_ymas	.3780579	.0157139	-23.40	0.000	.3484803 .410146	
a_rural	3.535961	.1080719	41.32	0.000	3.330364 3.754251	
minas	1.428415	.2831062	1.80	0.072	.9686113 2.106489	
industria	1.117666	.0574276	2.17	0.030	1.010592 1.236085	
comercio	1.104769	.051734	2.13	0.033	1.007886 1.210965	
transporte	.9517446	.0652533	-0.72	0.471	.8320713 1.08863	
activinmob~a	.8941401	.0674816	-1.48	0.138	.7711956 1.036684	
serpersona~s	.927066	.0523482	-1.34	0.180	.8299391 1.03556	
desocup	3.363028	.1668387	24.45	0.000	3.051425 3.706452	
ofic_hog	1.595216	.0656211	11.35	0.000	1.471649 1.729158	
temporal	.3816096	.0316212	-11.63	0.000	.3244042 .4489027	
obre_part	.7322364	.0423427	-5.39	0.000	.6537765 .8201123	
obre_gob	.1602658	.0249896	-11.74	0.000	.1180638 .217553	
domes	1.369705	.1348807	3.19	0.001	1.12929 1.661301	
prof_ind	.8733134	.099761	-1.19	0.236	.698128 1.092459	
jorn	1.297337	.1414139	2.39	0.017	1.047778 1.606336	
dur_des	.618627	.0625169	-4.75	0.000	.5074679 .7541352	
infor	1.234993	.0649763	4.01	0.000	1.113988 1.369142	
i_bajo	3.778119	.5018609	10.01	0.000	2.912108 4.901666	
i_medio	1.239653	.1660456	1.60	0.109	.9534232 1.611812	
i_alto	3.077986	.4088475	8.46	0.000	2.372477 3.993295	
solo	2.912816	.1455331	21.40	0.000	2.641097 3.212489	
de2a5pers	2.840752	.1288874	23.01	0.000	2.599043 3.104939	
de6a10pers	2.374543	.1563304	13.14	0.000	2.087086 2.701592	
della49pers	1.368457	.0905736	4.74	0.000	1.201968 1.558007	
masde50pers	.6307527	.0541602	-5.37	0.000	.5330523 .7463601	
oriental	.5754048	.0251403	-12.65	0.000	.5281815 .6288502	
central	1.027025	.0431492	0.63	0.526	.9458421 1.115175	
pacifica	1.480854	.0621216	9.36	0.000	1.363969 1.607755	
bogota	.4664831	.0130916	-27.17	0.000	.441517 .492861	
antioquia	.6173285	.0257993	-11.54	0.000	.5687783 .6700229	
sanandres	.3222656	.0282949	-12.90	0.000	.271318 .38278	
orinoquia	1.100928	.0797281	1.33	0.184	.9552471 1.268826	

(cat_af==contributivo is the base outcome)

Efectos marginales del régimen subsidiado, 1997

Marginal effects after mlogit
 $y = \text{Pr}(\text{cat_r_af}==2) (\text{predict}, p \text{ outcome } (2))$
 $= .21685307$

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
ninguna*	.0379028	.00625	6.06	0.000	.025652	.050153	.15289	
secund~a*	-.0953059	.00546	-17.44	0.000	-.106017	-.084595	.267096	
superior*	-.1954572	.00732	-26.71	0.000	-.209801	-.181113	.060232	
hombre*	-.0086613	.00526	-1.65	0.100	-.018971	.001648	.493769	
incp_per*	.0889499	.01988	4.47	0.000	.049981	.127919	.020925	
de18_29*	-.0054316	.00928	-0.59	0.558	-.023623	.01276	.19313	
de30_41*	-.0179869	.00956	-1.88	0.060	-.036722	.000748	.164832	
de42_53*	-.0481193	.0093	-5.17	0.000	-.066344	-.029894	.108702	
de54_y~s*	-.0593863	.00847	-7.01	0.000	-.075979	-.042793	.124929	
a_rural*	.1507517	.00543	27.75	0.000	.140105	.161398	.438574	
minas*	.0471567	.03261	1.45	0.148	-.016755	.111068	.117997	
indust~a*	.0326463	.03277	1.00	0.319	-.031586	.096878	.047562	
comercio*	.0584507	.03917	1.49	0.136	-.018326	.135228	.01781	
transp~e*	.0129199	.03026	0.43	0.669	-.046398	.072238	.075264	
activi~a*	.0555818	.0408	1.36	0.173	-.024377	.13554	.018147	
serper~s*	.0921629	.03632	2.54	0.011	.020977	.163349	.083416	
desocup*	.0419297	.0192	2.18	0.029	.004292	.079567	.041565	
ofic_hog*	.0716055	.01112	6.44	0.000	.049801	.09341	.153591	
temporal*	.0026663	.02887	0.09	0.926	-.05391	.059242	.023989	
obre_p~t*	-.0669333	.01406	-4.76	0.000	-.094486	-.039381	.106314	
obre_gob*	-.0834065	.03356	-2.49	0.013	-.149176	-.017637	.023963	
domes*	-.0602209	.01974	-3.05	0.002	-.098911	-.021531	.015214	
prof_ind*	-.1014	.10178	-1.00	0.319	-.300895	.098095	.002414	
jorn*	.0611427	.01379	4.44	0.000	.034123	.088162	.054961	
dur_des*	-.0092056	.02381	-0.39	0.699	-.055875	.037463	.982034	
infor*	-.0171112	.01337	-1.28	0.201	-.043317	.009095	.109559	
i_bajo*	.3115766	.2412	1.29	0.196	-.161176	.784329	.314632	
i_medio*	.1980724	.25269	0.78	0.433	-.2972	.693345	.204917	
i_alto*	.2515102	.19656	1.28	0.201	-.133732	.636752	.479931	
solo*	.0400332	.03501	1.14	0.253	-.028578	.108645	.096968	
de2a5p~s*	.0275313	.03199	0.86	0.389	-.03517	.090233	.151384	
de6a10~s*	.0129341	.03392	0.38	0.703	-.053543	.079412	.035075	
de11a4~s*	-.041054	.03002	-1.37	0.171	-.099897	.017789	.034919	
masde5~s*	-.0413597	.03456	-1.20	0.231	-.109098	.026378	.065865	
oriental*	.2824649	.01049	26.93	0.000	.261905	.303025	.160496	
central*	.1075008	.01008	10.66	0.000	.087735	.127267	.152578	
pacifica*	.1211604	.00973	12.45	0.000	.102089	.140231	.172049	
bogota*	.0083668	.01414	0.59	0.554	-.019348	.036082	.084714	
antioq~a*	.1259949	.0099	12.73	0.000	.1066	.14539	.17327	
sanand~s*	.0667395	.0196	3.40	0.001	.028319	.10516	.031699	
orinoq~a*	.367007	.01721	21.33	0.000	.333277	.400737	.03928	

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Efectos marginales del régimen subsidiado, 2003

Marginal effects after mlogit
 y = Pr(cat_af==2) (predict, p outcome (2))
 = .1886342

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
ninguna*	.0143342	.00447	3.21	0.001	.005569	.023099	.09677	
secund~a*	-.0680211	.00325	-20.96	0.000	-.074383	-.061659	.330358	
superior*	-.2024454	.00315	-64.22	0.000	-.208624	-.196267	.157287	
hombre*	-.0039628	.00311	-1.27	0.202	-.010057	.002131	.47569	
incp_per*	.108293	.01376	7.87	0.000	.081318	.135268	.020188	
de18_29*	.0216908	.00609	3.56	0.000	.009761	.033621	.200716	
de30_41*	.0031961	.00639	0.50	0.617	-.009328	.01572	.172695	
de42_53*	-.0178933	.00621	-2.88	0.004	-.030072	-.005714	.133893	
de54_y~s*	-.0489844	.0054	-9.07	0.000	-.05957	-.038399	.139847	
a_rural*	.1350655	.00504	26.80	0.000	.125188	.144943	.223347	
minas*	-.0150557	.02245	-0.67	0.502	-.059051	.028939	.00377	
indust~a*	-.0336104	.00717	-4.69	0.000	-.047668	-.019553	.065367	
comercio*	-.0286074	.00635	-4.51	0.000	-.041053	-.016161	.100846	
transp~e*	-.0321458	.01016	-3.16	0.002	-.052063	-.012229	.02754	
activi~a*	-.060062	.0125	-4.80	0.000	-.084571	-.035553	.025919	
serper~s*	-.0371858	.00761	-4.88	0.000	-.052106	-.022266	.101174	
desocup*	.0647504	.00965	6.71	0.000	.045842	.083659	.056183	
ofic_hog*	.0669801	.00738	9.07	0.000	.052513	.081447	.11771	
temporal*	-.047105	.0123	-3.83	0.000	-.071205	-.023005	.037123	
obre_p~t*	.0012311	.00956	0.13	0.898	-.017511	.019973	.159859	
obre_gob*	-.0289601	.02222	-1.30	0.192	-.072506	.014586	.025884	
domes*	.0335132	.01573	2.13	0.033	.002679	.064347	.01616	
prof_ind*	-.1029938	.02211	-4.66	0.000	-.146327	-.059661	.011462	
jorn*	.017458	.01345	1.30	0.194	-.008898	.043814	.018238	
dur_des*	-.0386096	.01617	-2.39	0.017	-.070305	-.006914	.989336	
infor*	.0355471	.00821	4.33	0.000	.019464	.05163	.184204	
i_bajo*	.2044564	.03396	6.02	0.000	.137899	.271014	.314445	
i_medio*	.019282	.02834	0.68	0.496	-.036262	.074826	.239025	
i_alto*	.145069	.02843	5.10	0.000	.089355	.200783	.440975	
solo*	.1025972	.00936	10.96	0.000	.084257	.120937	.135549	
de2a5p~s*	.0791041	.00908	8.71	0.000	.061304	.096904	.108397	
de6a10~s*	.0626228	.01395	4.49	0.000	.035287	.089958	.029794	
della4~s*	.0327463	.014	2.34	0.019	.005301	.060192	.038497	
masde5~s*	.0044612	.01608	0.28	0.781	-.027046	.035969	.032284	
oriental*	.0553945	.0071	7.80	0.000	.041482	.069307	.067187	
central*	.0114442	.00635	1.80	0.071	-.000995	.023883	.07212	
pacifica*	.1150671	.00722	15.93	0.000	.100908	.129226	.086635	
bogota*	.0240966	.00458	5.26	0.000	.015122	.033071	.519847	
antioq~a*	.0148137	.0063	2.35	0.019	.002466	.027161	.070957	
sanand~s*	.0711548	.01613	4.41	0.000	.039548	.102762	.014633	
orinoq~a*	.1573677	.01485	10.60	0.000	.128262	.186473	.01697	

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

**Evolución de la Afiliación al SGSSS en Colombia,
Informalidad Laboral y Desempleo**

Efectos marginales de los no afiliados, 1997

Marginal effects after mlogit
y = Pr(cat_r_af==3) (predict, p outcome (3))
= .51189034

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
ninguna*	.038747	.00797	4.86	0.000	.023124 .05437	.15289
secund~a*	-.0511494	.00759	-6.74	0.000	-.066021 -.036277	.267096
superior*	-.1673818	.0167	-10.03	0.000	-.200105 -.134658	.060232
hombre*	.0310876	.00651	4.78	0.000	.018334 .043841	.493769
incp_per*	.0737337	.0211	3.49	0.000	.032372 .115095	.020925
de18_29*	.0666966	.01117	5.97	0.000	.044795 .088598	.19313
de30_41*	-.0164932	.01254	-1.32	0.188	-.041072 .008086	.164832
de42_53*	-.0849296	.01361	-6.24	0.000	-.111596 -.058263	.108702
de54_y~s*	-.1442535	.01222	-11.81	0.000	-.168202 -.120305	.124929
a_rural*	.0918794	.00667	13.78	0.000	.078809 .104949	.438574
minas*	.0583359	.03147	1.85	0.064	-.003353 .120024	.117997
indust~a*	.025353	.03079	0.82	0.410	-.034999 .085705	.047562
comercio*	.1120139	.03741	2.99	0.003	.038687 .185341	.01781
transp~e*	.062362	.02898	2.15	0.031	.005562 .119162	.075264
activi~a*	.0688619	.03812	1.81	0.071	-.00586 .143584	.018147
serper~s*	.0212867	.03259	0.65	0.514	-.042589 .085162	.083416
desocup*	.1228704	.01961	6.26	0.000	.084431 .16131	.041565
ofic_hog*	.0471106	.01207	3.90	0.000	.02346 .070761	.153591
temporal*	.0039457	.02893	0.14	0.892	-.052765 .060657	.023989
obre_p~t*	-.0789027	.02078	-3.80	0.000	-.119626 -.03818	.106314
obre_gob*	-.2288767	.04302	-5.32	0.000	-.313202 -.144552	.023963
domes*	.0924404	.03065	3.02	0.003	.032363 .152518	.015214
prof_ind*	.0482579	.09436	0.51	0.609	-.136674 .23319	.002414
jorn*	.0980571	.01679	5.84	0.000	.065141 .130973	.054961
dur_des*	-.046728	.02642	-1.77	0.077	-.098501 .005045	.982034
infor*	.0660592	.01827	3.62	0.000	.030245 .101874	.109559
i_bajo*	-.0335204	.20901	-0.16	0.873	-.443175 .376135	.314632
i_medio*	-.0969928	.19963	-0.49	0.627	-.488266 .294281	.204917
i_alto*	.0301366	.174	0.17	0.862	-.310896 .371169	.479931
solo*	.0694975	.03462	2.01	0.045	.00165 .137345	.096968
de2a5p~s*	.1084221	.03185	3.40	0.001	.046005 .17084	.151384
de6a10~s*	.0622588	.03466	1.80	0.072	-.005683 .130201	.035075
de11a4~s*	-.0243286	.03638	-0.67	0.504	-.095628 .046971	.034919
masde5~s*	-.1945478	.03508	-5.55	0.000	-.263311 -.125784	.065865
oriental*	-.2859742	.00794	-36.01	0.000	-.301541 -.270408	.160496
central*	-.1673883	.00893	-18.75	0.000	-.184887 -.14989	.152578
pacific*	-.1706725	.0087	-19.61	0.000	-.187732 -.153613	.172049
bogota*	-.1450959	.01228	-11.81	0.000	-.169168 -.121023	.084714
antioq~a*	-.2245533	.00834	-26.91	0.000	-.240906 -.2082	.17327
sanand~s*	-.3563403	.01159	-30.74	0.000	-.379062 -.333618	.031699
orinoq~a*	-.2949019	.0119	-24.77	0.000	-.318235 -.271569	.03928

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Efectos marginales de los no afiliados, 2003

Marginal effects after mlogit
 y = Pr(cat_af==3) (predict, p outcome (3))
 = .34710518

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
ninguna*	.0685151	.00645	10.63	0.000	.055879 .081151	.09677
secund~a*	-.0621391	.00455	-13.65	0.000	-.071064 -.053214	.330358
superior*	-.1563837	.00609	-25.66	0.000	-.168327 -.14444	.157287
hombre*	.0469419	.00403	11.64	0.000	.039036 .054848	.47569
incp_per*	.0472139	.01574	3.00	0.003	.016357 .078071	.020188
de18_29*	.1197342	.00776	15.43	0.000	.104522 .134947	.200716
de30_41*	.0134456	.00828	1.62	0.105	-.002788 .029679	.172695
de42_53*	-.0523864	.00813	-6.44	0.000	-.06832 -.036453	.133893
de54_y~s*	-.1626874	.00666	-24.44	0.000	-.175736 -.149638	.139847
a_rural*	.1670644	.00574	29.09	0.000	.155808 .178321	.223347
minas*	.0796695	.03672	2.17	0.030	.007703 .151636	.00377
indust~a*	.0374064	.01066	3.51	0.000	.016522 .058291	.065367
comercio*	.0326863	.00947	3.45	0.001	.014131 .051241	.100846
transp~e*	.0035982	.01404	0.26	0.798	-.02392 .031116	.02754
activi~a*	.0021216	.0163	0.13	0.896	-.029818 .034061	.025919
serper~s*	.0003959	.01124	0.04	0.972	-.021631 .022423	.101174
desocup*	.1913889	.0108	17.73	0.000	.170227 .212551	.056183
ofic_hog*	.0593617	.00865	6.86	0.000	.042412 .076311	.11771
temporal*	-.1580244	.01271	-12.43	0.000	-.182939 -.133109	.037123
obre_p~t*	-.0611649	.01081	-5.66	0.000	-.08236 -.03997	.159859
obre_gob*	-.2629253	.01331	-19.76	0.000	-.289003 -.236848	.025884
domes*	.0465076	.0195	2.38	0.017	.008279 .084737	.01616
prof_ind*	.0141635	.02644	0.54	0.592	-.037656 .065983	.011462
jorn*	.0438167	.01954	2.24	0.025	.005518 .082115	.018238
dur_des*	-.0758479	.01963	-3.86	0.000	-.114319 -.037377	.989336
infor*	.0258501	.01011	2.56	0.011	.006032 .045668	.184204
i_bajo*	.1452219	.03364	4.32	0.000	.07928 .211164	.314445
i_medio*	.0341595	.03154	1.08	0.279	-.027665 .095984	.239025
i_alto*	.1511221	.03071	4.92	0.000	.09093 .211314	.440975
solo*	.1480986	.0102	14.52	0.000	.128112 .168085	.135549
de2a5p~s*	.1570591	.00982	16.00	0.000	.137816 .176302	.108397
de6a10~s*	.1329405	.01488	8.94	0.000	.103782 .162099	.029794
de11a4~s*	.046799	.01487	3.15	0.002	.017656 .075942	.038497
masde5~s*	-.0888899	.01611	-5.52	0.000	-.120473 -.057307	.032284
oriental*	-.1216364	.00671	-18.13	0.000	-.134785 -.108487	.067187
central*	.0003447	.00784	0.04	0.965	-.015012 .015701	.07212
pacifica*	.0204192	.0073	2.80	0.005	.006115 .034724	.086635
bogota*	-.1610451	.00552	-29.19	0.000	-.171859 -.150231	.519847
antioq~a*	-.096593	.00693	-13.94	0.000	-.110174 -.083012	.070957
sanand~s*	-.2050422	.01036	-19.79	0.000	-.225349 -.184735	.014633
orinoq~a*	-.0517231	.01268	-4.08	0.000	-.076573 -.026873	.01697

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1