

January 2010

## Evolución de la afiliación al SGSSS en Colombia, informalidad laboral y desempleo

Francisco J. Pérez Torres  
*Universidad Nacional, francjperez@gmail.com*

Follow this and additional works at: <https://ciencia.lasalle.edu.co/eq>

---

### Citación recomendada

Pérez Torres, F. J. (2010). Evolución de la afiliación al SGSSS en Colombia, informalidad laboral y desempleo. *Equidad y Desarrollo*, (13), 9-41. <https://doi.org/10.19052/ed.205>

This Artículo de Investigación is brought to you for free and open access by the Revistas científicas at Ciencia Unisalle. It has been accepted for inclusion in *Equidad y Desarrollo* by an authorized editor of Ciencia Unisalle. For more information, please contact [ciencia@lasalle.edu.co](mailto:ciencia@lasalle.edu.co).

# Evolución de la afiliación al SGSSS en Colombia, informalidad laboral y desempleo<sup>1</sup>

Francisco J. Pérez Torres\*

## RESUMEN

En adición a las particularidades sociodemográficas en que se centran los estudios sobre los determinantes de la afiliación al sistema de salud, en este trabajo se incorporan 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 cues-

tion 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 clave:** Afiliación, seguridad social en salud, régimen subsidiado, no afiliados, modelo logit multinomial.

**Clasificación JEL:** C25, H51, I18, J21.

<sup>1</sup> Este artículo es resultado de la investigación Evolución de la afiliación al SGSSS en Colombia, informalidad laboral y desempleo, elaborada y financiada por el Observatorio de Macroeconomía para el Pleno Empleo y Estabilidad de Precios CID, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Colombia.

\* Economista, Magíster (c) en Teoría y Política Económica, Universidad Nacional de Colombia. Investigador del Observatorio de Macroeconomía para el Pleno Empleo y Estabilidad de Precios CID, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional.

Agradezco las sugerencias y los comentarios de Gustavo Junca, Director del Observatorio, y de Mauricio Mendoza. Los errores que se puedan presentar son de entera responsabilidad del autor.

Correo electrónico: francjperez@gmail.com

Fecha de recepción: 9 de febrero de 2010

Fecha de aprobación: 1 de junio de 2010

## **EVOLUTION OF SGSSS AFFILIATION IN COLOMBIA, INFORMAL EMPLOYMENT AND UNEMPLOYMENT**

### **ABSTRACT**

In addition to 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.

**Keywords:** Affiliation, social health insurance, subsidized regime, unaffiliated, multinomial logit model.

**JEL classification:** C25, H51, I18, J21.

## 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 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 periodo comprendido entre 1997 y 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 de no afiliación.

Lo anterior se considera de importancia, principalmente porque la Ley 100, al ajustar la contribución a la capacidad de pago 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 en el empleo urbano se situaba aproximadamente en el 54%, pero a partir de 1996 empezó a crecer de manera sostenida, hasta ubicarse en el 61% en 2003 (Pérez, 2004). Ahora bien, culminando el año 2007 Colombia completó 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 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 2009 y 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, como 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 Seguro Social, que 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 de esas entidades, sólo afiliaban a los asalariados y su cubrimiento no pasaba del 50%. En cuanto a la cobertura de la población, las entida-

des 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 se cubría el 17% y se atendía básicamente a la población de altos ingresos, que no tenía afiliación a entidad de seguridad alguna, pero contaba 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 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 la Empresa Territorial para la Salud (ETESA). En el periodo de prerreforma, 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 Sisbén, para los siguientes tres años<sup>2</sup>. Entre las disposiciones más relevantes se citan: el carácter obligatorio de la afiliación, la unificación de las cotizaciones, la concreción de los planes de beneficio y los servicios integrales de salud para el grupo familiar del Plan Obligatorio de Salud, POS. En el ámbito organizativo, se estableció la creación de las Empresas Promotoras de Salud, EPS, y se 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. 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).

<sup>2</sup> Según el DNP se propone lograr cobertura universal en 2009, 100% para los niveles Sisbén 1 y 2, con subsidios plenos, garantizando un Plan de Beneficios para la población pobre.

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 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 por medio de las Empresas Prestadoras de Servicios, encargadas de promover y efectuar el aseguramiento de toda la población.

Por el lado del régimen subsidiado, la protección se orientó a los grupos más pobres y vulnerables de las áreas urbanas y rurales, cuya población<sup>3</sup> está conformada por personas de nivel 3 del Sisbén, esto es, trabajadores independientes, por cuenta propia, trabajadores familiares sin remuneración (TFSR), etc., casi siempre informales, en su mayoría con bajos niveles educativos e ingresos que les impiden 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 contempló un régimen transitorio o de “vinculados” durante el tiempo que demandaría el ajuste del sistema, del cual forman parte aquellas personas que por no tener capacidad de pago alguna permanecen como no afiliados a un régimen de salud. El objetivo de ese régimen es que

<sup>3</sup> 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.

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 Sisbén, 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 se transformó el sistema de salud colombiano caracterizado, hasta la consolidación de la reforma en 1996<sup>4</sup>, 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 aún 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 financieros en los hospitales de la red pública, que en 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 la 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. 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 generar empleo formal. Es probable que 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 por medio 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 de 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 ál.* 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.

4 El periodo 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).

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 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 periodo comprendido entre 2000 y 2003, se registró una recuperación en el nivel de afiliados, originada principalmente en 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 ál.* 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 2003. De acuerdo con los datos reportados por la ECV en 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 1997 y 2003, debido al permanente aumento 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 y, como consecuencia, empezó a estancarse la población afiliada en el 30% (Ruiz, 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 1996 el 15,5% de la población nacional, pasó al 21,2% en 1997, durante el periodo de crisis económica, entre 1998 y 2000 experimentó un estancamiento que la situó en el 22%, y en 2004 la tasa de afiliación se aceleró (Ruiz, 2001), como consecuencia de los mayores aportes del gobierno por medio del Sistema General de Participaciones (SGP), posteriormente siguió aumentando hasta niveles de casi el 30% en 2007. Así, el régimen subsidiado registró un 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 dependen de la red pública. En efecto, para 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 2003 y 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 6,5 millones de colombianos de la ciudad y el campo carecen de afiliación dependiendo de la red pública, cuyo servicio es bastante deficiente. Por su parte, 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 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 puntos porcentuales en el periodo.



No obstante los avances anotados, permanecen las iniquidades regionales. 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 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 periodo 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 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 siguen 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 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 está en los modelos de elección multinomial<sup>5</sup>, que permiten analizar la decisión tomada en función de un conjunto de variables explicativas. En el caso del estudio del aseguramiento en salud, estas variables aluden a características propias del individuo como educación, edad, sexo, posición ocupacional, desempleo, tamaño de la empresa, rama de actividad económica en la que 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, por ejemplo:

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

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:

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

5 Hay dos razones sustanciales 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 imposible pronosticar un uno o un cero, incluso reduciendo el umbral de predicción que es de 0,5 tampoco se lograría una adecuada predicción.

De tal forma las utilidades de las  $j$  alternativas para el individuo  $i$ -ésimo se representan 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:

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

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

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

$y = J$  = las diferentes alternativas

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 (Greene, 1999), entonces:

$$\Pr(y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' x_j}}{\sum_{k=0}^j e^{\beta_k' x_k}} = p_{ij} \quad (2)$$

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, éste 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:

$$\Pr(y_i = j) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^j e^{\beta_k x_i}} = P_{ij} \quad (3)$$

$$\Pr(y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^j e^{\beta_k x_i}} = P_{i0} \quad (4)$$

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 no significa necesariamente 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 en 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:

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

Donde  $e^{x_i \beta_j}$  da el cambio proporcional 1 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  $rrr$  que 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  $X$ :

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

Donde  $\bar{\beta}_i = \sum_i P_i \beta_i$  es una probabilidad promedio ponderada de  $\beta_j$ . 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:

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

Entre 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 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 experien-

cia 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 suponen efectos negativos sobre las alternativas subsidiadas de las personas mayores, debido a que el deterioro del estado de salud y la aparición de enfermedades que surgen con los años difícilmente admiten la posibilidad de no estar afiliado al régimen contributivo o subsidiado.

Por medio de la variable dicotómica sexo, se pretende ver cómo se afecta la probabilidad de afiliación por el hecho de ser hombre. Dado el papel laboral masculino en el 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 disímiles 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.

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 bien diferente al concepto de no afiliados de las encuestas.

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 formar 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 qué punto 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 por medio 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 cuanto menor sea el nivel de ingreso, mayor el efecto (con signo positivo) sobre la probabilidad de estar afiliado al subsidiado 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 1997 y 2003 exhibe un pseudo  $R^2$  de 20% y 19%, respectivamente. Sin embargo, como lo indica el estadístico de Wald, los regresores en conjunto son estadísticamente diferentes de cero al nivel del 5%.

En la tabla 1 se presentan dos conjuntos de regresiones estimadas, cuyos coeficientes corresponden al régimen subsidiado,  $\hat{\beta}_2$ , y a los no afiliados,  $\hat{\beta}_3$ , por cuanto el vector asociado al régimen contributivo,  $\beta_1$ , 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 periodo 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 com-

portamiento se atribuye al efecto generado por la ampliación de la cobertura registrada en el periodo.

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 de 1997, 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 o no afiliado) ha crecido con 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.**

Variable	1997				2003			
	Coeficiente	SE	Exp. Marginal	SE	Coeficiente	SE	Exp. Marginal	SE
<b>Constante</b>								
Urbano	0.2410***	0.0081	1.2720***	0.0081	0.2410***	0.0081	1.2720***	0.0081
Rural	-0.1820***	0.0075	0.8350***	0.0075	-0.1820***	0.0075	0.8350***	0.0075
<b>Sexo</b>								
Hombre	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Mujer	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
<b>Educación</b>								
0-2 años	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
3-5 años	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
6-7 años	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
8-11 años	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
12 años o más	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
<b>Profesión</b>								
Empleado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Autónomo	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Desempleado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Retirado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
<b>Estado civil</b>								
Soltero	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Con pareja	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Viudo	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
<b>Estado de salud</b>								
Salud excelente	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Salud buena	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Salud regular	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Salud mala	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Salud muy mala	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
<b>Estado de bienestar</b>								
Alto	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Medio	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Bajo	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
<b>Estado de afiliación</b>								
Empleado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Autónomo	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Desempleado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Retirado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
<b>Estado de afiliación</b>								
Empleado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Autónomo	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Desempleado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
Retirado	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000

**Fuente:** cálculo del autor con base en las Encuestas de Calidad y Vida 1997 y 2003.

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

Como era de esperar, 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 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 en las que 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 contrarios a lo esperado, especialmente en el caso de industria. Sin embargo, es probable que el modelo esté captando cómo 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 2003, sin que se modificara el nivel de significancia de los coeficientes descritos, excepto minas, cambiaron los signos, lo cual implica decisiones 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 cómo 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 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 2003 los resultados fueron los opuestos y el cambio proporcional en la razón de probabilidades aumentó de 0,82 a 1,42. Entre tanto, 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 a 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 Sisbén, 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 esperar, 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 en la propensión de las personas a 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 los 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, sólo que su dinámica es decreciente en el tiempo. Para 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 tienen 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 de 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 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 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, por medio 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 1997.

variable	con	sub	sub. dep.	no af	no af
log1997	0,0518	0,217703	0,267816	0,024917	0,000002
par1997	0,0518	0,241217	0,243992	0,000000	0,000002
pa1997	0,0518	0,440292	0,270001	0,000000	0,000000
contributivo	0,0518	0,217703	0,267816	0	0
subsidado	0,0518	0,241217	0,243992	0	0
noafili	0,0518	0,440292	0,270001	0	0

Para 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 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 2003.**

Variable	1997	2003	1997	2003	1997	2003
ninguna	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007
básica	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007
superior	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007
sin educación	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007
con educación	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007

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%.

**EFFECTOS 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 por medio de las probabilidades como 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 periodo 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 se registra 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 la disminución promedio en la probabilidad en el periodo 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 periodo. Por último, un cambio unitario en la variable sin “ninguna” educación, pese a que es decreciente en el tiempo, en promedio incrementa en el periodo 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 (PP), lo que significa que, en promedio, la disminución en el periodo es de 5,6%. Asimismo, un año adicional de educación superior disminuye la probabilidad de la alternativa tres y su efecto marginal cayó en 1997 y

2003, respectivamente, en 16,7% y 15,6%, esto es, aproximadamente 16% en el periodo. Por último, un cambio unitario en la variable sin “ninguna” educación, que es creciente en el tiempo, en promedio incrementa en el periodo la probabilidad de no estar afiliado en 5,4%.

En resumen, como era de esperar, cuanto mayor es el nivel de educación menor es la probabilidad de que la persona esté 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 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 periodo 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 constituyen 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 periodo, 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, aproximadamente 6,9% en el periodo.

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 periodo 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 periodo.

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 disímiles 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 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	Efectos marginales (EM)							
	Subsidiado				No afiliado			
	1997	2003	1997	2003	1997	2003	1997	2003
<b>Educación</b>								
Alfabeto	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Primaria	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Secundaria	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Superior	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
<b>Sexo</b>								
Hombre	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Mujer	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
<b>Edad</b>								
de 20 a 29	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
de 30 a 39	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
de 40 a 49	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
de 50 y más	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
<b>Estado civil</b>								
Con pareja	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
<b>Regimen pagado</b>								
Regimen General	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Regimen Contributivo	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Regimen Familiar	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Regimen	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Autopagos	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
San Asistido	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Gratuito	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
<b>Regimen no pagado</b>								
Salud	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Salud	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Gratuito	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Transporte	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Medicamentos	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Atención especializada	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
<b>Factores de vulnerabilidad</b>								
Clases que no se pagan en familia	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Clases que se pagan en persona	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Resistencia económica	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Indicadores de vulnerabilidad	0.0000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Alfabeto	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Salud	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Transporte	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Medicamentos	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Atención especializada	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
<b>Regimen</b>								
Salud	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Salud	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
Salud	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
<b>Regimen pagado</b>								
Salud	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
de 3 a 7 personas	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
de 8 a 10 personas	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
de 11 a 15 personas	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000
de 16 a 20 personas	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000	0.000000	0.0000

Fuente: cálculo del autor con base en las Encuestas de Calidad y Vida 1997 y 2003.

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 2003, dicho incremento se situó en 12%, lo que implica en el periodo 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 cambió 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 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 el 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 de 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 periodo 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 registraron 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 el 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. De manera intuitiva, lo anterior se explica en buena parte porque la ECV de 1997 captó muchas actividades que resultaron ser inclasificables entre 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 periodo.

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 2003. En promedio, lo anterior supone un crecimiento cercano al 16% durante el periodo. Es decir, el desempleo afecta más a la población no afiliada.

Este hallazgo muestra cómo 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 entre 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 2003 se observan 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 se conservó 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, el efecto de los cambios unitarios en esta variable, en promedio, provoca 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 periodo 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 1997, generaba un incremento de 9,8% en la probabilidad de la alternativa tres o de no afiliados, incremento 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 periodo 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, en especial para los no afiliados. Pese a que en 1997 este regresor no es estadísticamente significativo y no exhibe el signo esperado, en 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, en la que 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 cómo 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 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 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 periodo 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 de 1997 no son diferentes de cero, pero se puede apreciar que esos dos rangos de ingresos son muy importantes en 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 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 pago<sup>7</sup> 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.

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 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 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 periodo, 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 2003, lo que en el periodo equivale a un incremento promedio es de 13,3%. 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 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, se 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

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

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 1997 y 2003. Tomando como referente comparativo al régimen contributivo, se hace 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 periodo 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, que, dada la morosidad del gobierno para cancelarlas tiene al sistema de salud cerca del colapso.

Como se ha visto en 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

son altamente significativos en casi su totalidad 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, con disímiles comportamientos en el tiempo.

Entre 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 del 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 periodo 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 son más agudos 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 de manera adecuada 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 ac-

ceder 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 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.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acosta, O., Latorre, C. y Henao, E. (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*. Bogotá: Ministerio de Protección Social.
- Cameron, C. y Pravin, T. 2009. *Microeconometrics using stata, StataCorp LP*. Texas: College Station,
- 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 (DANE). (2009). Principales Indicadores del mercado laboral, informalidad. Boletín de Prensa. Extraído el 15 de septiembre de 2009 desde [http://www.dane.gov.co/sociales/mercado laboral/](http://www.dane.gov.co/sociales/mercado%20laboral/).
- Flórez, C. y Acosta, O. (2007). *Avances y desafíos de la equidad en el sistema de salud colombiano*. Bogotá: Fundación Corona, Departamento Nacional de Planeación, Universidad de los Andes, Universidad del Rosario.
- Flórez, C. y Hernández, D. (2005). *Financing and the health system: Colombia case of study. Informe final para la OMS*. Bogotá: CEDE, Universidad de los Andes.
- Flórez, C. y Soto, V. (2006). *Documento metodológico: las variables de salud y condición socioeconómica en las encuestas de Demografía y Salud. Informe Cede*. Bogotá: Universidad de los Andes, Fundación Corona, DNP, PNUD.
- 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 16.
- Garavito, L. y 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.
- Giedion y Acosta. (1998). Cómo reorientar el sector de la salud. Retos y desafíos para los próximos 4 años. Debates de Coyuntura Social. N.º 11, pp. 8-23.
- Pérez, F. (2004). Informalidad laboral en las trece principales áreas y ciudades colombianas. Dane. Extraído el 20 de septiembre de 2009 desde [http://www.dane.gov.co/sociales/mercado laboral/](http://www.dane.gov.co/sociales/mercado%20laboral/)
- Greene, W. (1999). *Análisis econométrico*. Madrid: Prentice Hall Iberia.
- Restrepo, J., Zambrano, A., Vélez, M. y 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 14.
- Ruiz, F. 2001. *La oferta educativa en salud en Colombia, instituciones y programas*. Documentos técnicos ASS/817.01
- Ruiz, F. (2006). *¿Es sostenible el sistema general de seguridad social en salud?* Bogotá: Cendex, Pontificia Universidad Javeriana.

# ANEXOS

## COEFICIENTES ESTIMADOS 1997

The image shows a large table with multiple columns and rows. The text is oriented vertically on the page. The table appears to be a data table with several columns, possibly representing different categories or variables. The text is very small and difficult to read due to the image quality and orientation. The table is contained within a rectangular frame.

**COEFICIENTES ESTIMADOS 2003**

Categoría		Categoría		Categoría		Categoría	
Sexo	Edad	Sexo	Edad	Sexo	Edad	Sexo	Edad
M	15-17	M	18-24	M	25-34	M	35-44
F	15-17	F	18-24	F	25-34	F	35-44
M	45-54	M	55-64	M	65-74	M	75-84
F	45-54	F	55-64	F	65-74	F	75-84
M	85+	F	85+	M	85+	F	85+
M	15-17	M	18-24	M	25-34	M	35-44
F	15-17	F	18-24	F	25-34	F	35-44
M	45-54	M	55-64	M	65-74	M	75-84
F	45-54	F	55-64	F	65-74	F	75-84
M	85+	F	85+	M	85+	F	85+

EFFECTOS MARGINALES DEL RÉGIMEN SUBSIDIADO, 1997

Marginal effects after miogit  
 $\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \beta_{k+1} x_1^2 + \dots + \beta_{k+2} x_1 x_2 + \dots$   
 $\hat{y} = .02889197$

variable	$\beta_j/\beta_k$	Std. Err.	Z	P> z	[	95% C.I.	]	#
triguna*	.0070028	.00025	28.86	0.000	.0034552	.0099504	.0034552	28.86
seguro-a*	.0019019	.00048	-17.44	0.000	-.0010017	-.0048053	-.0010017	28.7000
superfor*	.0054572	.00072	-24.71	0.000	-.0098001	-.0181113	-.0098001	28.6000
hombre*	.0006613	.00038	-1.81	0.000	-.0018871	.0002848	-.0018871	28.3769
trabajo*	.0009499	.00038	4.47	0.000	.0048881	.0127813	.0048881	28.3000
delc_29*	.0034318	.00028	-48.39	0.000	-.0053623	-.011270	-.0053623	28.2811
delc_21*	.0078858	.00038	-1.88	0.000	-.009722	.0002748	-.009722	28.0832
delc_28*	.0482191	.00032	-1.27	0.000	-.008344	-.028894	-.008344	28.0702
delc_25*	.0158883	.00047	-7.01	0.000	-.0079779	-.0162763	-.0079779	28.0554
delc_23*	.0071117	.00043	17.71	0.000	.0140105	.019198	.0140105	28.0554
delc_20*	.0071187	.00061	1.83	0.000	-.0010735	.0112088	-.0010735	28.0554
delc_18*	.0078483	.00077	1.00	0.000	-.001788	.0068878	-.001788	28.0554
comercio*	.0084107	.00017	1.48	0.000	-.001812	.013278	-.001812	28.0554
trabajo*	.0012819	.00018	-8.47	0.000	-.0026788	-.0072238	-.0026788	28.0554
activo-a*	.0035818	.0406	1.38	0.000	.004477	.013334	.004477	28.0554
trabajo*	.0002187	.00002	7.34	0.000	-.000097	.003884	-.000097	28.0554
delc_29*	.0419297	.0192	1.28	0.000	-.004792	.009587	-.004792	28.0554
delc_20*	.0071805	.00112	6.44	0.000	.0048801	.00981	.0048801	28.0554
delc_18*	.0008883	.00087	0.09	0.000	-.001931	.0050241	-.001931	28.0554
delc_17*	.0008813	.00148	-4.78	0.000	-.004488	-.010881	-.004488	28.0554
delc_16*	.0034085	.00338	-2.48	0.000	-.0014178	-.017887	-.0014178	28.0554
delc_15*	.0008109	.00078	-2.01	0.000	-.0018811	-.0052121	-.0018811	28.0554
delc_14*	.0014	.00178	-1.00	0.000	-.000893	.000095	-.000893	28.0554
delc_13*	.0011427	.00179	-4.44	0.000	-.004323	-.008812	-.004323	28.0554
delc_12*	.0008018	.00382	-8.38	0.000	-.007887	-.017481	-.007887	28.0554
delc_11*	.0071112	.00337	-1.38	0.000	-.004417	.000094	-.004417	28.0554
delc_10*	.0035768	.0412	1.28	0.000	-.001178	.008812	-.001178	28.0554
delc_9*	.0008724	.0138	-8.78	0.000	-.0072	-.018812	-.0072	28.0554
delc_8*	.0013302	.0005	1.88	0.000	-.001872	.000095	-.001872	28.0554
delc_7*	.0008112	.00102	1.34	0.000	-.000978	.000095	-.000978	28.0554
delc_6*	.0071119	.00199	8.88	0.000	-.0017	.008812	-.0017	28.0554
delc_5*	.0071181	.00782	8.18	0.000	-.00738	.017812	-.00738	28.0554
delc_4*	.041814	.00083	-1.77	0.000	-.008887	.01778	-.008887	28.0554
delc_3*	.0418197	.00418	-1.48	0.000	-.008887	.017812	-.008887	28.0554
delc_2*	.000888	.0008	78.91	0.000	.003887	.010887	.003887	28.0554
delc_1*	.0071008	.0008	18.78	0.000	.007781	.017781	.007781	28.0554
delc_0*	.0013302	.00077	1.81	0.000	.007887	.017781	.007887	28.0554
delc_0*	.000888	.0014	8.19	0.000	-.00148	.008812	-.00148	28.0554
delc_0*	.0071119	.0008	1.78	0.000	.0008	.017812	.0008	28.0554
delc_0*	.000888	.0008	8.88	0.000	.007812	.017812	.007812	28.0554
delc_0*	.000888	.0008	78.91	0.000	-.00148	.008812	-.00148	28.0554

[\*] apply to for discrete change of dummy variable from 0 to 1

EFFECTOS MARGINALES DEL RÉGIMEN SUBSIDIADO, 2003

Marginal effects after weight  
 $y = \beta_0 + \beta_1 \text{Cont}_i + \beta_2 \text{Cont}_i^2 + \beta_3 \text{Cont}_i^3 + \beta_4 \text{Cont}_i^4 + \beta_5 \text{Cont}_i^5 + \beta_6 \text{Cont}_i^6 + \beta_7 \text{Cont}_i^7 + \beta_8 \text{Cont}_i^8 + \beta_9 \text{Cont}_i^9 + \beta_{10} \text{Cont}_i^{10}$   
 $\beta_1 = .1846147$

variable	dy/dx	std. err.	z	p >  z	[95% conf. int.]	[95% conf. int.]
afirmante	.0141947	.00447	3.22	0.001	-.00589	.03619
afirmante	-.000211	.00027	-0.78	0.438	-.00070	.00028
superior	.0034434	.00015	22.92	0.000	-.00014	.00703
numero	-.0000018	.00001	-1.77	0.077	-.00003	.00002
incp_pact	.000399	.01378	0.03	0.980	-.02613	.02713
del1_29	.0016908	.00099	1.70	0.089	-.00024	.00363
del1_41	.0011901	.00039	3.10	0.002	-.00029	.00171
del1_51	-.0078913	.00071	-11.12	0.000	-.00931	-.00647
del1_61	-.0000044	.00004	-0.07	0.945	-.00011	.00006
del1_71	.0010451	.00004	24.89	0.000	-.00001	.00209
del1_81	.0010057	.00047	2.14	0.033	-.00093	.00294
del1_91	.0000104	.00017	-0.60	0.546	-.00030	.00032
comercio	-.0000074	.00001	-4.11	0.000	-.00014	-.00001
trabajo	.00221439	.01038	0.22	0.825	-.01583	.01138
activa	.0000002	.00001	-4.80	0.000	-.00003	.00001
empresaria	-.0071878	.00070	-10.28	0.000	-.00858	-.00581
desempleo	.0007502	.00069	0.71	0.476	-.00042	.00192
afic_ind	.0000001	.00018	0.07	0.943	-.00033	.00034
empresaria	.0001161	.00013	0.83	0.406	-.00019	.00051
del1_101	.0012111	.00049	2.43	0.014	-.00071	.00213
del1_111	-.0000001	.00001	-1.30	0.191	-.00003	.00001
del1_121	.0000112	.00017	0.65	0.514	-.00034	.00036
del1_131	.0000000	.00011	-4.46	0.000	-.00027	.00001
del1_141	.0000179	.00041	0.43	0.666	-.00060	.00034
del1_151	.0000000	.00017	-1.79	0.077	-.00031	.00031
del1_161	.0000471	.00021	2.24	0.025	-.00014	.00063
del1_171	.0000000	.00019	0.07	0.940	-.00037	.00037
del1_181	.0000000	.00024	0.00	1.000	-.00048	.00048
del1_191	.0000000	.00043	1.10	0.266	-.00071	.00071
del1_201	.0000000	.00048	10.56	0.000	-.00057	.00157
del1_211	.0000001	.00068	0.71	0.476	-.00104	.00094
del1_221	.0000000	.00095	0.00	1.000	-.00157	.00095
del1_231	.0000000	.0014	1.34	0.178	-.00201	.00141
del1_241	.0000000	.0019	0.00	1.000	-.00284	.00194
del1_251	.0000000	.0021	0.00	1.000	-.00307	.00217
del1_261	.0000000	.0027	0.00	1.000	-.00447	.00277
del1_271	.0000000	.0037	0.00	1.000	-.00613	.00373
del1_281	.0000000	.0049	0.00	1.000	-.00813	.00493
del1_291	.0000000	.0063	0.00	1.000	-.01043	.00633
del1_301	.0000000	.0081	0.00	1.000	-.01413	.00813
del1_311	.0000000	.0107	0.00	1.000	-.01843	.01073
del1_321	.0000000	.0147	0.00	1.000	-.02443	.01473
del1_331	.0000000	.0203	0.00	1.000	-.03243	.02033
del1_341	.0000000	.0277	0.00	1.000	-.04343	.02773
del1_351	.0000000	.0383	0.00	1.000	-.05843	.03833
del1_361	.0000000	.0523	0.00	1.000	-.07743	.05233
del1_371	.0000000	.0703	0.00	1.000	-.09943	.07033
del1_381	.0000000	.0933	0.00	1.000	-.09943	.09333
del1_391	.0000000	.1213	0.00	1.000	-.09943	.12133
del1_401	.0000000	.1553	0.00	1.000	-.09943	.15533
del1_411	.0000000	.1953	0.00	1.000	-.09943	.19533
del1_421	.0000000	.2413	0.00	1.000	-.09943	.24133
del1_431	.0000000	.2933	0.00	1.000	-.09943	.29333
del1_441	.0000000	.3513	0.00	1.000	-.09943	.35133
del1_451	.0000000	.4153	0.00	1.000	-.09943	.41533
del1_461	.0000000	.4853	0.00	1.000	-.09943	.48533
del1_471	.0000000	.5613	0.00	1.000	-.09943	.56133
del1_481	.0000000	.6433	0.00	1.000	-.09943	.64333
del1_491	.0000000	.7313	0.00	1.000	-.09943	.73133
del1_501	.0000000	.8253	0.00	1.000	-.09943	.82533

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



### EFFECTOS MARGINALES DE LOS NO AFILIADOS, 1997

Marginal effects from equation (1)  
 $\gamma = \ln(\text{Cost}_i / \text{AF} = 1) / (\text{Cost}_i / \text{AF} = 0)$   
 $\gamma = \text{Cost}_i / \text{AF} = 1$

variable	$\beta_1/\beta_0$	std. err.	$\beta$	$\rho(\beta)$	95% C.I.	95% C.I.	$\gamma$
afiliado	.028787	.00797	4.88	0.000	.012814	.044757	.152079
seguro	-.041284	.00719	-6.74	0.000	-.055611	-.026957	-.087090
superior	-.007381	.0147	-0.03	0.000	-.020507	.146579	.060077
temporal	.0012070	.00411	4.78	0.000	.000194	.043841	.001740
financiero	.073737	.0211	3.49	0.000	.032172	.115301	.031931
costo	-.046800	.01117	-3.97	0.000	-.064795	-.028808	-.15013
costo	-.010493	.01734	-1.12	0.188	-.031077	.009880	.188802
costo	-.004070	.01391	-0.29	0.000	-.011798	.004063	.100707
costo	-.004718	.01727	-1.15	0.000	-.019202	.009781	.124909
costo	.042874	.00687	13.78	0.000	.038809	.106940	.078374
costo	.008233	.01147	1.93	0.004	-.007113	.120028	.117987
costo	.073737	.00797	0.82	0.410	-.004069	.089703	.047502
costo	.117003	.01741	2.89	0.001	.078897	.157342	.01782
transporte	.001761	.00898	2.13	0.033	.001142	.119041	.075304
actividad	.046881	.01823	1.81	0.072	-.00188	.147194	.019147
superior	.001207	.00219	0.88	0.374	-.042199	.038192	.000416
costo	.172870	.01991	8.39	0.000	.094471	.25127	.040100
costo	-.047110	.01707	-3.00	0.000	-.06348	-.030791	-.157190
costo	.019447	.00893	6.14	0.000	.012761	.026117	.033888
costo	-.078027	.01678	-3.80	0.000	-.103614	-.052439	-.196114
costo	-.128876	.00800	-16.30	0.000	-.133202	-.144550	-.073988
costo	.003440	.00061	3.02	0.000	.002143	.004737	.005114
profundidad	.048377	.00438	0.82	0.000	.126674	.37337	.002414
profundidad	.048071	.01679	1.84	0.000	.001141	.170073	.004982
profundidad	-.048778	.00942	-3.77	0.000	-.068101	-.029043	-.003094
profundidad	.000107	.01877	3.62	0.000	.030241	.101878	.105000
profundidad	-.073104	.00902	-2.18	0.033	-.048173	-.018191	.038877
profundidad	-.000918	.00093	-0.49	0.627	-.000268	.000282	.000967
profundidad	.001188	.174	0.12	0.882	-.110894	.071189	.479981
profundidad	.000407	.01483	2.01	0.049	.00163	.107147	.000388
profundidad	.108401	.00183	3.40	0.000	.096007	.120894	.113784
profundidad	.042188	.00464	1.80	0.071	.001883	.100001	.037871
profundidad	-.004338	.00078	-0.87	0.384	-.000029	.048071	.004919
profundidad	.108401	.01108	-5.73	0.000	-.148111	-.126784	.001882
profundidad	-.108747	.00794	-10.01	0.000	-.107141	-.170408	.160406
profundidad	-.107388	.00803	-10.71	0.000	-.104887	-.14989	.157178
profundidad	-.170872	.0087	-19.81	0.000	-.187777	-.154813	.172049
profundidad	.148065	.01378	-11.82	0.000	.184148	.171813	.088714
profundidad	.124599	.00834	-10.82	0.000	.140908	-.12880	.17110
profundidad	.170840	.01139	-18.74	0.000	.179042	.118813	.001808
profundidad	-.170840	.01139	-18.77	0.000	-.187117	-.171799	-.01907

(\*)  $\beta_1/\beta_0$  is the discrete change of dummy variable from 0 to 1.

