



**¿ Es posible reducir el gasto sanitario a través del subsidio a los seguros sanitarios privados? La doble cobertura sanitaria en Catalunya. Estimación de patrones de utilización de servicios sanitarios y simulación de costes asociados a la asistencia sanitaria.**

**Angel López Nicolás**

**Jaume García Villar**

**Guillem López Casasnovas**

**Jaume Puig Junoy**

**(Dept. Economía y Empresa. Universitat Pompeu Fabra)**

# **1. Introducción**

## **1.1 Objetivos del estudio**

Este trabajo se inscribe en el ámbito del análisis del comportamiento del consumidor en lo que respecta a la tenencia de seguros médicos y a los patrones de uso de servicios sanitarios -véase por ejemplo Besley et al. (1999) o Propper et al. (1999) como ejemplos recientes de trabajo aplicado en esta área. Para el caso particular del sistema sanitario catalán, el objeto de este estudio consiste en analizar los patrones de utilización de servicios privados en detrimento de servicios equivalentes a través del sistema público que la doble cobertura genera. En el caso catalán, donde alrededor de un 19% de la población se encuentra en esta situación (para la totalidad del Estado el porcentaje se sitúa alrededor del 10%), los datos de la Enquesta de Salut de Catalunya de 1994 sugieren que la tenencia de doble cobertura no crea dos clases diferenciadas en el conjunto de usuarios de servicios sanitarios sino que se detecta una gran movilidad entre los dos sistemas por parte de aquellos usuarios con posibilidad de elegir. Así, según esta fuente de datos un 15% de la población con doble cobertura visitó un proveedor privado en los quince días previos a la entrevista, mientras que un 6,4% de este grupo visitó un proveedor público. Por el contrario, la ausencia de doble cobertura sí parece generar dos tipos de usuarios: en este grupo de la población sólo un 4,2% visitó un proveedor privado en la quincena previa a la entrevista mientras que un 17,4% visitó un proveedor público. En estas circunstancias adquiere relevancia la visión de la red de proveedores privados como un refuerzo a la red de provisión pública. Es más, cabe pensar que, en ausencia de doble cobertura, el sistema público tendría que absorber gran parte de la demanda de asistencia que actualmente cubren los proveedores privados contratados por la póliza adicional. En este sentido tiene interés la cuantificación del ahorro en gasto público que la doble cobertura sanitaria potencialmente genera. Ello ayudará a la formulación de políticas fiscales que, si es el caso, incidan sobre la externalidad positiva asociada a la descongestión de la red pública. Si bien no existe

evidencia acerca del tamaño de tal efecto, estudios previos<sup>1</sup> sugieren que la demanda de servicios sanitarios privados es altamente sensible a cambios en los precios (una elasticidad precio igual a -1,4), por lo que el sector público podría ver aliviada/incrementada su presión asistencial de manera sustancial ante alteraciones en el coste de la atención privada. Con este trabajo se pretende aproximar la cuantía de tal ahorro mediante un modelo de microsimulación del comportamiento de los consumidores de servicios sanitarios en Catalunya.

## 1.2 Metodología

Se utilizará un modelo de microsimulación dinámico cuya estructura requiere abordar secuencialmente las siguientes cuestiones

- i) Especificación de un modelo econométrico para la probabilidad de utilización a nivel individual de los servicios sanitarios para las visitas médicas en Catalunya atendiendo a dos tipos de proveedores: red pública o red privada y distinguiendo entre coberturas (sólo pública y/o pública + privada).
- ii) Estimación del modelo a partir de los datos de la Encuesta de Salut de Catalunya
- iii) Incorporación del modelo econométrico dentro de una rutina de simulación que permite predecir la probabilidad de utilización de cada uno de los servicios para cada uno de los componentes de la muestra así como distintos individuos tipo especificados por el usuario
- iv) Simulación/predicción de probabilidades de uso de los distintos tipos de servicios

---

<sup>1</sup> Véase López Nicolás (1998).

- v) Estimación del coste sanitario asociado a cada tipo de servicio y características socioeconómicas de los individuos a partir de bases de datos de pagos a profesionales médicos por parte de una mutua representativa de la situación en Catalunya
  
- vi) Estimación del ahorro esperado por unidad muestral bajo un escenario de doble cobertura utilizando las estimaciones para generar contrafactuales
  
- i) Elevación de los resultados a la población general utilizando los pesos muestrales relevantes

### **1.3 Estructura del trabajo**

En la sección número 2 se aporta evidencia descriptiva acerca del patrón de uso de los servicios sanitarios en Catalunya. En concreto nos centramos en los dos grupos mayoritarios de la población: los individuos cubiertos por el ICS únicamente y los individuos cubiertos por el ICS y alguna mutua privada. En la sección 3 especificamos y estimamos con la ESCAT un modelo econométrico para la probabilidad de uso atendiendo al tipo de cobertura del que disponen los individuos y al tipo de proveedor de los servicios. En la sección 4 especificamos y estimamos un modelo para el coste por visita utilizando datos de pago-por-servicio de una mutua con amplia implantación en Catalunya y, en combinación con las estimaciones de la sección 3, obtenemos una valoración del coste/ahorro asociado a diversos escenarios de tenencia de doble cobertura por parte de la población. La sección 5 presenta las conclusiones más importantes y discute las implicaciones para la política fiscal y sanitaria.

## **2. Evidencia sobre doble cobertura y uso de servicios sanitarios en Catalunya**

Consideramos doble cobertura como una situación donde un usuario de servicios sanitarios puede acceder a los servicios prestados por la Seguridad Social (Institut Català de la Salut) y **además** alguna mutua privada de afiliación voluntaria. Este colectivo suma, según los datos de la Enquesta de Salut de Catalunya (ESCAT) que presentamos en la tabla número 1, un total de 1237746 individuos. En contraposición a este grupo consideraremos a los individuos que sólo disfrutan de la cobertura provista por el Institut Català de la Salut, un total de 4689394 usuarios. Estos dos grupos cubren prácticamente el 97,82% de la totalidad de la población catalana. El resto de la población, 132344 individuos, se compone en un 75% de usuarios cubiertos exclusivamente por mutuas de afiliación obligatoria (MUFACE, ISFAS, PAMEM, MUNPAL, Mútua del Poder Judicial), en un 18% por individuos cubiertos exclusivamente por mutuas de afiliación voluntaria y en un 7% por individuos que declaran estar cubiertos por la beneficiencia, algún tipo de iguala médica u otros tipos de cobertura. En este trabajo se utilizará la información relativa a, en primer lugar, el grupo de individuos que sólo tienen acceso al Institut Català de la Salut y, en segundo lugar, el grupo con doble cobertura en los términos definidos anteriormente. Por una parte, está claro, dado el tamaño de estos colectivos, que se trata de los dos grupos de población más representativos para la realidad catalana. Por otra parte, los propios objetivos del trabajo hacen que nos interese analizar el comportamiento de los individuos con doble cobertura utilizando como referencia el grupo con acceso al ICS exclusivamente, ya que los individuos que tienen cobertura única a través de una mutua de afiliación obligatoria se enfrentan a una provisión que se parece más a la que disfrutan los usuarios con doble cobertura a través de su póliza privada en lo que respecta a tiempos de espera, sistema de retribución de los profesionales sanitarios etc. que a la que disfrutan los usuarios del ICS.

**Tabla 2.1**  
**Número de usuarios de servicios Sanitarios en Catalunya**

Solo Seguridad Social	Seguridad Social y Mutua		Total
	NO	SI	
NO	132344 2.18	1237746 20.43	1370090 22.61
SI	4689394 77.39	0 0.00	4689394 77.39
<b>Total</b>	<b>4821738</b> <b>79.57</b>	<b>1237746</b> <b>20.43</b>	<b>6059484</b> <b>100.00</b>

En lo que respecta al patrón de utilización de servicios, en este estudio se considerarán únicamente las visitas a (o por) un profesional sanitario en los 15 días previos a la fecha de la entrevista<sup>2</sup>. La ESCAT aporta información acerca de a qué proveedor pertenece el profesional sanitario de la última visita, por lo que es posible conocer si los encuestados han visitado un profesional del ICS o un proveedor privado. En el caso de los individuos del grupo con cobertura ICS exclusivamente el proveedor privado es un profesional de pago directo, mientras que para los individuos del grupo con doble cobertura el proveedor privado está frecuentemente cubierto por la póliza privada. En la tabla número 2.2 se presenta la evidencia aportada por la ESCAT para los patrones de utilización de las visitas médicas en una ventana temporal de 15 días para los dos grupos. Tal y como mencionamos en la introducción, si bien en término medio un 22% de la población realiza una visita médica en una ventana temporal de 15 días independientemente del estatus de cobertura sanitaria, la visita a un proveedor público es tres veces más probable para un individuo con cobertura ICS exclusivamente que para un individuo con doble cobertura.

<sup>2</sup> En el futuro se tiene previsto ampliar la gama de servicios sanitarios analizada a las hospitalizaciones,

**Tabla 2.2 Utilización de visitas a profesionales sanitarios en los 15 días previos a la entrevista**

Uso visitas grupo solo ICS	Freq.	Percent	Cum.
No visita	3655127	77.94	77.94
ICS	833733	17.78	95.72
Proveedor privad	200533	4.28	100.00
<b>Total</b>	<b>4689394</b>	<b>100.00</b>	
Uso visitas grupo doble cob.	Freq.	Percent	Cum.
No visita	971931	78.52	78.52
ICS	79592	6.43	84.95
Proveedor privad	186221	15.05	100.00
<b>Total</b>	<b>1237746</b>	<b>100.00</b>	

En la siguiente sección especificamos y estimamos un modelo econométrico en el cual las anteriores frecuencias se explican en función de las características sociodemográficas y el estado de salud de los individuos.

### 3. Un modelo econométrico para la probabilidad de uso de los servicios sanitarios

De acuerdo con lo expuesto anteriormente, en la población hay dos tipos de individuos: individuos con cobertura ICS e individuos con cobertura doble. Denotamos a estos individuos con los superíndices SSS y SSYP respectivamente. Para el servicio V, visitas médicas en los últimos 15 días, cada uno de los individuos del grupo  $G=\{SSS, SSYP\}$  tiene tres opciones: No uso ( $Y_i^G=0$ ), uso público ( $Y_i^G=1$ ) y uso privado ( $Y_i^G=2$ ). La utilidad de escoger la opción J viene dada por

$$\begin{aligned} U_{ij}^G &= x_i^G \mathbf{b}_j^G + e_{ji}^G \\ G &= SSS, SSYP \\ J &= 0,1,2 \end{aligned} \tag{1}$$

donde  $\beta_j^G$  es un vector de parámetros correspondientes a la opción j para el grupo G,  $x_i^G$  es un vector de características del individuo i y  $\varepsilon_{ji}^G$  es una perturbación aleatoria. Si j es la opción escogida,  $Y_i^G=j$ , entonces  $U_j^G > U_{ik}^G \forall k \neq j$ . En estas circunstancias, si los términos aleatorios se distribuyen idéntica e independientemente como una log Weibull obtenemos el modelo logit multinomial, donde

$$P(Y_i^G = j) = \frac{\exp(x_i^G \mathbf{b}_j^G)}{\sum_{k=0}^J \exp(x_i^G \mathbf{b}_k^G)} \tag{2}$$

Este modelo se puede estimar separadamente para cada grupo G, aunque ello implica suponer que la pertenencia a cada grupo de la población es exógena. Para estimar el modelo el vector de parámetros  $\beta$  correspondiente a una de las categorías se ha de igualar a cero. Si escogemos  $j=0$ , no uso, como categoría base, entonces (omitiendo los superíndices G).



$$\frac{P(Y_i = 1)}{P(Y_i = 0)} = \exp(x_i \mathbf{b}_1)$$

$$\frac{P(Y_i = 2)}{P(Y_i = 0)} = \exp(x_i \mathbf{b}_2)$$

(2)

Las expresiones  $\exp(x_i \beta_j)$  son el riesgo relativo (a la opción base) de la opción j para el individuo i.

Para interpretar los resultados<sup>3</sup> de la estimación de este modelo, nótese que un cambio en cualquiera de los componentes del vector de características,  $x^3$  por ejemplo, supone un cambio en la probabilidad de elegir las tres opciones y en los riesgos relativos de acuerdo con las ecuaciones 1 y 2 respectivamente. Como se puede observar, debido a la forma funcional no lineal de estas expresiones, el efecto de un cambio en una variable explicativa sobre la probabilidad de elegir cualquier opción y, por consiguiente, en el riesgo relativo, no es constante sino que depende de la configuración del resto de variables explicativas.

En lo que respecta a las variables explicativas que utilizamos en la especificación de la parte sistemática del modelo, es útil destacar que la ESCAT combina información sobre un amplio abanico de indicadores de salud con variables de estatus socioeconómico. Ello otorga confianza a nuestras estimaciones en una medida superior a la que cabría esperar si sólo se dispusiese de indicadores socioeconómicos o sólo indicadores de salud, ya que en cualquiera de estos casos la posibilidad de sesgos por heterogeneidad no observada sería relativamente alta. Así, captamos con nuestra especificación el efecto de los siguientes factores:

**1) Sexo:** Modelizado a través de una variable ficticia con valor 1 para los hombres (dman)

---

<sup>3</sup> Los resultados de la estimación del modelo están disponibles de los interesados.

- 2) **Edad:** Modelizado a través de un término lineal y un término cuadrático (age, age2)
- 3) **Estado de salud autopercebido:** Modelizado a través de 4 variables ficticias que indican salud muy buena, buena, regular y mala (dhea2-dhea5 respectivamente). La categoría omitida es salud excelente
- 4) **Limitaciones a la actividad en el último año:** Modelizado a través de una variable ficticia con valor 1 en caso afirmativo (dlimit)
- 5) **Presencia de enfermedades crónicas:** Modelizado a través de variables ficticias con valor 1 en caso de presencia de hipertensión, colesterol alto, diabetes, asma, cardiopatía, úlcera gástrica, alergia (dcr1-dcr7 respectivamente)
- 6) **Gravedad de las enfermedades crónicas:** Modelizado a través de una variable ficticia con valor 1 en caso de que las enfermedades crónicas limiten la actividad habitual (dcrinter)
- 7) **Accidentes:** Modelizado a través de una variable ficticia con valor 1 en caso de haber sufrido un accidente en el último año (dacci)
- 8) **Problemas auditivos u oculares:** Modelizados a través de variables ficticias con valor 1 en caso de presencia de problemas auditivos u oculares (dhear, dsight respectivamente)
- 9) **Nivel de renta familiar:** Modelizado a través de variables ficticias con valor 1 si la renta familiar se sitúa entre 1,5 Y 3 millones anuales y más de 3 millones anuales (dting2, dting3 respectivamente). La categoría omitida corresponde a individuos con renta familiar inferior a 1,5 millones anuales, y también se incluye una variable ficticia con valor 1 si la variable ingreso no ha sido declarada por el encuestado (dinmiss)
- 10) **Nivel de educación:** Modelizado a través de una variable ficticia con valor 1 si el individuo tiene estudios universitarios (duniv)
- 11) **Estatus laboral:** Modelizado a través de variables ficticias con valor 1 en caso de que el individuo esté ocupado, recibiendo pensión de jubilación, desempleado con experiencia (demploy, dpensi, dunemp). La categoría omitida la constituyen los desempleados sin experiencia, los no activos y las amas de casa
- 12) **Categoría ocupacional:** Modelizado a través de variables ficticias con valor 1 en caso de que el individuo esté ocupado como agricultor, empresario o profesional (docup1, docup2, docup34 respectivamente). La categoría omitida es el resto de ocupaciones

- 13) Cabeza de familia:** Modelizado a través de una variable ficticias con valor 1 en caso de que el individuo sea el cabeza de su unidad familiar (dhead)
- 14) Interacciones de cabeza de familia con variables de educación y ocupación:** (dhuni, dhocup1, dhocup2, dhocup34)

Debido a la no linealidad del modelo y al hecho de que los coeficientes del mismo están definidos en relación a la categoría base, es útil presentar los resultados de las estimaciones con predicciones de los valores absolutos de las probabilidades para los tres eventos atendiendo a distintas configuraciones de variables explicativas. Ello permite apreciar de una manera sencilla el efecto de las variables explicativas sobre las tres opciones y en qué tipo de individuos éstas tienen un efecto más o menos acusado.

A continuación se presentan los resultados de la predicción de probabilidades para una serie de individuos hipotéticos definidos de acuerdo con diferentes configuraciones de las siguientes variables; edad, estado de salud autopercebida, presencia de enfermedades crónicas (hipertensión y colesterol), relación con la actividad y nivel de renta<sup>4</sup>. El análisis se realiza por separado para hombres, mujeres y niños. Dado nuestro interés en las diferencias de comportamiento entre los individuos cubiertos sólo por el sistema público y los individuos con doble cobertura, en cada uno de los individuos tipo considerados mostraremos la probabilidad predicha bajo los escenarios de cobertura ICS y doble cobertura.

En las tablas 3.1, 3.2 y 3.3 se especifican las características de cada uno de los individuos que consideramos. Por ejemplo, el individuo tipo 1 en el gráfico es un hombre de 30 años con un buen estado de salud autopercebida, activo y con una renta familiar entre 1,5 y 3 millones de pesetas anuales.

---

<sup>4</sup> Para todos los tipos de individuos el resto de variables se iguala a cero.

**Tabla 3.1 Descripción del tipo de individuo para los hombres**

<b>Edad</b>	<b>Estado de salud Autopercebida</b>	<b>Enfermedades crónicas</b>	<b>Relación con la actividad</b>	<b>Nivel de renta familiar</b>	<b>Tipo de individuo</b>
30	Buena	NO	Activo	Entre 1,5 y 3millones/año	1
60	Buena	NO	Activo	Entre 1,5 y 3millones/año	2
60	Buena	NO	Pensionista	Entre 1,5 y 3millones/año	3
75	Buena	NO	Pensionista	Entre 1,5 y 3millones/año	4
30	Mala	SI	Activo	Entre 1,5 y 3millones/año	5
60	Mala	SI	Activo	Entre 1,5 y 3millones/año	6
60	Mala	SI	Pensionista	Entre 1,5 y 3millones/año	7
75	Mala	SI	Pensionista	Entre 1,5 y 3millones/año	8
30	Buena	NO	Activo	Más de 3 millones/año	9
60	Buena	NO	Activo	Más de 3 millones/año	10
60	Buena	NO	Pensionista	Más de 3 millones/año	11
75	Buena	NO	Pensionista	Más de 3 millones/año	12
30	Mala	SI	Activo	Más de 3 millones/año	13
60	Mala	SI	Activo	Más de 3 millones/año	14
60	Mala	SI	Pensionista	Más de 3 millones/año	15
75	Mala	SI	Pensionista	Más de 3 millones/año	16

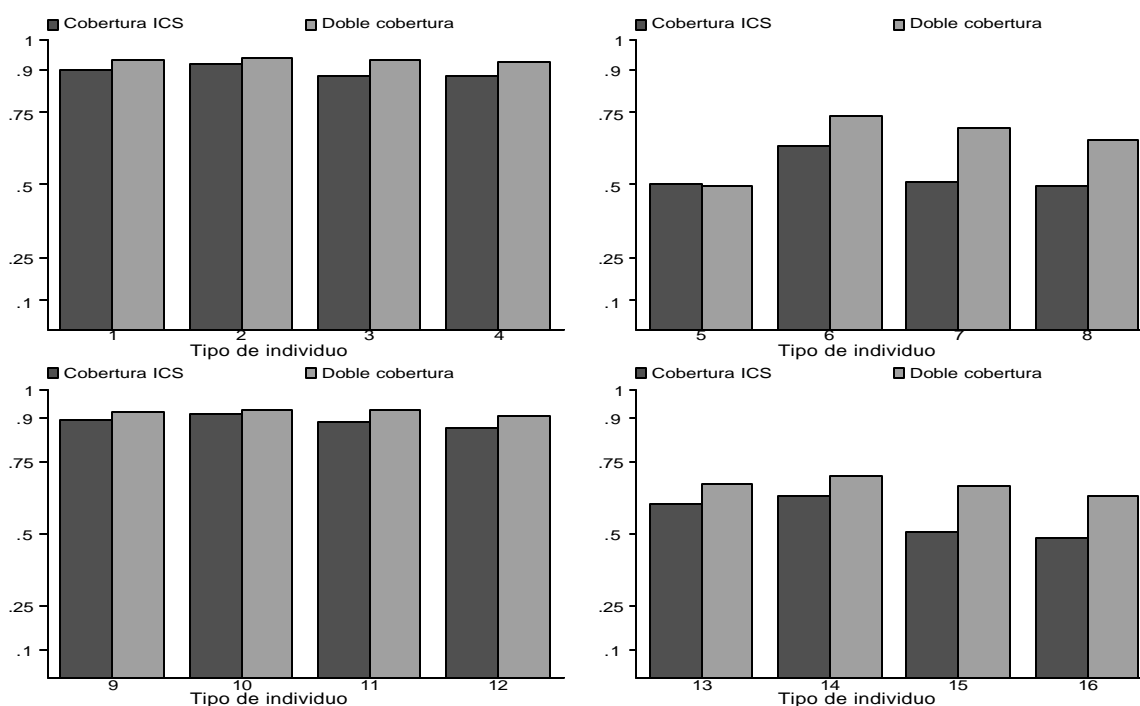
**Tabla 3.2 Descripción del tipo de individuo para las mujeres**

<b>Edad</b>	<b>Estado de salud Autopercebida</b>	<b>Enfermedades crónicas</b>	<b>Relación con la actividad</b>	<b>Nivel de renta familiar</b>	<b>Tipo de individuo</b>
30	Buena	NO	Activo	Entre 1,5 y 3millones/año	17
60	Buena	NO	Activo	Entre 1,5 y 3millones/año	18
60	Buena	NO	Pensionista	Entre 1,5 y 3millones/año	19
75	Buena	NO	Pensionista	Entre 1,5 y 3millones/año	20
30	Mala	SI	Activo	Entre 1,5 y 3millones/año	21
60	Mala	SI	Activo	Entre 1,5 y 3millones/año	22
60	Mala	SI	Pensionista	Entre 1,5 y 3millones/año	23
75	Mala	SI	Pensionista	Entre 1,5 y 3millones/año	24
30	Buena	NO	Activo	Más de 3 millones/año	25
60	Buena	NO	Activo	Más de 3 millones/año	26
60	Buena	NO	Pensionista	Más de 3 millones/año	27
75	Buena	NO	Pensionista	Más de 3 millones/año	28
30	Mala	SI	Activo	Más de 3 millones/año	29
60	Mala	SI	Activo	Más de 3 millones/año	30
60	Mala	SI	Pensionista	Más de 3 millones/año	31
75	Mala	SI	Pensionista	Más de 3 millones/año	32

**Tabla 3.3 Descripción del tipo de individuo para los bebés y los niños**

Edad	Estado de salud Autopercebida	Enfermedades crónicas	Relación con la actividad	Nivel de renta familiar	Tipo de individuo
1	N.A.	NO	N.A.	Entre 1,5 y 3 millones/año	33
1	N.A.	NO	N.A.	Menos de 1,5 año	34
1	N.A.	NO	N.A.	Más de 3 millones/año	35
7	N.A.	NO	N.A.	Entre 1,5 y 3 millones/año	36
7	N.A.	NO	N.A.	Menos de 1,5 año	37
7	N.A.	NO	N.A.	Más de 3 millones/año	38

**GRAFICO 3.1**



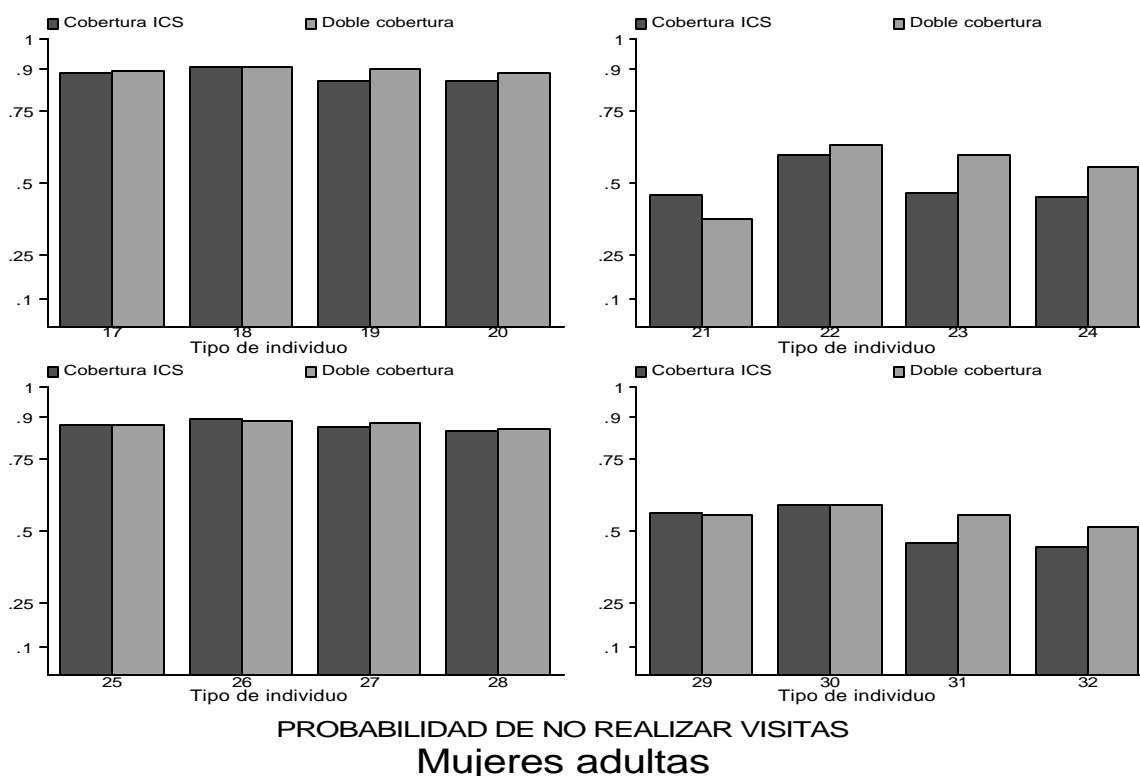
PROBABILIDAD DE NO REALIZAR VISITAS

Hombres adultos

En el gráfico 3.1 presentamos la probabilidad de no realizar visita para los 16 tipos de individuo que consideramos en los hombres adultos. Para los individuos 1, 2, 3, y 4, caracterizados por la ausencia de enfermedades crónicas, con un excelente estado de salud autopercebida y con una renta familiar entre 1,5 y 3 millones anuales, la probabilidad de no efectuar visitas en la ventana temporal considerada es cercana al 90%, y ésta no se ve afectada significativamente por el incremento en edad, que pasa de 30 años en el individuo

1 a 75 en el individuo 4. Un patrón prácticamente idéntico se observa en los individuos 9, 10, 11 y 12, que sólo difieren de los anteriores en el nivel de renta. Para estos dos grupos de individuos no se aprecian diferencias sustanciales asociadas al tipo de cobertura del que se disfruta. En los paneles de la parte derecha del gráfico se consideran los individuos equivalentes a los dos paneles de la izquierda, pero en este caso con salud mala y presencia de enfermedades crónicas, lo cual hace que la probabilidad de no realizar visitas descienda considerablemente en todos los casos. Por otra parte, se detectan diferencias entre los dos tipos de cobertura. Para los individuos 6, 7, 8, 13, 14 y 15 el grupo con cobertura ICS presenta una menor probabilidad de no realizar visitas. Finalmente, el paso de situación laboral activa a pensionista está asociada, para los individuos con mal estado de salud, a un descenso en la probabilidad de no efectuar visitas (individuo 6 vs. individuo 7 e individuo 14 vs. individuo 15) siendo este descenso más acusado en el grupo con cobertura ICS.

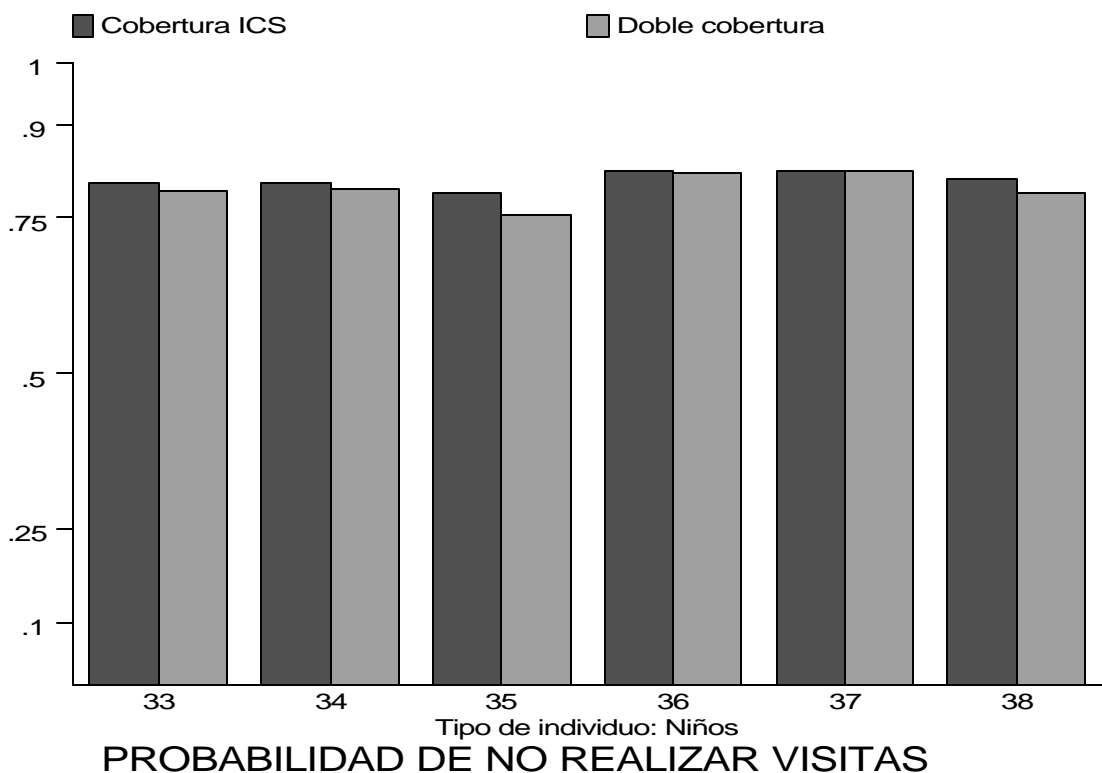
**GRAFICO 3.2**



El gráfico 3.2 reproduce la misma casuística que el anterior, pero en esta ocasión se trata de mujeres. De nuevo observamos como la mala salud autopercibida y la presencia de

enfermedades crónicas tienen un efecto acusado sobre la probabilidad de no efectuar visitas. En general se observan los mismos patrones que en el caso de los hombres, al mismo tiempo que advertimos que las probabilidades de no efectuar visitas son menores para las mujeres que para los hombres, sobre todo para los casos en el panel derecho del gráfico. No en vano el coeficiente sobre la variable ficticia que capta el sexo es 0,84 y 0,76 en los grupos de cobertura ICS y doble cobertura respectivamente en los resultados para el evento no visita, y en ambos casos se rechaza la hipótesis de no significatividad. Ello sugiere que la probabilidad de efectuar visitas es entre un 15% y un 25% superior para las mujeres. Quizá este patrón de comportamiento esté relacionado con la menor tasa de actividad por parte de la mujer, que repercute en un menor coste de oportunidad en términos de tiempo necesario para realizar las visitas.

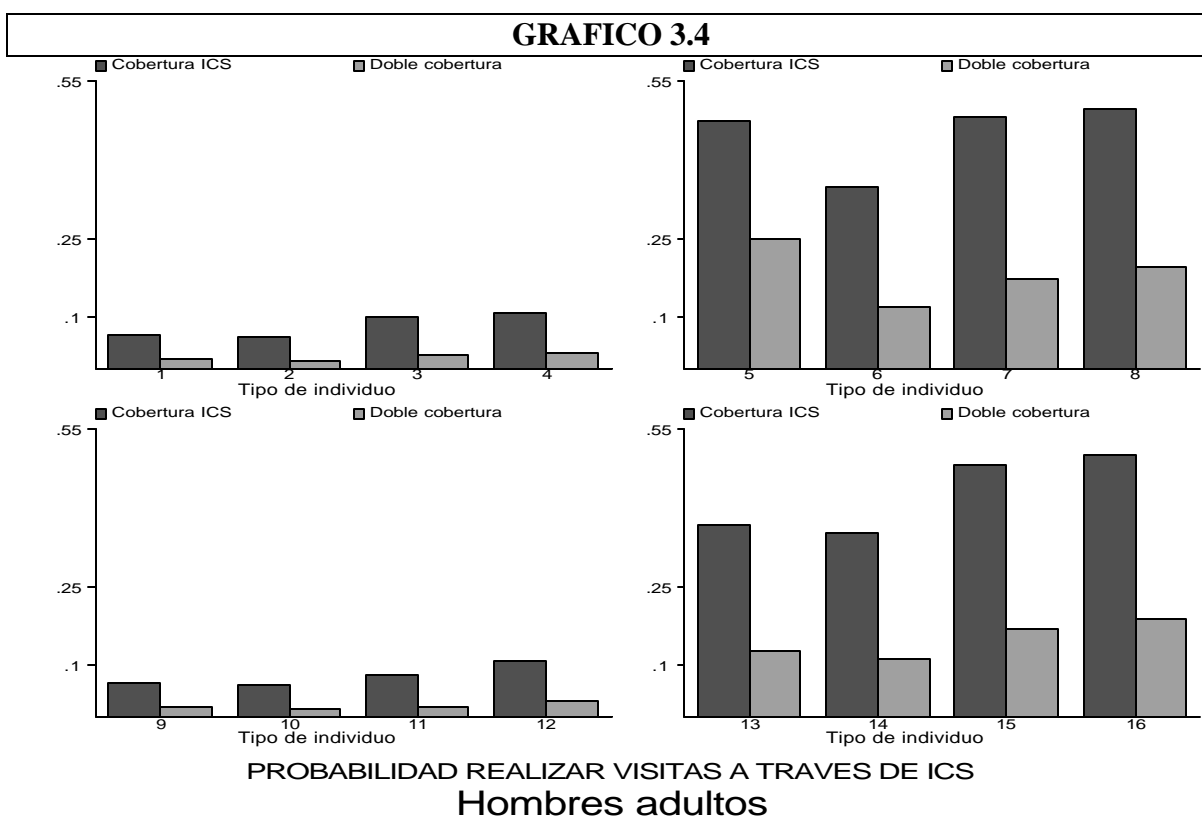
**GRAFICO 3.3**



En el gráfico 3.3 presentamos las probabilidades para el evento no visitas para los niños. En este caso observamos cómo el riesgo de efectuar una visita, alrededor de un 12%, se mantiene estable a lo largo de niveles de renta familiar, edades y tipo de cobertura.

Podemos concluir que el nivel de renta no afecta la probabilidad de efectuar visitas para ninguno de los grupos de la población estudiados. De hecho los parámetros asociados a las variables de renta no son estadísticamente distintos de 1 (lo cual implica que las categorías renta media y renta alta no se comportan de manera distinta a la categoría renta baja en lo que respecta a la probabilidad de efectuar visitas).

A continuación presentaremos los gráficos con la predicción de probabilidades para el evento realizar una visita a un proveedor ICS utilizando la misma clasificación de individuos.

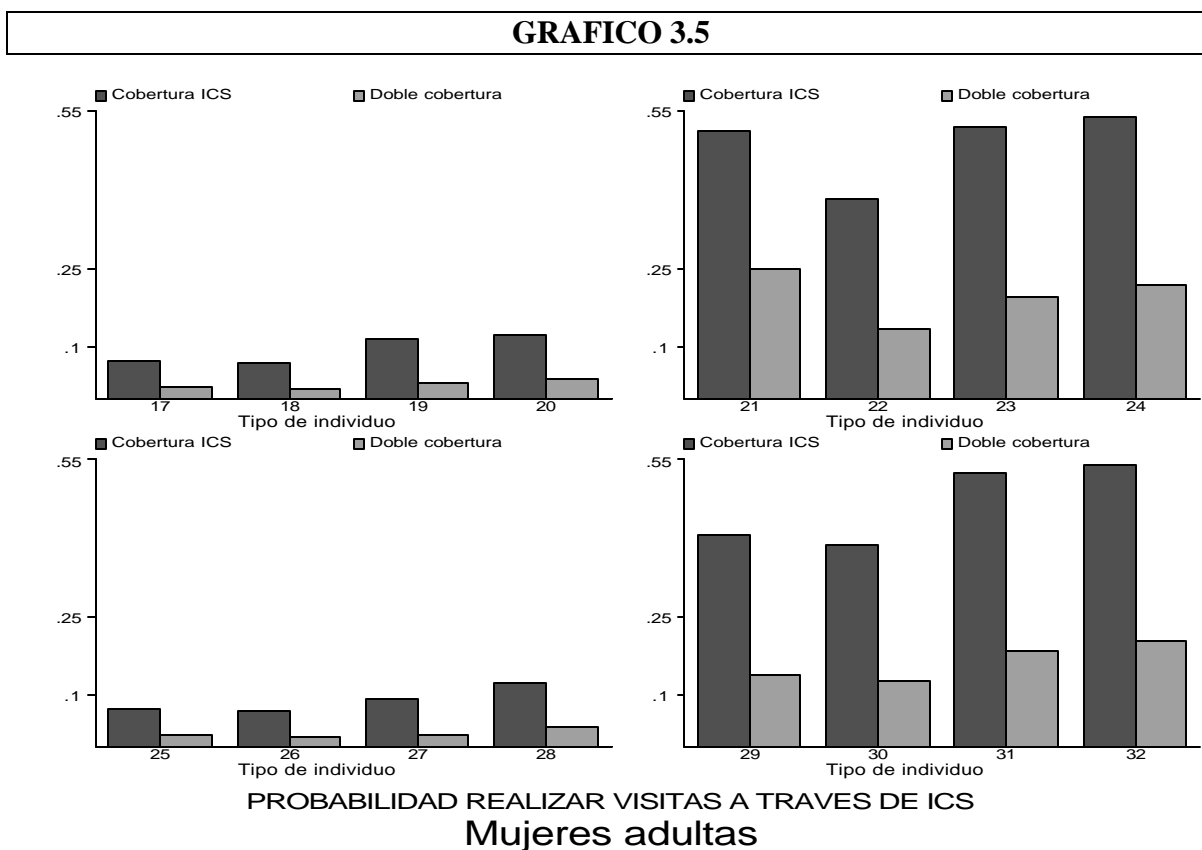


En el gráfico 3.4 observamos cómo la probabilidad de visita a proveedor ICS cambia de manera sustancial de acuerdo con el tipo de cobertura del que se dispone. Si bien las probabilidades de visita al ICS por parte de los individuos sanos son pequeñas, en el caso del grupo ICS éstas se acercan al doble de las del grupo con doble cobertura. Otro tanto ocurre con los individuos del panel derecho. También podemos observar con cierta



claridad el efecto de la edad y del paso de la situación de activo a pensionista, que en todos los casos está asociado a un aumento en el riesgo de efectuar visitas.

En el caso de las mujeres se advierte el mismo patrón, es decir el factor de más peso en el riesgo de acudir al ICS es la presencia de enfermedades, y se mantiene la diferencia entre los dos tipos de cobertura.

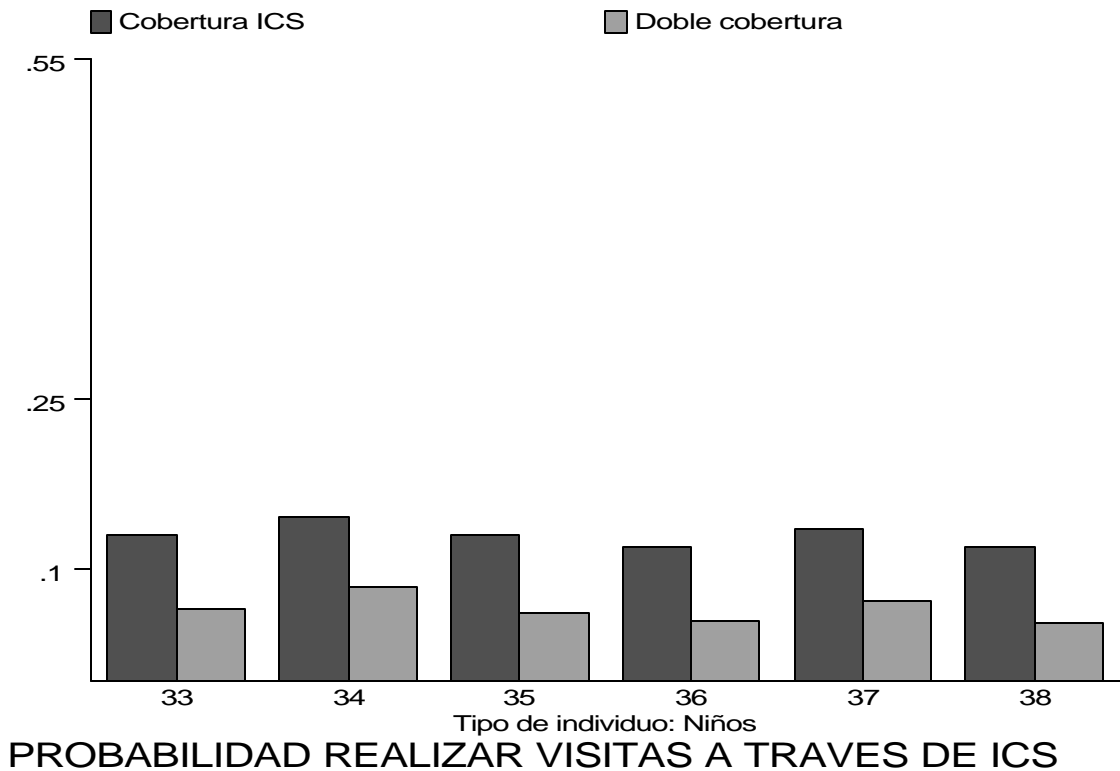


En lo que respecta a los niños, advertimos en el gráfico 3.6 como para toda la casuística contemplada la probabilidad de acudir a un proveedor ICS es aproximadamente el doble para los individuos con cobertura única.

De nuevo constatamos que los niveles de renta no repercuten en diferencias en los patrones de utilización de los servicios, sino que las variables con mayor peso son los estados de salud. Observamos, simultáneamente, que la doble cobertura parece incidir de

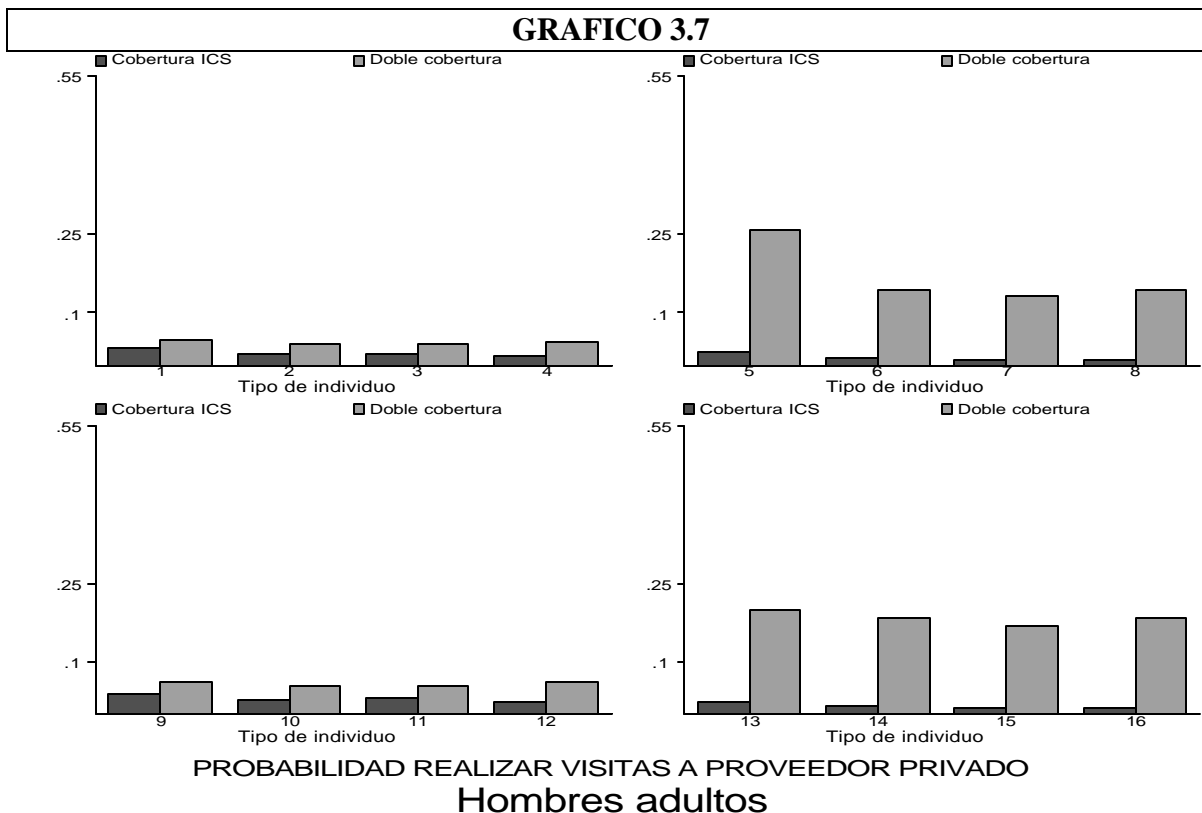
manera sistemática a lo largo de una variada casuística en el sentido de disminuir la probabilidad de acudir a un proveedor del ICS. Es decir, estos resultados apuntan a la idea de que la disponibilidad de doble cobertura no repercute en un uso mayor de servicios sanitarios por parte de la población que la disfruta, sino de una mera sustitución de servicios públicos por servicios privados. En esta dirección abundan los resultados que presentamos a continuación, que se refieren a la probabilidad de acudir a un proveedor privado para todos los individuos tipo que estamos contemplando.

**GRAFICO 3.6**

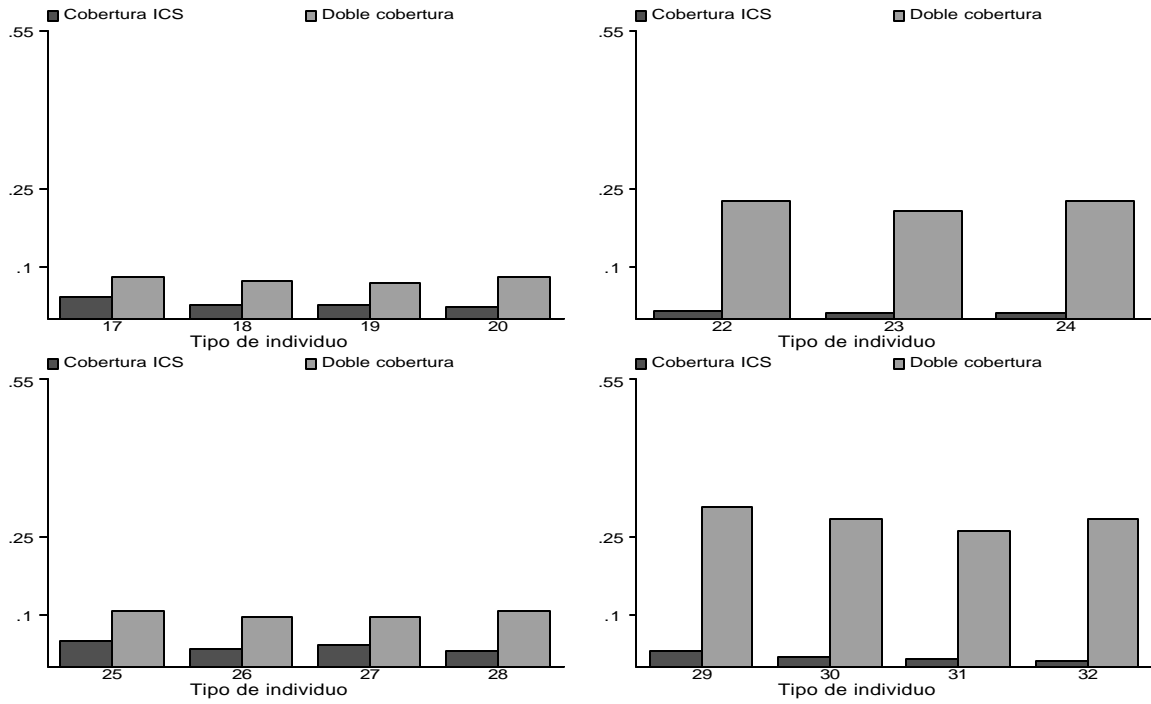


El gráfico 3.7 sugiere que los hombres sin doble cobertura, independientemente de su estado de salud, edad, nivel de renta o situación laboral, utilizan muy infrecuentemente los servicios de proveedores privados. Este resultado es de esperar, ya que este tipo de servicios se ha de financiar con pago directo para este colectivo. Por tanto, prácticamente

toda la demanda de atención sanitaria para el colectivo sin doble cobertura ha de ser resuelta por un proveedor público.

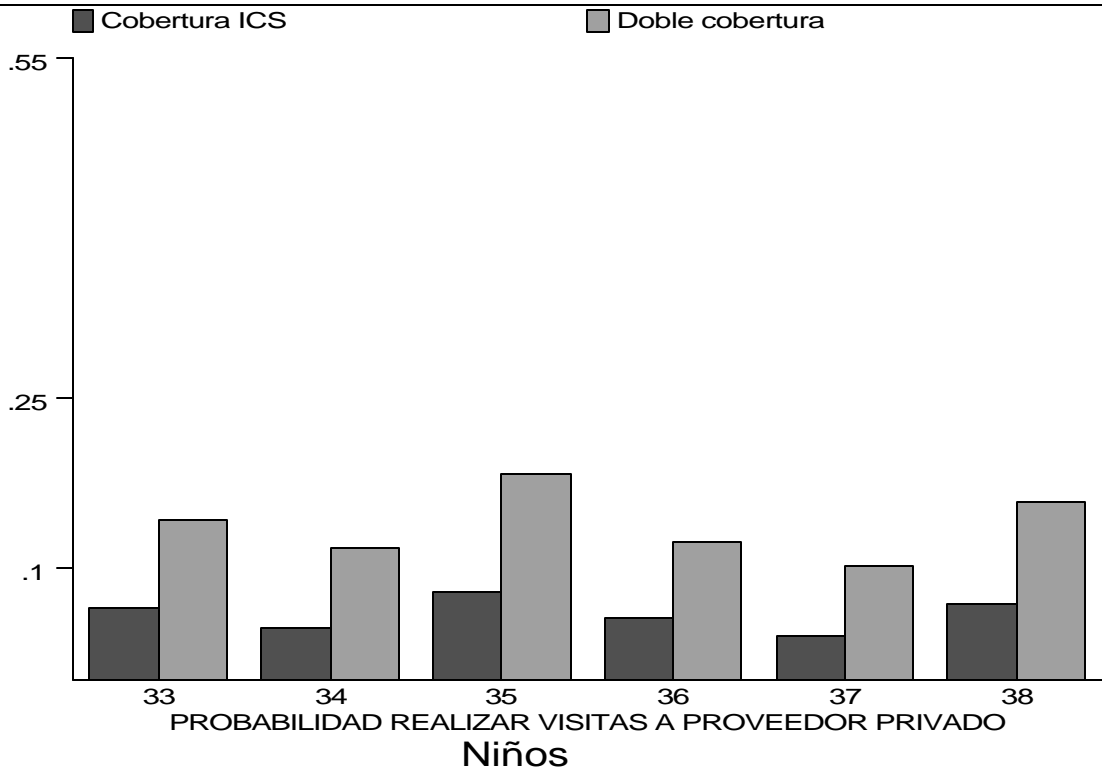


Los comentarios para el caso de los hombres son perfectamente trasladables al caso de las mujeres, tal y como muestra el gráfico 3.8. En el caso de los niños (gráfico 3.9) también podemos apreciar que la no posesión de doble cobertura reduce la probabilidad de visita a un proveedor privado, sin embargo el modelo predice una frecuencia de uso para este grupo de la población de aproximadamente el 5%, llegando hasta el 7,8% y el 6,8% en el caso de las rentas familiares altas, lo cual contrasta con riesgos de menos del 5% para prácticamente todos los tipos de individuos sin doble cobertura. Ello sugiere que la disponibilidad a pagar por un sustituto privado para la atención a niños es mayor que para la atención a adultos.



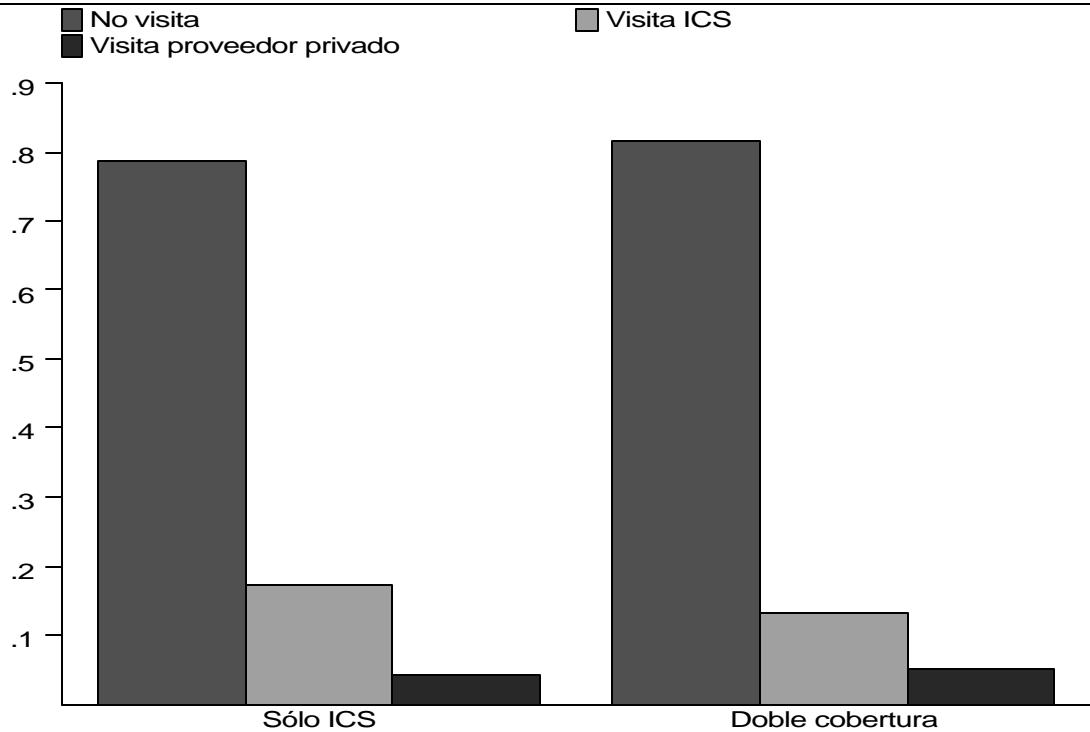
PROBABILIDAD REALIZAR VISITAS A PROVEEDOR PRIVADO  
Mujeres adultas

GRAFICOS 3.8 y 3.9



PROBABILIDAD REALIZAR VISITAS A PROVEEDOR PRIVADO  
Niños

**GRAFICO 3.10**

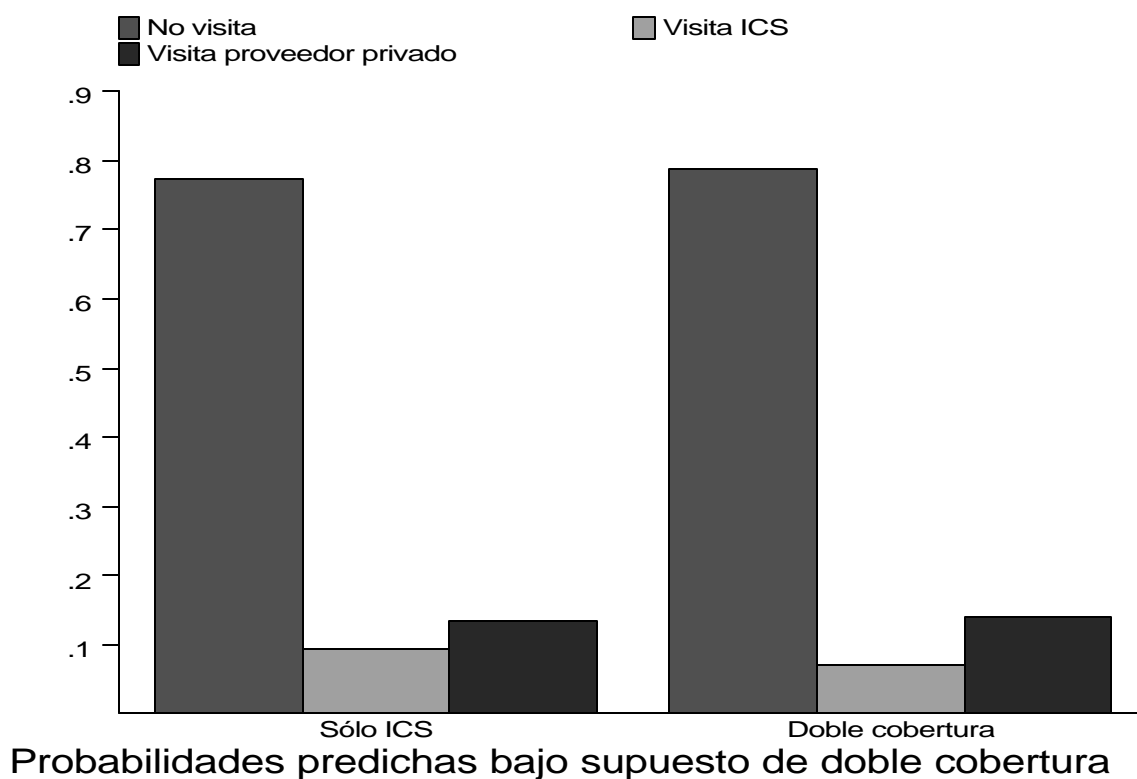


**Probabilidades predichas bajo supuesto de cobertura ICS**

Para completar la evidencia contenida en los anteriores gráficos, que utilizan una serie de individuos “artificiales” en el sentido de que sus características están definidas a propósito para presentar el efecto de algunas variables explicativas en nuestro modelo de probabilidad, mostramos a continuación los resultados de la evaluación de las probabilidades estimadas por el modelo para los individuos que componen la ESCAT. Nos interesa realizar un análisis contrafactual en los siguientes términos: En primer lugar utilizamos los parámetros de comportamiento del grupo con cobertura ICS para calcular las probabilidades de cada uno de los tres eventos tanto para los individuos con cobertura ICS como los individuos con doble cobertura y visita privada. A continuación repetimos el ejercicio utilizando los parámetros de comportamiento asociados a la posesión de doble cobertura. El objetivo de este ejercicio es evaluar hasta qué punto las diferencias en las frecuencias de las visitas a proveedores ICS y a proveedores privados que se observan entre los dos grupos son debidas a diferentes características demográficas o simplemente al diferente comportamiento asociado al tipo de cobertura del que se dispone. En el gráfico

3.10 observamos que, si todos los individuos se comportasen bajo el patrón asociado a la cobertura ICS entonces la frecuencia media de visitas a proveedores privados sería cercana al 5%, y la frecuencia media de visitas al ICS cercana al 16%. Es revelador el hecho de que no se observan diferencias sustanciales entre los dos grupos.

**GRAFICO 3.11**



La similitud en las frecuencias medias se traslada a las cifras que presentamos en el gráfico 3.11. Aquí observamos que si todos los individuos se comportasen bajo el patrón asociado a la tenencia de doble cobertura, las visitas a proveedores privados serían más frecuentes que a los proveedores ICS.

El análisis contrafactual presentado en los gráficos 3.10 y 3.11 nos sugiere que las diferentes características de estado de salud y socioeconómicas entre los dos grupos de

población no son determinantes a la hora de explicar las diferencias en los patrones de visita. Por el contrario, la tenencia o no tenencia de doble cobertura es la que según nuestras estimaciones explica prácticamente la totalidad de tales diferencias. Ello sugiere, por una parte, que un individuo con cobertura ICS que adquiriera una póliza privada incrementará sus visitas a proveedores privados en detrimento de parte de las visitas que previamente realizaba al ICS y, por otra parte, que un individuo que se desprenda de su póliza de seguro sanitario privado incrementará sus visitas al ICS en detrimento de parte de las visitas que previamente realizaba a proveedores privados. En definitiva, estos resultados muestran que las decisiones de política fiscal y sanitaria que afecten a la propensión de los individuos a adquirir doble cobertura tendrán una repercusión importante en la presión asistencial a la que se ve sometida la red pública. Por la misma razón creemos que una forma de controlar la presión sobre la red pública podría consistir en la aplicación de políticas que incidiesen sobre la disponibilidad a adquirir doble cobertura. El resto de este trabajo se dedica a cuantificar en términos económicos el efecto que sobre la red pública tendría el cambio de la situación actual a diversos escenarios en los que la proporción de la población con doble cobertura difiere de la actual. Los resultados configuran la parte asociada al “beneficio” en un hipotético análisis coste-beneficio de políticas encaminadas a fomentar la adquisición de pólizas a través de deducciones fiscales u otros medios.

## **4. Simulación de ahorro sanitario bajo diversos escenarios de contratación de doble cobertura**

### **4.1 Valoración del coste de una visita al ICS**

A la hora de valorar en términos económicos el ahorro sanitario o incremento en coste sanitario asociado a cambios en la proporción de individuos que poseen doble cobertura es necesario contar con una estimación del coste de una visita. En este trabajo optamos por valorar la visita a su coste marginal, es decir, haciendo abstracción del coste fijo en el que se incurre para hacer posible la visita, como sería el coste de la construcción del ambulatorio u hospital donde se celebra ésta. Si bien un cambio sustancial en la proporción de usuarios con doble cobertura puede incidir en el volumen de capacidad necesaria para prestar asistencia, tanto reduciéndola como aumentándola, los cambios en la capacidad se darían en un plazo lo suficientemente largo como para que cambios en la estructura demográfica de la población, hábitos sanitarios y otros factores que afectan a la demanda asistencial cambien también, con efectos ambiguos sobre el volumen de stock de capital sanitario fijo.

Por otra parte, dado que en el sistema público el sistema de pago por acto es infrecuente, por lo que no es posible obtener información acerca de los costes imputables a una visita, recurrimos a la interpretación de coste marginal en términos del coste de oportunidad, es decir, los ingresos asociados a cualquier actividad que se podría estar desempeñando alternativamente a atender una visita en el ICS. Por tanto valoramos el coste marginal de una visita al ICS como el coste en el que incurre una aseguradora privada para remunerar una visita a un profesional médico incluido en su lista de prestaciones. Para el caso de Catalunya contamos con información acerca de las retribuciones de un total de 44214 visitas en 34 especialidades médicas por parte de los asegurados residentes en la provincia de Barcelona de una de las principales mutuas médica que operan en España. Los datos también incluyen información sobre la edad y el sexo de los asegurados, por lo que es



posible especificar y estimar un modelo econométrico que facilite la obtención del coste esperado de una visita para un individuo dada su edad y su sexo.

En concreto, especificamos el siguiente modelo de regresión para el coste de una visita

$$C=X\beta+u$$

$$u_i \approx N(0, \sigma^2)$$

donde C representa el coste de la visita, X es una matriz de regresores,  $\beta$  es un vector de parámetros a estimar y u es un vector de perturbaciones aleatorias. Las variables explicativas incluidas en X son:

**Sexo:** Modelizada a través de una variable ficticia con valor 1 si el individuo que realiza la visita es una mujer y 0 en caso contrario (dmujer)

**Edad:** Modelizada a través de

- i) Una variable ficticia con valor 1 si el individuo que realiza la visita es menor de 2 años y 0 en caso contrario (dlact)
- ii) Una variable ficticia que se activa (toma el valor 1) si el individuo que realiza la visita es mayor de 2 años y tiene 6 o menos años (dinfant)
- iii) Una variable ficticia que se activa (toma el valor 1) si el individuo que realiza la visita es mayor de 6 años y tiene 12 o menos años (descolar)
- iv) Una variable ficticia que se activa (toma el valor 1) si el individuo que realiza la visita es mayor de 12 años y tiene 15 o menos años (dadoles)
- v) Una variable ficticia que se activa (toma el valor 1) si el individuo que realiza la visita es mayor de 65 años (dpensi)

- vi) Un polinomio de grado 3 en la edad del individuo (edad, edad2 y edad3)

**Etapa de fertilidad más frecuente:** Modelizada a través de una variable ficticia que se activa si el individuo que realiza la visita es una mujer con edad entre 20 y 40 años.

Nótese que en este modelo no incluimos el efecto de la especialidad médica que se visita a pesar de que ésta explica una porción de la varianza del coste por visita. La razón de esta omisión estriba en que deseamos utilizar las estimaciones del modelo para predecir, con datos de la ESCAT, el coste esperado de una visita para cada uno de los individuos de la muestra a partir de únicamente el sexo y la edad de éste. Dado que el sexo y la edad están correlacionados con el tipo de especialidad que se visita, los parámetros estimados por nuestro modelo recogen la tendencia de distintos grupos de la población a utilizar determinadas especialidades.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup>Los resultados de la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios muestran que el modelo es conjuntamente significativo y, a nivel individual, sólo las variables ficticias que se activan si el individuo es una mujer y si tiene más de 65 años son no significativas.

En la tabla 4.1.1 tabla se presentan los costes por visita, en pesetas del año 2000, que el modelo estimado predice para distintas edades y para hombres y mujeres por separado.

**Tabla 4.1.1 Coste de una visita médica por sexo y edad**

Edad	Sexo	
	Mujeres	Hombres
Hasta 2 años	4250	4173
Entre 2 y 6	2571	2590
Entre 6 y 15	2156	2165
Entre 16 y 25	2635	2472
Entre 26 y 35	2560	2272
Entre 36 y 45	2380	2233
Entre 46 y 55	2253	2261
Entre 56 y 65	2269	2277
Entre 65 y 75	2241	2249
Mas de 75	1896	1927

Observamos que el coste para bebés menores de 2 años es sustancialmente mayor que para el resto de individuos, y que las mujeres entre 20 y 40 años generan un coste ligeramente mayor que los hombres en esas mismas edades.

## 4.2 Simulación de costes y ahorro sanitario bajo diversos escenarios de tenencia de doble cobertura

A continuación presentamos una estimación del coste sanitario asociado a las visitas al ICS combinando las estimaciones del modelo de probabilidad estimado en la sección 3 y el modelo de costes de la sección 4.1. Así, para cada individuo de la ESCAT que pertenece al grupo de cobertura ICS o al grupo con doble cobertura calculamos el coste esperado por visitas al ICS en una quincena (CE) de acuerdo con la siguiente expresión

$$CE_i = (\text{Coste estimado visita ICS}_i) * (\text{Probabilidad visita ICS}_i) ; \text{ " } i \hat{I} \text{ Grupos SSS y SSYP}$$

Y a continuación elevamos a la población el coste esperado por individuo y agregamos para obtener el coste total generado por las visitas al ICS en una quincena (CET)

$$CET = \sum_{i \in \text{SSS, SSYP}} CE_i * \text{Peso}_i$$

En la siguiente tabla se presentan las cifras, en millones de pesetas del año 2000, para el coste total esperado en una quincena, acompañada por un desglose de las contribuciones a ese coste por parte de diferentes segmentos de la población.

**Tabla 4.2.1 Coste quincenal de las visitas médicas en Catalunya**

Edad	Sexo and Tipo de cobertura								
	Mujeres			Hombres			Total		
	ICS	Doble	Total	ICS	Doble	Total	ICS	Doble	Total
Hasta 2 años	25	4	29	20	3	23	45	6	52
Entre 2 y 6	29	4	33	34	5	38	63	9	72
Entre 6 y 15	80	7	87	84	6	90	164	13	177
Entre 16 y 25	149	13	161	125	7	133	274	20	294
Entre 26 y 35	97	13	110	70	8	78	167	21	188
Entre 36 y 45	121	12	133	69	9	78	190	21	211
Entre 46 y 55	133	11	145	72	8	80	205	20	225
Entre 56 y 65	180	20	199	128	13	141	308	32	340
Entre 65 y 75	180	22	202	105	15	120	285	37	322
Mas de 75	108	14	122	47	6	53	155	20	175
<b>Total</b>	<b>1103</b>	<b>119</b>	<b>1221</b>	<b>754</b>	<b>81</b>	<b>835</b>	<b>1857</b>	<b>200</b>	<b>2056</b>

Nuestro modelo predice un coste quincenal de 2056 millones de pesetas, o equivalentemente 53603 millones anuales, lo cual supone un #% del gasto sanitario total.

### **Simulación de diversos escenarios**

A continuación utilizaremos el modelo de simulación para estimar el coste/ahorro asociado a diversos escenarios acerca del porcentaje de la población con doble cobertura.

#### **i) Toda la población disfruta de doble cobertura**

El siguiente ejercicio establece una cota máxima al ahorro sanitario alcanzable en una situación donde toda la población tuviese doble cobertura. Para obtener tal estimación utilizamos en primer lugar los parámetros del modelo de probabilidad de uso para calcular, para la población perteneciente al grupo con cobertura ICS exclusivamente, el descenso en probabilidad de realizar una visita al ICS asociado a la adopción de una póliza de seguro sanitario. A continuación utilizamos los parámetros del modelo de costes por visita para calcular el ahorro para cada uno de estos individuos según la siguiente expresión

$$AE_i = [(Probabilidad\ visita\ ICS_i) - (Probabilidad\ contrafactual\ de\ visita\ ICS_i\ si\ i\ tiene\ doble\ cobertura)] * (Coste\ estimado\ visita\ ICS_i) \quad i \in \hat{I}\ Grupo\ SSS$$

Y finalmente elevamos a la población el ahorro esperado por individuo y agregamos para obtener el ahorro total generado por la disminución en al ICS en una quincena (CET)

$$AET = \sum_{i \in SSS} AE_i * Peso_i$$

La siguiente tabla muestra las cifras para cada uno de los grupos demográficos considerados y para el total de la población con cobertura única ICS

**Tabla 4.2.2 Ahorro quincenal en millones de pesetas si toda la población disfrutase de doble cobertura**

Edad	Sexo		Total
	Mujer	Hombr	
Hasta 2 años	10	8	19
Entre 2 y 6	13	14	27
Entre 6 y 15	37	42	80
Entre 16 y 25	74	68	143
Entre 26 y 35	51	35	86
Entre 36 y 45	63	31	95
Entre 46 y 55	64	30	94
Entre 56 y 65	76	49	125
Entre 65 y 75	70	39	108
Mas de 75	46	20	66
Total	505	337	842

**ii) Toda la población disfruta de cobertura ICS exclusivamente**

El siguiente ejercicio establece una cota máxima al incremento en gasto sanitario alcanzable en una situación donde toda la población que actualmente disfruta de doble cobertura se desprendiese de sus pólizas privadas. Para obtener tal estimación utilizamos en primer lugar los parámetros del modelo de probabilidad de uso para calcular, para la población perteneciente al grupo con doble cobertura, el incremento en probabilidad de realizar una visita al ICS asociado a la no tenencia de doble cobertura. A continuación utilizamos los parámetros del modelo de costes por visita para calcular el incremento en coste para cada uno de estos individuos según la siguiente expresión

$$IC_i = [(Probabilidad\ contrafactual\ de\ visita\ ICS_i\ si\ i\ tiene\ sólo\ cobertura\ ICS) - (Probabilidad\ de\ visita\ ICS_i)] * (Coste\ estimado\ visita\ ICS_i) \quad i \in \hat{I} \text{ Grupo SSYP}$$

Y finalmente elevamos a la población el incremento en costes por individuo y agregamos para obtener el incremento total generado en una quincena (ICT)

$$ICT = \sum_{i \in SSYP} IC_i * Peso_i$$

La siguiente tabla muestra las cifras, con el signo negativo que indica un incremento en costes, para cada uno de los grupos demográficos considerados y para el total de la población con doble cobertura

**Tabla 4.2.3 Incremento en costes por quincena si toda la población tiene sólo cobertura ICS (millones de pesetas)**

Edad	Sexo		Total
	Mujer	Hombr	
Hasta 2 años	-2	-3	-5
Entre 2 y 6	-4	-5	-8
Entre 6 y 15	-7	-7	-13
Entre 16 y 25	-13	-10	-23
Entre 26 y 35	-13	-7	-20
Entre 36 y 45	-14	-8	-22
Entre 46 y 55	-11	-7	-18
Entre 56 y 65	-18	-9	-27
Entre 65 y 75	-17	-9	-26
Mas de 75	-10	-4	-14
Total	-109	-68	-176

**iii) El porcentaje de población con doble cobertura en Catalunya es igual al del conjunto del Estado**

El siguiente ejercicio muestra una aproximación al incremento en costes asociados a la mayor presión asistencial que se generaría si la proporción de población con doble cobertura en Catalunya disminuyese hasta situarse en la cifra correspondiente a la totalidad del Estado que, según los datos de la Encuesta Nacional de Salud, es un 10%.

Para realizar esta simulación, que refleja un escenario más realista que los anteriores, debemos realizar una serie de supuestos adicionales que conviene comentar. La cuestión que nos planteamos es *¿Qué individuos dentro del grupo con doble cobertura abandonan su póliza para unirse al grupo con cobertura ICS exclusivamente?*. La respuesta es clara: depende de la circunstancia que induzca tal cambio en los patrones de comportamiento de la población. Así, se podría discutir que una incremento en la calidad

percibida de los servicios sanitarios públicos haría que algunos individuos abandonasen la doble cobertura. Un efecto en la misma dirección podría estar causado por un incremento en los precios de las pólizas privadas. Sin embargo, los individuos que cambian debido a una modificación en su percepción de la calidad de la red pública diferirán de aquellos que abandonan debido a un incremento en el coste en características que inciden sobre la frecuencia de visitas y sobre el coste de cada una de éstas. Una de las limitaciones del modelo que hemos planteado, estimado e incorporado en una rutina de simulación en este trabajo consiste precisamente en que no contempla la etapa de decisión de adquisición de doble cobertura. Ello se debe principalmente a que el objetivo del ejercicio es cuantificar costes asociados a distintos escenarios ignorando cómo se llega a esos escenarios. La incorporación de un modelo para la primera etapa de decisión de compra de seguros privados solventará en el futuro esta limitación pero, para atender a los objetivos actuales y, dado que existen varias alternativas de política sanitaria y fiscal que inciden sobre la propensión a contratar pólizas privadas, escogemos aleatoriamente individuos del grupo con doble cobertura y los asignamos al grupo con cobertura ICS exclusivamente hasta alcanzar el porcentaje señalado anteriormente. A continuación calculamos el incremento en costes para este grupo de “*ex dobles coberturas*” según la siguiente expresión

$$IC_i = [(Probabilidad\ contrafactual\ de\ visita\ ICS_i\ si\ i\ tiene\ sólo\ cobertura\ ICS) - (Probabilidad\ de\ visita\ ICS_i)] * (Coste\ estimado\ visita\ ICS_i) \text{ " } i \in \hat{I} \text{ Grupo "ex dobles coberturas"}$$

Y finalmente elevamos a la población el incremento en costes por individuo y agregamos para obtener el incremento total generado en una quincena (ICT)

$$ICT = \sum_{i \in \text{ex dobles coberturas}} IC_i * \text{Peso}_i$$

La siguiente tabla muestra las cifras, con el signo negativo que indica un incremento en costes, para cada uno de los grupos demográficos considerados dentro del grupo de *ex dobles coberturas*.



**Tabla 4.2.4 Incremento en costes por quincena si la proporción de individuos con doble cobertura en Catalunya se iguala a la proporción en el conjunto del Estado**

Edad	Sexo		Total
	Mujer	Hombr	
Hasta 2 años	-1	-2	-3
Entre 2 y 6	-2	-3	-5
Entre 6 y 15	-3	-3	-7
Entre 16 y 25	-6	-5	-11
Entre 26 y 35	-7	-4	-11
Entre 36 y 45	-8	-4	-12
Entre 46 y 55	-5	-4	-9
Entre 56 y 65	-8	-4	-12
Entre 65 y 75	-8	-4	-12
Mas de 75	-6	-2	-8
<b>Total</b>	<b>-54</b>	<b>-36</b>	<b>-90</b>

## 5. Resumen y conclusiones

Este trabajo pretende completar la evidencia disponible acerca de la realidad catalana en lo que respecta al doble aseguramiento sanitario. En concreto tratamos de responder a la pregunta de si los individuos con doble seguro realizan un uso de los servicios públicos distinto al uso que de éstos hacen los individuos cubiertos por el SCS exclusivamente. La respuesta que emana de la evidencia presentada en el trabajo es un sí claro. Es más, los datos revelan que si bien la utilización de servicios sanitarios total, medida a través de la probabilidad de realizar una visita en una ventana temporal de 15 días, no es significativamente distinta entre los dos grupos, el grupo con doble cobertura ejerce una menor presión asistencial sobre el SCS.

Ante este resultado cobra fuerza la visión de los servicios cubiertos en las listas de prestaciones de las mutuas privadas como refuerzo del sistema sanitario público, y de acuerdo a tal visión el segundo objetivo del trabajo ha sido cuantificar en términos monetarios el ahorro sanitario que representa la merma en presión asistencial al SCS que genera una situación de doble cobertura. Nuestros resultados sugieren que si toda la población contase con doble cobertura el ahorro sanitario podría elevarse a 20.488 millones

de pesetas corrientes por año, lo que equivale a un 6% del gasto en atención primaria en Cataluña. Por otra parte, si la población que actualmente cuenta con doble cobertura se desprendiese de la misma, el incremento en presión asistencial para el ICS podría generar un coste adicional de 4.282 millones anuales. Si el porcentaje de población con doble cobertura en Cataluña bajase hasta igualar la media en el conjunto del Estado entonces el incremento en costes podría ascender hasta aproximadamente la mitad de la anterior cifra.

Estas estimaciones ayudan a poner en contexto la importancia de la doble cobertura en lo que respecta al interés por parte del sector público en políticas que afecten la externalidad de descongestión de la red pública. Ahora bien, este trabajo plantea una serie de cuestiones adicionales que se han de resolver en investigaciones futuras. La primera de ellas es ¿cómo desarrollar medidas que incidan sobre la propensión a contratar doble cobertura por parte de la población?. Y una vez escogidas tales medidas, ¿a qué tipología de individuos afectan estas en mayor cuantía?. La respuesta a tales preguntas es importante en el sentido de que hay evidencia que sugiere que los individuos son sensibles a factores distintos al precio (aparte del precio) a la hora de contratar una póliza sanitaria privada: la percepción de la calidad de del sistema público y, más concretamente, el tiempo de espera son algunos de estos factores. Además, como se mencionaba anteriormente, los patrones de uso de los individuos sensibles al precio difieren de los patrones de uso de los individuos sensibles a la percepción de calidad, por lo que la implantación de medidas que afecten la compra de doble cobertura debe tener claro cuál es la subpoblación objetivo. Esta percepción identifica de manera clara la línea de investigación que sería deseable proseguir en el futuro inmediato.

---

## Referencias bibliográficas

Besley Timothy, Hall John, Preston Ian, (1998) Private and public health insurance in the UK, *Eur. Economic Review* (42)3-5 pp. 491-497

López-Nicolás A. (1998) Unobserved Heterogeneity and Censoring in the Demand for Private Health Care. *Health Economics* (1998), Vol 7, pp. 429-437.

Propper C. (2000) The demand for private health care in the UK, *Journal Of Health Economics* (19)6 pp. 855-876