

LA DEMANDA DE SEGUROS SANITARIOS*

YOLANDA GONZÁLEZ
Universidad de Valladolid

Este trabajo se centra en el estudio de los rasgos que caracterizan el comportamiento del consumidor en su demanda de seguro sanitario voluntario y en los efectos que sobre la misma pueden ejercer cambios en ciertas variables. Consideraremos una demanda de tipo discreto en la que el consumidor opta entre dos alternativas: comprar un seguro sanitario (que lo equipararemos a mantener una doble cobertura) o no comprarlo. Los resultados verifican los comportamientos diferentes anunciados y la importancia del ingreso y de la valoración del tiempo productivo en la elección de un seguro sanitario.

La existencia de variables que afectan tanto a la probabilidad de compra como a la cuantía de gasto queda patente en la estimación de un modelo de selección muestral para el gasto en seguro sanitario. El nivel de renta no resulta influyente. En contraposición, el nivel de estudios, que el sustentador principal sea trabajador autónomo y el número de asegurados afectan de forma positiva a dicha cuantía.

Palabras clave: seguro sanitario privado, elección discreta.

La consolidación del Sistema Nacional de Salud es un hecho indiscutible en el estado español dada la extensión de su cobertura (que alcanza a casi toda la población), el amplio abanico público de servicios y prestaciones que ofrece y la cada vez mayor financiación por parte del sistema impositivo general en detrimento de la participación de las cotizaciones sociales. Sin embargo, al mismo tiempo que esto ocurre, se ha ido produciendo en los últimos años un crecimiento del mercado asegurador sanitario, de lo que se deriva la existencia de un considerable grupo de personas que no ven resueltos todos sus problemas en la atención pública. Este hecho viene influido por factores procedentes del lado de la oferta y del de la demanda y marcan la necesidad de estudiar el papel que debe ocupar el sector asegurador dentro de la globalidad del sistema sanitario español.

Esta investigación se centra en el lado de la demanda del mercado sanitario, aun- que realiza una breve descripción de las características principales del sector asegura-

(*) Este trabajo es parte de mi tesis doctoral dirigida por Carlos Murillo y cuya colaboración ha sido fundamental en toda mi investigación. Quiero agradecer, por tanto, su ayuda así como la también presta- da por Samuel Calonge y los comentarios de dos evaluadores anónimos. Los posibles errores que aún puedan subsistir son responsabilidad del autor.

dor con el fin de situar el contexto en el que nos vamos a mover y aportar elementos relevantes que determinarán su funcionamiento futuro. Es preciso destacar que la opción de compra de un seguro sanitario no se realiza, en la mayoría de los casos, como consecuencia de una elección entre sanidad pública y privada, sino que la selección de un seguro privado se añade a la tenencia de cobertura pública. Esto implica la existencia de un doble coste: la contribución que el consumidor hace al estado y la cuantía de la prima de seguro. Haciendo referencia a datos reales aportados por la Dirección de Aseguramiento y Planificación Sanitaria para 1991, encontramos que de los seis millones de personas poseedoras de un seguro de asistencia sanitaria en esa fecha, aproximadamente dos millones pueden escoger entre ser atendidos por una entidad privada o por el sistema público por su condición de funcionarios públicos, pero del resto, el 80% realiza un coste adicional.

El objetivo principal del trabajo es el análisis del comportamiento del consumidor en su elección de un seguro sanitario privado, la obtención de los factores que inducen a dicha demanda y que, en definitiva, muestran el tipo representativo de consumidor y los cambios que se producen en la probabilidad de elegir dicho seguro ante la variación de alguno de esos factores.

El estudio pretende comprobar la distinta actuación en la elección de seguro sanitario de distintos colectivos de la población total, en concreto, la diferenciación entre aquellos que pueden elegir sin tener que soportar un doble coste y los que no pueden eliminarlo.

Finalmente, utilizando información relativa a cuantía de gasto en seguro sanitario estimamos sus elementos explicativos y los comparamos con los obtenidos para la elección de compra a fin de averiguar si hay relación entre ambas decisiones.

1. EL MERCADO DE SEGURO SANITARIO PRIVADO EN ESPAÑA

El sector del seguro sanitario privado funciona en España al lado de un Sistema Sanitario Público que abarca la mayor parte del mercado. Las coberturas que el primero ofrece, en términos generales, son las mismas que las ofrecidas por el Sistema Público¹.

El sector asegurador sanitario está compuesto por una gran cantidad de entidades que ha visto reducido su número por un proceso de concentración. Según datos del Ministerio de Economía y Hacienda (Dirección General de Seguros)² las 277 entidades que existían en 1983 han pasado a 236 en 1992. De los distintos tipos de seguro que ofrecen, el más frecuente es el llamado *seguro de asistencia sanitaria*, en el que la entidad aseguradora se compromete a la prestación de los servicios sanitarios estable-

(1) A diferencia del sistema público, el seguro sanitario privado presenta ciertos periodos de carencia para determinados tipos de contingencia (partos, hospitalizaciones), limitaciones al uso de ciertos servicios (diálisis, estancias hospitalarias) y coberturas excluidas como las referidas a enfermedades preexistentes o, en algunas entidades, la contratación a mayores de cierta edad, 65 o 70 años. En contraposición, algunos seguros cubren servicios no incluidos generalmente en el sistema público como utilización de habitación individual o la ampliación de la cobertura financiera cuando hay la posibilidad del reembolso de gastos.

cidos en la póliza. El otro tipo lo constituye el *seguro de enfermedad* cuyo volumen de primas representaba en 1993 el 6,76% del correspondiente al anterior. En el seguro de enfermedad el asegurado es reembolsado, total o parcialmente, por sus gastos sanitarios (seguro de reembolso), o recibe una cuantía periódica o fija por causa de enfermedad u hospitalización (seguro de subsidio). Adicionalmente, podemos encontrar en el mercado pólizas que combinan los dos tipos anteriores. El mayor crecimiento anual del volumen de primas del seguro de enfermedad respecto al experimentado por el seguro de asistencia sanitaria y su continua inclusión como posible modalidad dentro de las pólizas de seguro hacen previsible una orientación del mercado hacia este tipo de seguro que, por otra parte, es el que se comercializa en Europa.

El principal volumen de negocio recae en un número reducido de entidades. Concretamente, para el primer trimestre de 1995, las cuatro primeras entidades dedicadas al seguro de asistencia sanitaria acaparan el 64,7% del total, siendo esta cifra del 59,3% para las dedicadas al seguro de enfermedad³. Estos datos junto con las mayores exigencias por parte de la administración respecto al capital mínimo que deben tener las compañías de asistencia sanitaria y de enfermedad anuncian la continuación del proceso de concentración de las entidades ya sea por fusión, cesión de la cartera o eliminación.

Un examen de las pólizas de seguro sanitario que se negocian permite distinguir las llamadas colectivas, que una empresa contrata para ofrecérselas a sus empleados; las pólizas contratadas a través de conciertos con mutualidades públicas y las pólizas directas que el propio consumidor contrata con una entidad aseguradora. Este estudio se va a dedicar a las dos últimas, entendiendo que las primeras no se deben en realidad a una decisión proveniente del individuo. En cuanto a las pólizas contratadas por la afiliación a una mutualidad pública hay que señalar que el consumidor puede elegir previamente entre ser atendido por el sistema público o por una entidad privada, sin que por ello tenga que realizar doble coste como ocurre en el tercer tipo de póliza mencionada dada la amplia cobertura pública.

2. LA DEMANDA DE SEGURO SANITARIO

El modelo de demanda que vamos a considerar se basa en que el consumidor racional decide adquirir un seguro sanitario tras la maximización de su utilidad. La particularidad del modelo reside en que las alternativas a las que se enfrenta son discretas: la compra o no compra de seguro. La obtención de un modelo de elección discreta sobre una base teórica dentro del comportamiento individual ha sido elaborada por McFadden (1981) y será la formulación que aquí seguiremos. Este modelo plantea la existencia de un consumidor racional representativo del comportamiento promedio de la población.

La función de utilidad que representa las preferencias del consumidor podemos escribirla como:

(2) Memoria Estadística Anual. Dirección General de Seguros. Ministerio de Economía y Hacienda. Varios años.

(3) *Información Trimestral*. Boletín 1/1995. Dirección General de Seguros. Ministerio de Economía y Hacienda.

$$u(i, x, b_i, s, \epsilon)$$

donde i ($i=1,2,\dots, m$) representa el conjunto de alternativas discretas (mutuamente excluyentes) y x es el vector de cantidades del conjunto de bienes continuos. Además, dicha función de utilidad depende de los atributos de las distintas alternativas, b_i , y de las características del propio consumidor, s , así como de atributos de las alternativas y características del consumidor no observadas ϵ . Denotando por q_i el coste de la alternativa i , y por p el vector de precios de los restantes bienes, el consumidor maximiza su función de utilidad con respecto a los bienes x , para cada alternativa i , sujeta a la restricción presupuestaria (obteniendo lo que McFadden llama la función de utilidad indirecta condicional)⁴. Posteriormente, elige la alternativa que maximiza la utilidad total derivando la función de utilidad indirecta incondicional:

$$\begin{aligned} & \max_{i, x} [u(i, x, b_i, s, \epsilon) / px+q = y] \\ & = \max_i [\max_x u(i, x, b_i, s, \epsilon) / px = y-q] \\ & = \max_i V(i, \frac{y-q_i}{p}, s, b_i, \epsilon) = V^*(i, \frac{y-q}{p}, b_i, s, \epsilon) \end{aligned}$$

Dada una determinada alternativa, i , las cantidades demandadas de los restantes bienes son obtenidas aplicando la identidad de Roy a la función de utilidad indirecta condicional:

$$x = - \frac{\partial V(i, y-q_i, s, b_i, \epsilon) / \partial p}{\partial V(i, y-q_i, s, b_i, \epsilon) / \partial p}$$

La maximización de la utilidad sobre las alternativas implica que la elección de una de ellas se producirá si la utilidad que con ella se deriva supera a la obtenida con cualquiera de las demás. Por tanto, la probabilidad de elegir la alternativa i es:

$$P_i = P (V(i, y-q_i, s, b_i, \epsilon) > V(j, y-q_j, s, b_j, \epsilon), \forall i \neq j)$$

La forma más usual de expresar la función de utilidad indirecta es como la suma de una función no estocástica dependiente de todas las variables medibles (generalmente incorporadas mediante una forma lineal) y un error aleatorio no observado dependiente de cada alternativa⁵. Una estructura de preferencias aleatorias puede ser re-

(4) Si la función de utilidad directa es bien comportada (estrictamente cuasiconcava, finita y no decreciente para cualquier alternativa i elegida, dos veces diferenciable y creciente en el resto de bienes continuos, x), la función que la maximiza sujeta a las restricción presupuestaria tendrá las propiedades necesarias y suficiente para ser una función de utilidad indirecta (cuasiconvexa, continua y no creciente en los precios y creciente y continua en el ingreso).

(5) El componente no estocástico "refleja los gustos 'representativos' de la población" (McFadden, 1973, p. 108) pudiéndose interpretar como la esperanza de la utilidad [Dhrymes (1986), Pudney (1989)]. El componente estocástico recoge aquellos aspectos no observables o incorrectamente computados de las variables explicativas, así como posibles errores del consumidor al maximizar.

presentada por una función de utilidad aleatoria y aditivamente separable si “existe una función de distribución acumulada, inducida por las medidas de probabilidad sobre el conjunto de funciones de utilidad, de los componentes aleatorios que puede ser caracterizada por una función de densidad” (McFadden, 1981, p. 211). Denotando por z al conjunto de todas las variables explicativas, la utilidad de que el individuo n elija la alternativa i es:

$$U_{in} = V(z_{in}) + \varepsilon_{in}$$

y, por tanto, la probabilidad de que dicha alternativa sea elegida es:

$$P_{in} = P(U_{in} > U_{jn} \quad \forall i \neq j) = P(\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in} > V(z_{in}) - V(z_{jn}))$$

La demanda de un seguro sanitario se produce con anterioridad a saber si se va a producir algún tipo de enfermedad, por lo que hay una incertidumbre respecto al nivel de salud que va a tener lugar y el consumidor valorará la utilidad esperada de cada alternativa. Llamando U_1 a la utilidad esperada con la compra de un seguro sanitario y U_0 a la obtenida si no compra, el consumidor demandará seguro sanitario, teniendo en cuenta lo anteriormente expuesto, si la ganancia de utilidad esperada entre comprar y no comprar es positiva, es decir:

$$GUE = U_1 - U_0 > 0$$

Una forma de recoger esta decisión discreta se realiza mediante la construcción de una variable dicotómica (Amemiya, 1981; Maddala, 1983) cuyos valores son:

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{si } U_{1i} - U_{0i} > 0 \\ 0, & \text{si } U_{1i} - U_{0i} \leq 0 \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, N$$

donde U_{1i} y U_{0i} son las utilidades que obtiene el consumidor i con las alternativas 1 y 0 respectivamente. Asumiendo la hipótesis de maximización de la utilidad aleatoria (McFadden, 1976, 1981) podemos definir la función de utilidad indirecta aditivamente separable de la forma⁶:

$$\begin{aligned} U_{1i} &= X_i \beta_1 + e_{1i}, & e_{1i} &\sim N(0, 1) \\ U_{0i} &= X_i \beta_0 + e_{0i}, & e_{0i} &\sim N(0, 1) \end{aligned}$$

con β los vectores de parámetros a estimar, e_i los términos de perturbación aleatoria y X_i el conjunto de variables explicativas. En nuestro caso, variables representativas del nivel de riqueza, de la alternativa en la que se esté (compra de seguro o no compra) y características del consumidor.

La estimación de un modelo de este tipo nos permite calcular la probabilidad de que la variable discreta tome cada uno de los valores de su recorrido (0 y 1).

(6) Esta especificación está suponiendo la separabilidad del bien seguros sanitarios, analizándose su demanda independientemente de las decisiones relativas a la oferta laboral.

Suponiendo que las perturbaciones e_i son normales independientemente distribuidas y estableciendo para la varianza de la variable $\epsilon = e_0 - e_1$, la normalización $\sigma = 1$, el modelo econométrico resultante es el modelo probit. La probabilidad de compra de seguro sanitario vendrá dada por:

$$P(Y=1) = P(U_{1i} - U_{0i} > 0) = P(e_{0i} - e_{1i} < X_i(\beta_1 - \beta_0)) = P(\epsilon_i < X_i\alpha) = F(X_i\alpha) = \Phi(X_i\alpha)$$

con Φ la función de distribución de una normal estándar.

3. CARACTERIZACIÓN DE LOS DATOS UTILIZADOS

El análisis de demanda que vamos a realizar emplea la información procedente de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-1991 (EPF) realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Aunque los fines de esta base de datos no se encuadran específicamente dentro del ámbito sanitario, sino en la estimación de los ingresos y los gastos de la población española, su contenido estadístico es superior al ofrecido por otras fuentes disponibles. Respecto a su riqueza informativa, podemos mencionar la ofrecida sobre el tipo de cobertura sanitaria de cada uno de los miembros que componen el hogar (Cuadro 1) y el capítulo donde se recoge el gasto sanitario familiar, distinguiendo: medicamentos subvencionados, medicamentos sin subvencionar, servicios extrahospitalarios, dentista, hospitalización, seguros sanitarios y otros gastos.

Cuadro 1: TIPOS DE COBERTURA RECOGIDOS POR LA EPF DE 1990-91

PROVISIÓN PÚBLICA	PROVISIÓN PRIVADA
– Seguridad Social (S.S.)	– Mutualidad o entidades de asist. sanit. libre de afiliación privada voluntaria
– Beneficencia	– Iguala médica
– Mutualidad Pública con asist. sanit. prestada por la S.S.	– Mutualidad Pública con asist. sanit. prestada por una entidad privada
	– Mutualidad de afiliación colectiva de carácter obligatorio
	– Otras formas que supongan un pago periódico

Debido al doble pago (doble cobertura) que generalmente supone en España la compra de un seguro sanitario y la amplitud del tamaño muestral de la EPF (exactamente 21.155 hogares) hemos realizado una previa depuración de los datos y una división de la muestra entre la llamada muestra de activos, referida a la condición de activo del sustentador principal (s.p.)⁷, y de no activos. Una vez seleccionada la muestra

(7) Por simplicidad y debido a la frecuencia con la que nos referiremos al sustentador principal, éste será denotado en muchas ocasiones por s.p.

de activos, hemos eliminado aquellas familias que no poseen ningún tipo de cobertura para ninguno de sus miembros y aquellas que no poseen algún tipo de cobertura pública (seguridad social, beneficencia o mutualidad pública). El resultado es una muestra en la que la compra de un seguro sanitario privado voluntario se equipara con la posesión de doble cobertura, circunstancia que en la realidad es lo que generalmente se produce y que se seguirá produciendo si se aplica el apartado 2 del artículo 3 de la Ley General de Sanidad donde se establece que “La asistencia sanitaria pública se extenderá a toda la población española”. El tamaño final de la muestra de activos resultante está formada por 13.099 hogares. Adicionalmente, hemos realizado una nueva división debido a que la información disponible permite localizar aquellos hogares que poseen un seguro sanitario privado por estar afiliados a una mutualidad pública. Esta distinción la hemos realizado en la creencia de un posible comportamiento diferenciador por parte de este colectivo ya que puede elegir libremente entre ser atendido por el sistema público o por el privado efectuando un único pago. Para distinguir la muestra de familias con cobertura mediante mutualidades públicas nos hemos fijado inicialmente en la situación profesional del sustentador principal, seleccionando aquellas familias en las que es asalariado del sector público. En segundo lugar, hemos distinguido, dentro de estas, a las familias que están afiliadas a alguna mutualidad pública de las que no lo están⁸. En consecuencia, la muestra inicial de activos queda dividida en los siguientes grupos: 1) hogares cuyo sustentador principal es asalariado público y algún miembro de la familia está cubierto por una mutualidad pública, 2) hogares cuyo sustentador principal es asalariado público, pero ningún miembro está cubierto por una mutualidad pública y 3) hogares cuyo sustentador principal no es asalariado público. Como puede comprobarse, el origen de esta distinción tiene lugar en la condición de asalariado público del s.p.. La afiliación a una mutualidad pública por parte de uno de los cónyuges permite su extensión al resto de la familia, sin embargo, debido a que en la muestra de activos sólo en el 6,4% de los casos el cónyuge es asalariado público, hemos preferido realizar la división a partir del sustentador principal. Aun así, la posibilidad de existencia de hogares en los que algún otro miembro (distinto del s.p.) esté cubierto por este tipo de mutualidades será un factor que tendremos en cuenta cuando especifiquemos y estimemos el modelo de demanda de seguro sanitario.

La variable que vamos a tomar como informativa de la posesión de un seguro sanitario privado no obligatorio por alguno de los miembros del hogar la hemos definido agregando la categoría de “otra forma que suponga un pago periódico” a la posesión de un seguro sanitario libre de afiliación privada voluntaria o una iguala. A raíz de dicha agregación obtenemos que el 12,3% de la muestra total de activos adquiere un seguro sanitario privado voluntario. Esta cifra es algo superior a la ofrecida por el Ministerio de Sanidad y Consumo, puesto que sólo considerando los casi cuatro millones de personas con seguro de asistencia sanitaria con póliza directa (voluntaria) esto viene a representar algo más de un 10% de la población española. Distinguiendo entre las distintas submuestras consideradas (cuadro 2) comprobamos como las pro-

(8) Debe tenerse en cuenta que aquellos que realmente pueden elegir son los funcionarios de carrera, mientras que los contratados por las AA.PP. siguen teniendo un régimen asegurador como el de los asalariados del sector privado. Hay que señalar también, como indica Espadas (1993), la integración de los pasivos de la MUNICIPAL en el Régimen General de la Seguridad Social a partir de 1993 (Real Decreto 480/19933 de 2 de abril).

porciones son similares en los distintos subgrupos, en concreto, del 11,2% para la muestra de hogares con sustentador asalariado del sector público y con cobertura mediante mutualidad pública, del 11.8% para los hogares con sustentador asalariado del sector público, pero sin cobertura por mutualidad pública y del 12,5% para aquellos con sustentador no asalariado del sector público⁹.

Teniendo en cuenta la base de datos utilizada, las estimaciones de la probabilidad dan información sobre la elección de seguro sanitario dentro del hogar. En este sentido seguiremos la línea de los autores que defienden el tratamiento de la familia como unidad básica en estudios sobre asistencia sanitaria (Van de Ven y Van Praag, 1981; Cafferata y Kasper, 1985; Propper, 1989; y Patrick *et al.*, 1992; entre otros), haciendo especial referencia a las características del sustentador principal de cada hogar.

Cuadro 2: DISTRIBUCIÓN DE LAS FAMILIAS RESPECTO A LA COMPRA DE UN SEGURO SANITARIO PRIVADO VOLUNTARIO SEGÚN EL TIPO DE MUESTRA

Tipo de muestra		Compra seguro	No compra seguro	Total
Total Activos	n	1609	11490	13099
	%	12,3%	87,7%	100%
As. Públicos con M.P.	n	105	832	937
	%	11,2%	88,8%	100%
As. Públicos sin M.P.	n	215	1605	1820
	%	11,8%	88,2%	100%
No As. Públicos	n	1289	9053	10342
	%	12,5%	87,5%	100%

4. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE COMPRA DE SEGURO SANITARIO

Este apartado presenta los resultados obtenidos sobre los determinantes de la compra de seguro sanitario privado utilizando el modelo probit especificado anteriormente. La mayoría de los estudios que analizan la elección entre adquirir o no un seguro sanitario han sido realizados en Estados Unidos con un sistema sanitario esen-

(9) Los datos disponibles sobre personas aseguradas que proporciona el Ministerio de Sanidad y Consumo distingue entre las llamadas pólizas directas y las provenientes de los conciertos con mutualidades públicas, pero no ofrece datos sobre la existencia de pólizas directas entre los propios funcionarios para poder comparar con las aquí obtenidas.

cialmente privado muy diferente al existente en nuestro país. Aunque sus conclusiones no pueden ser aplicadas directamente al caso español, las variables explicativas que en ellos se consideran han servido de base para definir las utilizadas en nuestras estimaciones. En este sentido, examinamos cómo afecta el nivel económico de la familia mediante el logaritmo de los ingresos (LNING). Siendo la compra de un seguro sanitario un gasto adicional para la familia parece lógico suponer una mayor demanda a medida que los ingresos son mayores. Por otra parte, una alta valoración del tiempo productivo por parte de la familia como consecuencia de la situación profesional (PROFES, DIDRECTIV y EMPRESARIOS e INDEPENDIENTES) o la pertenencia del cónyuge al mercado laboral (FEMTRAB) debería incidir positivamente también en la compra. Igualmente, la edad del s.p. (en su valor original, al cuadrado o en distintas categorías), *proxy* del nivel de salud como del nivel de ingresos se incluye también. El nivel de estudios (SIN ESTUDIOS, PRIMARIOS, F. PROF., MEDIOS, DIPLOMADOS, SUPERIOR) puede afectar a la compra de un seguro sanitario como consecuencia de su influencia sobre (normalmente) el nivel de ingresos y el nivel de información sobre su salud y su conservación. El efecto de la localización geográfica de la oferta sanitaria y el nivel de desarrollo del lugar se introducen mediante la consideración del tamaño del municipio al que el hogar pertenece (MUN1, MUN2, MUN3 y MUN4) y la Comunidad Autónoma de residencia. El número total de miembros (MEMB) y el número de miembros en distintos grupos de edad (ED60, ED 24-60, ED 18-23, ED 14-17, ED 9-13, ED 5-8 y ED 0-4) aparecen como aproximaciones a la necesidad de atención sanitaria y en presunción de que estructuras familiares diferentes presentarán gustos diferentes por los bienes. La descripción detallada del conjunto de variables empleadas se encuentra en el Apéndice 1.

La distinción dentro de la muestra total de activos de aquellas familias cuyo sustentador principal es asalariado del sector público nos permite realizar un análisis separado de este colectivo sobre la base, ya mencionada anteriormente, de un previsible comportamiento diferenciador. Recordemos que aquellos que están cubiertos por una mutualidad pública pueden optar por una atención privada sin tener que realizar un pago adicional al sistema público. Una de las mayores aportaciones que puede obtenerse del estudio de dicho colectivo y su comparación con los restantes consiste en avanzar las consecuencias que se producirían si otros grupos de población o su totalidad pudieran acceder a una atención privada libre de un doble coste. Por otro lado, las conclusiones de esas evaluaciones ayudarían a decidir sobre el mantenimiento o eliminación de opciones asistenciales como la Muface. En definitiva, una aproximación a los efectos que se producirían en el caso de una mayor participación del sector privado (apertura de la competencia) en la provisión de servicios sanitarios. Finalmente, sería de gran interés conocer si en la elección que realizan se produce algún tipo de selección adversa. Por ejemplo, éste sería el caso si los cambios extraordinarios que realizan los funcionarios desde la provisión privada a la pública a causa de patologías complejas (intensivas en el uso de los recursos sanitarios y de alto coste asistencial) pueden hacerse extensibles a los cambios que efectúan en el periodo ordinario¹⁰.

Comenzamos con un estudio del colectivo donde el sustentador principal es asalariado público para centrarnos posteriormente en el grupo de familias restante. En

(10) "El sistema de elección de la asistencia sanitaria pública por los mutualistas de la Muface". (1993). *Ministerio de Sanidad y Consumo*. Informe. Marzo.

primer lugar, dentro de aquellas familias cuyo sustentador principal es asalariado público (2757) hemos separado las que poseían cobertura procedente de una mutualidad pública, resultando una muestra de 937 familias. Las frecuencias relativas a su elección de proveedor reflejan que el 56,8% escogen ser atendidos por una entidad privada, mientras que el 43,2% restante eligen la seguridad social¹¹. Hemos realizado un estudio descriptivo previo sobre la influencia de ciertas variables (nivel de renta, tamaño de municipio, categoría profesional, Comunidad Autónoma...) en dicha elección con el fin de poder obtener algún efecto explicativo de dicho comportamiento. Los resultados, sin embargo, adelantan una pauta similar para ambas opciones, la cual se mantiene al efectuar la estimación de un modelo probit. En este caso, podemos destacar el reducido número de variables significativas y la ausencia de significación de variables como el logaritmo del nivel de renta (LNING), la condición laboral del cónyuge (FEMTRAB) y la edad del sustentador principal (EDADSP), variables que si se esperan importantes cuando analicemos otros colectivos. Nuestra conclusión ante estos datos es que la elección dentro del colectivo adscrito a una mutualidad pública, donde no es necesario soportar un doble coste para tener atención privada, es determinada por razones de preferencias, gustos o continuidad en un comportamiento anterior que no son captadas por ninguna de las variables explicativas aquí disponibles.

El análisis sobre este grupo no se detiene en este punto al observar que el 11.2% de los mismos adquiere, adicionalmente a su cobertura mediante mutualidad pública, un seguro sanitario privado directo. Manteniendo la idea de que su comportamiento ante dicha demanda se puede diferenciar del resto de la población (por su posibilidad inicial de elegir una atención sanitaria prestada por una entidad privada sin soportar un doble coste) hemos realizado una nueva estimación donde la variable dependiente no es ahora la elección entre atención pública o privada dentro de su cobertura por mutualidad pública, sino la compra adicional de un seguro sanitario privado o su no compra (SEGVOL). Las razones de esta compra podrían deberse a un deseo de sobreasegurarse, bien porque se considere que a mayor número de seguros más cubierto se está¹² o bien porque se considere insuficiente la cobertura ofrecida por la mutualidad pública¹³. En este sentido, podemos esperar una correlación positiva entre la compra del seguro y entre variables que reflejen mayor nivel de riqueza que permita soportar un nuevo coste, mayor valoración del coste productivo para preferir el acceso a una mayor libertad en la elección de médico u hospital, mayores exigencias en cuanto a que nadie marque a quién realizar su demanda sanitaria o mayores necesidades de atención sanitaria que induzcan a tener la posibilidad del acceso al servicio sanitario desde distintos caminos. Los resultados, en el Cuadro 3, sí verifican la influencia de la pertenencia del cónyuge al mercado laboral (FEMTRAB), pero no indican relación

(11) Según los datos ofrecidos por el Ministerio de Sanidad y Consumo, el número de funcionarios que elegían asistencia sanitaria privada en 1990 eran prácticamente 2 millones. Este valor implica que aproximadamente el 70% del colectivo eligen prestación privada, cifra que supera los datos derivados con la encuesta de presupuestos.

(12) Una correlación positiva entre la cobertura de seguros privada y la existencia de mayor número de seguros sanitarios en el hogar es encontrada por García-Lorente *et al.* para la Comunidad de Madrid.

(13) La asistencia prestada por entidades aseguradoras debida a conciertos con mutualidades públicas no incluye la posibilidad del reembolso (a no ser que el asegurado incurra en un gasto adicional), sino que se iguala a lo que es un seguro de asistencia sanitaria donde los servicios son prestados por un cuadro médico y hospitalario cerrado.

entre tener mutualidad pública con asistencia prestada por una entidad privada y la compra de un seguro directo debido a la no significación de la variable CMP (igual a 1 si tiene provisión privada mediante la mutualidad pública, e igual a 0 si es por la seguridad social). Respecto al efecto positivo del número de miembros mayores de 60 años, podemos señalar que, aunque no hay evidencia empírica suficiente, algunos autores manejan la hipótesis de una tendencia hacia la elección de provisión con seguridad social por parte de este colectivo cuando la estructura de riesgos es elevada¹⁴. Bajo este supuesto y la importancia que tiene una tradición familiar en el aseguramiento sanitario (ver, por ejemplo, Informe de ICEA, 1991), el efecto anterior podría recoger el cambio desde la provisión privada a la pública dentro de la cobertura de la mutualidad en respuesta al supuesto anterior y la compra adicional de un seguro sanitario directo.

Cuadro 3: ESTIMACIONES PROBIT PARA LA MUESTRA DE ASALARIADOS PÚBLICOS CON COBERTURA DE MUTUALIDADES PÚBLICAS (n = 937).

Var. dependiente SEGVOL	Ecuación 1	Ecuación 2
C	0,18 (0,09)	-1,58 (-17,05)
LNING	-0,16 (-1,28)	—
FEMTRAB	0,37 (2,70)	0,28 (2,21)
ED 60	0,32 (2,85)	0,27 (2,71)
ED 14-17	0,25 (2,80)	0,22 (2,68)
MUN2	-0,06 (-0,25)	—
MUN3	0,12 (0,62)	—
MUN4	-0,15 (-0,56)	—
EDADSP	0,002 (0,36)	—
CMP	-0,08 (-0,66)	—
CATALUÑA	0,72 (3,51)	0,67 (3,38)
CEUTA-MELIL.	0,64 (2,26)	0,74 (2,79)
PAÍS VASCO	0,60 (2,40)	0,64 (2,63)
PRIMARIOS	0,44 (0,77)	—
F. PROF.	0,91 (1,46)	—
MEDIOS	0,57 (0,96)	—
DIPLOMADOS	0,43 (0,72)	—
SUPERIOR	0,59 (0,99)	—
PROFES	-0,17 (-0,93)	—
DIRECTIV	-0,33 (-0,61)	—
Ln L	-304,683	-310,227
% P.C.	88,79	88,90
R ²	0,0731	0,0562
χ ²	48,034	36,946

(t-Student en paréntesis. Ln L = Logaritmo de la función de verosimilitud. %P.C.=porcentaje de predicciones correctas. R² = R² de McFadden. χ² = valor del estadístico Razón de Verosimilitud donde la hipótesis nula es que sólo existe término constante en el componente determinista (R.V.)).

(14) Indicios de este comportamiento para el caso de MUFACE son encontrados por Pellisé y López (1992).

El siguiente modelo que hemos estimado utiliza la muestra de familias cuyo sustentador es asalariado público, pero en la que ninguno de sus miembros pertenece a una mutualidad pública. En este caso, esperamos comprobar unos efectos diferentes a los del modelo anterior donde ya existía la posibilidad de ser atendidos por una entidad privada sin un doble coste. La variable dependiente sigue siendo binaria (SEGVOL), indicando si hay o no compra de seguro sanitario por parte de algún miembro del hogar.

Las estimaciones, recogidas en el cuadro 4, reflejan esas diferencias al comprobar como las variables relevantes no coinciden en ambos casos. Así, el nivel de renta del hogar, la edad y el nivel de estudios del sustentador principal y ciertas Comunidades Autónomas (Asturias, Baleares, Cataluña y Madrid) son determinantes, y de forma positiva, de la demanda de un seguro sanitario privado respecto a sus categorías de referencia. Por otra parte y al contrario que antes, el que el cónyuge trabaje no discrimina en la elección.

Cuadro 4: ESTIMACIONES PROBIT PARA LA MUESTRA DE ASALARIADOS PÚBLICOS SIN MUTUALIDADES PÚBLICAS (n = 1820)

Var. dependiente SEGVOL	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3
C	-5,71 (-4,74)	-5,90 (-5,02)	-5,47 (-4,62)
LNING	0,27 (3,22)	0,25 (3,11)	0,25 (3,05)
FEMTRAB	0,05 (0,48)	0,05 (0,57)	0,05 (0,57)
ED 60	0,04 (0,47)	—	—
ED 14-17	-0,06 (-0,79)	—	—
MUN2	-0,22 (-1,47)	—	—
MUN3	0,01 (0,11)	—	—
MUN4	0,05 (0,29)	—	—
EDADSP	—	0,01 (2,69)	—
EDSP 45-64	0,23 (2,56)	—	0,23 (2,70)
ASTURIAS	-0,97 (-2,34)	-0,95 (-2,30)	-0,95 (-2,30)
BALEARES	1,08 (4,30)	1,12 (4,43)	1,12 (4,44)
CATALUÑA	0,60 (4,34)	0,64 (4,66)	0,63 (4,63)
MADRID	0,40 (2,30)	0,47 (3,11)	0,47 (3,13)
PRIMARIOS	0,32 (1,89)	0,33 (1,94)	0,32 (1,89)
F. PROF.	0,26 (1,22)	0,28 (1,32)	0,26 (1,21)
MEDIOS	0,58 (2,97)	0,59 (3,02)	0,58 (2,99)
DIPLOMADOS	0,47 (2,17)	0,43 (2,13)	0,42 (2,10)
SUPERIOR	0,66 (2,94)	0,59 (3,04)	0,59 (3,04)
PROFES	-0,09 (-0,67)	—	—
DIRECTIV	-0,84 (-1,62)	—	—
Ln L	-602,722	-607,007	-607,004
% P.C.	88,41	88,24	88,24
R ²	0,0882	0,0817	0,0817
χ ²	116,554	107,984	107,990

(t-Student en paréntesis. Ln L = Logaritmo de la función de verosimilitud. %P.C.=porcentaje de predicciones correctas. R² = R² de McFadden. χ² = valor del estadístico R.V.).

Analizadas las submuestras anteriores pasamos a estudiar aquellas familias cuyo sustentador principal no es asalariado público. Debido a la definición adoptada para las variables de cobertura, es posible también que dentro de estas familias algún miembro diferente del sustentador principal tenga cobertura mediante mutualidad pública. Dicha circunstancia podría generar, entre otros, un efecto indirecto de atracción hacia el seguro privado para el resto de la familia que no lo posee. Por este motivo, hemos introducido en el modelo la variable CMP, ahora con valor 1 si algún miembro de la familia está afiliado a una mutualidad pública y ha elegido ser atendido por una entidad privada y 0 en el resto.

Los resultados de la estimación probit (cuadro 5), que son realizados por motivos de sencillez computacional con una muestra aleatoria de tamaño 6000 de la muestra total de activos no asalariados públicos, constatan como la característica mencionada en el párrafo anterior no afecta a la probabilidad de compra de un seguro sanitario privado. El logaritmo del nivel de renta, el número de miembros en distintos intervalos de edad, el tamaño del municipio de residencia, ciertas Comunidades Autónomas y la edad, el nivel de estudios y la categoría profesional del sustentador principal son las variables influyentes en esa compra. La variable indicativa de la participación del cónyuge en el mercado laboral (FEMTRAB) debería ser un incentivo a la compra de un seguro sanitario al recoger, de alguna forma, la menor disponibilidad de tiempo. La estimación ofrece un efecto con el signo esperado, pero no significativo. Sin embargo, pensamos que esa influencia podría existir en la realidad como algunos estudios han destacado (Cafferata y Kasper, 1985) aunque por problemas del bajo porcentaje de cónyuges que pertenecen al mercado laboral el modelo no la recoja correctamente. La importancia del poder económico familiar en el acceso a la compra de seguro sanitario y la mayor disposición a asumir los riesgos a medida que los ingresos son superiores queda reflejada en la efecto positivo ofrecido por el logaritmo de la renta y la existencia de una propensión marginal decreciente. La influencia positiva del número de miembros mayores de 60 años sobre la probabilidad de compra de seguro sanitario, además de un efecto derivado del mantenimiento de pólizas con cierta antigüedad (recordemos que hasta el año 1984 los autónomos no fueron incluidos en la seguridad social y que la amplitud de la cobertura pública se inicia prácticamente en la década de los 80), puede reflejar también un incremento en el riesgo de enfermedad familiar que origine una mayor disposición a la tenencia de un seguro sanitario. Por el mismo razonamiento, el aumento del número de miembros en edades que podrían considerarse "sanas" (entre 5 y 23 años), afecta negativamente en dicha probabilidad. La variable edad del sustentador es significativa en el modelo no sólo en su valor original con signo positivo, sino también elevada al cuadrado, aquí con signo negativo, indicando que su efecto no es lineal. La localización de los servicios sanitarios y la influencia del desarrollo económico de una zona en la compra de un seguro sanitario se ha aproximado mediante la inclusión de variables relativas al tamaño del municipio y a la Comunidad Autónoma de residencia. Respecto a la zona de residencia, se comprueba el distinto comportamiento entre los municipios medianos (representados por las *dummies* MUN2 y MUN3), con efecto negativo, frente a los pequeños (MUN1, la categoría base) y grandes (MUN4, no significativo). La mayor probabilidad encontrada en los municipios pequeños concuerda con el efecto obtenido por Cea (1988). En estas zonas la importancia de las igualas, hoy todavía existentes, nos ayuda a entender

este comportamiento. En cuanto a las zonas de mayor tamaño, hay que tener en cuenta que la mayor oferta sanitaria es también un factor que determina la demanda¹⁵.

Cuadro 5: ESTIMACIONES PROBIT PARA LA MUESTRA DE NO ASALARIADOS PÚBLICOS (n = 6000)

Var. dependiente SEGVOL	Ecuación 1		Ecuación 2		Ecuación 3	
C	-6,67	(-9,78)	-5,63	(-9,35)	-6,74	(-9,93)
LNING	0,28	(6,11)	0,29	(6,91)	0,28	(6,85)
FEMTRAB	0,08	(1,60)	0,08	(1,53)	—	
ED 60	0,13	(2,97)	0,12	(3,04)	0,13	(3,14)
ED 18-23	-0,11	(-3,36)	-0,09	(-2,81)	-0,12	(-3,51)
ED 9-13	-0,10	(-2,65)	-0,10	(-2,69)	-0,10	(-2,71)
ED 5-8	-0,11	(-2,13)	-0,13	(-2,63)	-0,10	(-2,09)
MUN2	-0,28	(-4,25)	-0,28	(-4,26)	—	
MUN3	-0,12	(-2,11)	-0,12	(-2,13)	—	
MUN4	-0,14	(-1,63)	-0,14	(-1,59)	-0,20	(-3,57)
EDADSP	0,05	(2,72)	—		0,05	(2,73)
EDADSP ²	-0,0005	(-2,40)	—		-0,0005	(-2,47)
EDSP 29	—		-0,25	(-2,83)	—	
CMP	0,27	(1,72)	—		—	
ARAGÓN	0,38	(3,89)	0,39	(3,94)	0,39	(4,14)
BALEARES	0,70	(5,71)	0,69	(5,67)	0,71	(5,79)
CATALUÑA	0,87	(13,31)	0,88	(13,36)	0,88	(13,59)
EXTREMADURA	0,44	(3,87)	0,43	(3,84)	0,44	(3,90)
MADRID	0,80	(7,66)	0,80	(7,67)	0,75	(7,75)
PAÍS VASCO	0,20	(2,28)	0,20	(2,34)	0,20	(2,28)
RIOJA	0,34	(2,40)	0,33	(2,38)	0,34	(2,45)
PRIMARIOS	0,02	(0,27)	0,004	(0,06)	—	
F. PROF.	0,22	(2,02)	0,19	(1,75)	0,18	(2,08)
MEDIOS	0,36	(3,69)	0,33	(3,49)	0,332	(4,36)
DIPLOMADOS	0,51	(4,42)	0,49	(4,34)	0,48	(4,97)
SUPERIOR	0,62	(4,94)	0,60	(4,83)	0,60	(5,56)
EMPRESARIOS	0,36	(3,98)	0,35	(3,93)	0,36	(4,09)
INDEPENDIENTES	0,19	(3,65)	0,20	(3,71)	0,22	(4,18)
Ln L	-1995,34		-1998,48		-2000,92	
% P.C.	87,85		87,90		87,87	
R ²	0,1226		0,1212		0,1202	
χ ²	557,74		551,46		546,58	

(t-Student en paréntesis. Ln L = Logaritmo de la función de verosimilitud. %P.C.=porcentaje de predicciones correctas. R² = R² de McFadden. χ² = valor del estadístico R. V.).

(15) Feldstein (1973) comprobó como el mayor número de camas hospitalarias hace aumentar la demanda hospitalaria y el mayor número de médicos generales la demanda de consultas.

El nivel de estudios del sustentador está representado por un conjunto de variables ficticias según distintas categorías. Su efecto en la adquisición de un seguro es positivo y a medida que el nivel aumenta, mayor es esa influencia sobre la probabilidad. Finalmente, el modelo muestra la importancia de trabajar por cuenta propia en la decisión de compra. Tanto la situación profesional del s.p. de empresario con asalariados como la de independiente favorecen la elección de compra lo que pone de manifiesto el valor que el coste del tiempo tiene en la elección de seguro sanitario.

El conjunto de estimaciones obtenidas avanza un comportamiento diferenciador entre las tres submuestras consideradas puesto que no hay coincidencia en las variables relevantes que afectan a cada grupo. Esto nos lleva a aceptar la hipótesis de partida según la cual planteábamos que la actuación de los asalariados públicos frente a la compra de un seguro sanitario privado directo es especial respecto a la del resto de la población. A pesar de ello, somos conscientes de que esto es una primera aproximación en la caracterización de esa actuación. Un tratamiento más detallado requeriría una información más exhaustiva y específica que tuviera en cuenta la relación histórica de cada individuo/familia con las entidades privadas o niveles de salud, variables que no ofrecen las Encuestas de Presupuestos Familiares (sus fines no están orientados al campo sanitario como mencionamos al inicio de este estudio). Por este motivo, los análisis que vamos a realizar a partir de aquí se centrarán en el conjunto de familias cuyo sustentador principal es activo y no asalariado público.

5. ESTIMACIÓN DEL GASTO EN SEGURO SANITARIO

El objetivo de esta estimación es caracterizar el comportamiento de la demanda respecto a la cuantía del gasto en seguro sanitario a partir de la información suministrada por la EPF. Los modelos probit permiten obtener las variables relevantes de la probabilidad de compra de seguro sanitario, pero no dan información sobre el gasto que supone dicha compra. La muestra utilizada incluye aquellas familias que afirman tener cobertura privada voluntaria y declaran gasto positivo en seguro sanitario y las que afirman no tener ninguna cobertura privada voluntaria y que tampoco declaran gasto (en total 9811). De nuevo, a efectos de sencillez computacional, hemos utilizado una muestra aleatoria de 6000.

Se plantean tres modelos de regresión debido a que la variable endógena presenta un conjunto de valores continuos y otros iguales a cero y debido a la previsible existencia sesgo muestral. El primer modelo utiliza únicamente las observaciones positivas, el segundo utiliza el total de observaciones, y el tercero realiza una regresión sobre las observaciones positivas, pero incluye una corrección que tiene en cuenta la información de las observaciones con valores nulos (Heckman, 1976, 1979).

Este último es un modelo de selección muestral que permite predecir los valores de la variable endógena cuando para una parte de la submuestra esos valores no son observados. En nuestro caso, dichos valores son conocidos e iguales a cero, pero no hay inconveniente en que sea utilizado aquí. El modelo elaborado parte de dos ecuaciones, una en la que se plantea la decisión discreta de compra o no compra:

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{si } U_{1i} - U_{0i} > 0 \\ 0, & \text{si } U_{1i} - U_{0i} \leq 0 \end{cases}$$

siendo:

$$U_{1i} - U_{0i} = X'_{1i}(\beta_1 - \beta_0) + (e_{1i} - e_{0i}) = X'_{1i}\alpha + \varepsilon_i$$

y otra relativa a la ecuación de gasto:

$$Y_{2i} = X_{2i}\gamma + \zeta_i$$

donde la variable Y_{2i} toma valores en el campo continuo (cuando $Y_{1i} > 0$) y cuya estimación se realiza por mínimos cuadrados ordinarios considerando también las observaciones en las que es igual a cero (cuando $Y_{1i} \leq 0$). Asumiendo una distribución normal bivalente para las variables aleatorias ε_i , ζ_i , la regresión del gasto en seguro sanitario se realiza sobre la siguiente ecuación final:

$$Y_{2i} = X_{2i}\gamma + \frac{\sigma_{\varepsilon\zeta}}{\sigma_{\varepsilon}} \lambda_i + v_i$$

con:

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_i) = \sigma_{\varepsilon}^2$$

$$E(\varepsilon_i \zeta_i) = \sigma_{\varepsilon\zeta}, \quad \text{Corr}(\varepsilon_i \zeta_i) = \rho = \frac{\sigma_{\varepsilon\zeta}}{\sigma_{\varepsilon}\sigma_{\zeta}}$$

$$\lambda_i = \frac{\phi(Z)}{1 - \Phi(Z)}, \quad Z = -X_{1i} \frac{\alpha}{\sigma_{\varepsilon}}$$

denotando por Φ y ϕ , las funciones de distribución y de densidad de una normal estándar.

Los resultados de los diferentes modelos de gasto utilizando especificaciones lineales se presentan en el cuadro 6. La variable dependiente, LNSEG, representa el logaritmo neperiano del total de gasto en seguro sanitario declarado por la familia. Entre las variables explicativas se ha incluido NSEG, el número de miembros en la familia que afirma tener un seguro privado, ya que aunque las entidades suelen establecer descuentos por el aseguramiento de un miembro adicional, esta circunstancia supone un incremento del coste total del seguro. También se ha incluido el ingreso entre las variables explicativas ignorando la posible simultaneidad entre dicha variable y el gasto en seguro sanitario. La estimación en la que se incluye la corrección por sesgo muestral ofrece un valor positivo y significativo para la correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones que establecen la decisión de compra y el gasto efectuado, ρ , lo que muestra la presencia de dicho sesgo muestral¹⁶.

(16) Alternativamente se hicieron otras especificaciones simplificando las variables no relevantes. Aunque algunas de ellas no mantenían la significación del parámetro referido a la correlación entre las perturbaciones de las dos ecuaciones, la elección de las estimaciones mostradas en este estudio se ha debido a varios motivos. En primer lugar, porque es esperable una relación positiva entre factores no observados que afectan tanto a la decisión de compra como a la cuantía del gasto. Y en segundo lugar, porque la multicolinealidad entre el término del sesgo por selección, λ , y las restantes variables explicativas de la ecuación de gasto afecta "adversamente a la potencia del test (de la t-student), cuando la hipótesis nula es aceptada" (Nakamura y Nakamura, 1989, p. 154), efecto que no se produce si dicha hipótesis es rechazada.

Cuadro 6: Estimaciones del gasto en seguro sanitario (n = 6000)

Var. dependiente LNSEG	Regresión con corrección del sesgo (1)	Regresión sin corrección del sesgo (2)	Regresión con todas las observaciones (3)	Diferencias entre (2) y (1) y variación % (4)
C	7,44 (3,02)	8,72 (7,96)	0,49 (1,14)	1,28 (17,2%)
LNING	0,10 (0,79)	0,04 (0,59)	-0,04 (-1,28)	-0,06 (60,0%)
NSEG	0,15 (5,00)	0,15 (6,72)	2,36 (140,02)	0,0 (0%)
MUN2	0,16 (1,37)	0,17 (1,38)	0,12 (2,45)	0,01 (6,25%)
MUN3	0,05 (0,51)	0,05 (0,47)	0,10 (2,16)	0,0 (0%)
MUN4	0,41 (2,51)	0,41 (2,63)	0,29 (4,00)	0,0 (0%)
BALEAR	1,01 (3,77)	0,89 (4,89)	0,65 (5,53)	-0,12 (11,9%)
CANAR	0,96 (2,26)	1,02 (2,79)	-0,003 (-0,04)	0,06 (6,25%)
CANTAB	0,69 (2,36)	0,69 (2,43)	0,07 (0,55)	0,0 (0%)
CASTMAN	0,81 (5,34)	0,82 (5,06)	0,18 (2,58)	0,01 (1,2%)
CATALU	0,80 (2,91)	0,64 (6,05)	0,38 (5,65)	-0,16 (20,0%)
VALEN	0,68 (2,37)	0,77 (3,26)	-0,007 (-0,11)	0,09 (13,2%)
GALICIA	0,70 (2,06)	0,77 (3,10)	-0,006 (-0,09)	0,07 (10,0%)
MADRID	0,78 (3,00)	0,65 (4,11)	0,51 (5,21)	-0,13 (16,6%)
P. VASCO	0,96 (4,84)	0,95 (5,69)	0,06 (0,87)	-0,01 (1,04%)
PRIMARIOS	0,04 (0,28)	0,02 (0,13)	-0,02 (-0,32)	-0,02 (50,0%)
F. PROF.	-0,07 (-0,35)	-0,13 (-0,66)	0,06 (0,68)	-0,06 (85,7%)
BACHILLER	0,27 (1,07)	0,16 (0,90)	0,34 (4,44)	-0,11 (40,7%)
DPLOMADOS	0,21 (0,74)	0,08 (0,43)	0,57 (5,59)	-0,13 (61,9%)
SUPERIOR	0,68 (2,18)	0,55 (2,62)	0,52 (4,53)	-0,13 (19,1%)
EMPRESARIOS	0,59 (2,88)	0,51 (3,78)	0,16 (1,92)	-0,08 (13,5%)
INDEPENDIEN.	0,27 (2,07)	0,22 (2,34)	0,15 (3,52)	-0,05 (18,5%)
σ^2	0,86 (2,42)	—	—	
ρ	0,25 (5,75)	—	—	
n	503	503	6000	

($\sigma^2 = \text{Var}(\xi_i)$ y $\rho = \text{Corr}(\varepsilon_i, \xi_i)$). La variación porcentual en la columna 4 equivale a la variación absoluta dividida por el valor del estimador en la columna 1 y multiplicada por 100.

Las diferencias entre las estimaciones por mínimos cuadrados de las columnas 1 y 2 del cuadro 6 no parecen sustantivas en términos de significación de los parámetros y de su propio valor, aunque el cálculo de las diferencias relativas entre ellos ofrece cantidades que en algunos casos superan el 50%, como en el logaritmo neperiano de la renta y algunas categorías de estudios. Los resultados aparecen más divergentes cuando se observan las estimaciones de la regresión incluyendo toda la muestra. En especial, podemos señalar el mayor número de categorías significativas en las variables relativas a la zona de residencia y al nivel de estudios del sustentador.

Independientemente del modelo considerado, debemos destacar la no significación del nivel de renta, de lo que se desprende que una vez que se accede al seguro, el incremento de los ingresos no induce a cambios en el gasto que se dedica al mismo. Por otra parte, la influencia positiva derivada de que el sustentador principal sea trabajador autónomo y que tenga un elevado nivel de estudios mantiene la importancia del coste de oportunidad del tiempo productivo, en este caso respecto a la cuantía dedicada a seguro sanitario.

No podemos terminar este apartado de estimación del gasto en seguro sanitario sin mencionar que estos análisis deberían completarse con la inclusión de variables relativas a las características de las pólizas suscritas. En la práctica, aunque hay pólizas que ofrecen distintos grados de cobertura¹⁷ estudios como el realizado por ICEA (1990) indican que la mayoría de los contratos abarcan una cobertura completa (un 82,76% de la muestra utilizada por dicho estudio) y presentan unos precios que, dentro de cada entidad y exceptuando algunos casos en los que se diferencia Barcelona y Baleares del resto de España, no varían por razones de localización geográfica. Como consecuencia, dichas variables no deberían presentar diferencias en la estimación. En contraposición, la mera observación de las tarifas que marcan las entidades nos permite detectar variaciones en precios debidas al número de asegurados que incorpora la póliza (hecho que también aparece en nuestras estimaciones), al tipo de seguro elegido: asistencia sanitaria o enfermedad (de superior precio medio el segundo que el primero), y a las distintas primas que fijan las diferentes entidades aseguradoras (aunque dentro de cada tipo de seguro, las divergencias no son muy grandes entre ellas).

6. ANÁLISIS ESTRUCTURAL

La medición de los efectos de las distintas variables consideradas sobre la probabilidad de compra de un seguro sanitario es el objetivo que nos planteamos ahora. La no linealidad de los modelos de elección discreta hace que los parámetros que acompañan a cada variable explicativa no puedan ser interpretados como la variación de la probabilidad ante un cambio en dichas variables. En el caso de los modelos probit, este efecto se mide teniendo en cuenta la siguiente relación:

$$\frac{\partial \Phi(X'_i \beta)}{\partial X_{ik}} = \phi(\bar{X}'_i \beta) \beta_k$$

donde, Φ y ϕ son, respectivamente, las funciones de distribución y de densidad de una normal estándar, denotando por \bar{X} al valor medio de las variables explicativas.

Cuando la variable sobre la que queremos calcular el efecto es una variable cualitativa (lo que ocurre con frecuencia en nuestro modelo), es claro que la relación anterior no se puede calcular. En este caso, obtendremos el valor de la probabilidad de las categorías objeto de estudio y calcularemos cuál es el cambio de probabilidad ante distintos perfiles. Es decir, supongamos que la variable x es una variable cualitativa que presenta n categorías: x_1, x_2, \dots, x_n , y que en el vector z englobamos al resto de va-

(17) Muchas entidades ofrecen la posibilidad de elegir entre servicios de atención primaria, especialistas y servicios hospitalarios o entre alguna combinación de los mismos.

riables. Si queremos calcular el cambio en la probabilidad de compra de un seguro al pasar de la categoría x_1 a la x_n evaluando el resto de variables en su valor medio, dicho cambio será medido a partir de:

$$P_{in} - P_{i1} = \Phi(\bar{z}'\alpha + \bar{x}_2\beta_2 + \dots + \bar{x}_{n-1}\beta_{n-1} + \beta_n) - \Phi(\bar{z}'\alpha + \bar{x}_2\beta_2 + \dots + \bar{x}_{n-1}\beta_{n-1} + \beta_1)$$

Los efectos de las variables explicativas, a partir de la muestra de activos cuyo sustentador no es asalariado público serán calculados utilizando las estimaciones recogidas en la ecuación 3 del cuadro 5. Describimos esos efectos, *ceteris paribus*, para las variables del modelo y comparamos las probabilidades obtenidas en cada caso con las frecuencias observadas a fin de observar la ganancia conseguida con la estimación del modelo de demanda frente al cálculo individual del grado de aseguramiento. Posteriormente, señalamos cuáles son los perfiles de las familias asociados con la mayor y la menor probabilidad y los cambios máximos en probabilidad que pueden tener lugar entre las categorías de las variables.

1) Nivel de estudios

Los estimadores obtenidos para las diferentes categorías de estudios muestran unos valores positivos y crecientes a medida que nos situamos en un nivel superior. El cuadro 7 y el gráfico 1 ofrecen las probabilidades estimadas para cada categoría, la variación producida al pasar de un nivel inferior a uno superior y las frecuencias observadas en la muestra para comprobar que el modelo verdaderamente corrige estos valores al considerar el resto de variables.

Cuadro 7: PROBABILIDADES ESTIMADAS Y FRECUENCIAS OBSERVADAS SEGÚN DISTINTO NIVEL DE ESTUDIOS

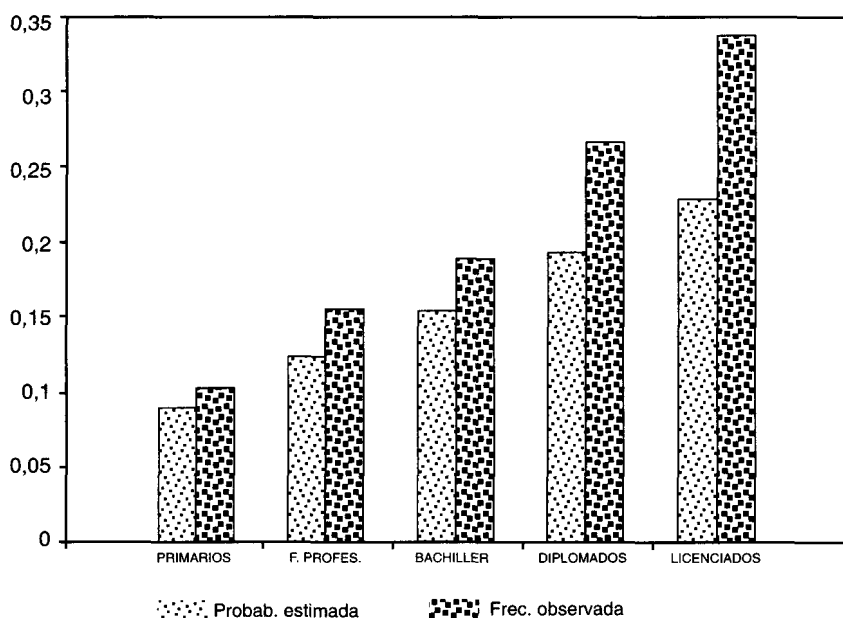
Categorías	Probabilidad estimada (%)	Frecuencia observada (%)	Variación en probabilidad (%)
Base*	8,92	10,16	3,38
F. Profesional	12,30	15,47	3,04
Bachiller	15,34	18,87	3,92
Diplomado	19,26	26,60	3,51
Licenciado	22,77	33,70	

* sin estudios o estudios primarios.

La importancia de la variable estudios no tenemos que verla únicamente en los incrementos en probabilidad que su mayor nivel origina, sino también en todos los factores que dicha variable incorpora. Principalmente, el nivel de instrucción puede representar una buena aproximación al nivel de la renta, por otra parte, no se excluyen razones como: hábitos en el cuidado de la salud, capacidad de aprendizaje o grado de

exigencia en la demanda de un bien. Todos ellos configuran la explicación global a los efectos que su variación origina en la probabilidad de compra. Hay que tener presente que la idea de una mayor atención, un trato más personalizado, mayores comodidades hoteleras, menos listas de espera y mayor elección médica y hospitalaria es ampliamente difundida en la oferta de las compañías aseguradoras. Incluso, algunos estudios ponen de manifiesto la percepción por parte de la población de que la atención privada posee mejor calidad que la pública (Blendon, 1991).

Gráfico 1: PROBABILIDAD ESTIMADA DE COMPRA DE SEGURO SANITARIO Y FRECUENCIAS OBSERVADAS SEGÚN NIVEL DE ESTUDIOS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL



2) Situación profesional

Las categorías profesionales que hemos considerado en la estimación del modelo distinguen entre sustentadores asalariados no cualificados (agrícolas y no agrícolas), asalariados cualificados, empresarios con trabajadores y empresarios sin trabajadores o trabajadores independientes. Tomando como categoría de referencia la de asalariados no cualificados, en ninguna de las especificaciones probadas resultó significativa la de asalariados cualificados por lo que la misma se ha incluido también en la de referencia. Las otras dos, con un comportamiento diferenciador se han mantenido desagregadas con el objetivo de estudiar el efecto de cada una de ellas en la probabilidad. Su influencia, como se aprecia en los estimadores de sus parámetros (cuadro 5), resulta ser positiva.

El cuadro 8 recoge los valores de las probabilidades estimadas, sus variaciones con respecto a la categoría de referencia y las frecuencias de aseguramiento observadas en la muestra.

Cuadro 8: PROBABILIDADES ESTIMADAS Y FRECUENCIAS OBSERVADAS SEGÚN SITUACIÓN PROFESIONAL

Categorías	Probabilidad estimada (%)	Frecuencia observada (%)	Var. probabilidad respecto categoría base (%)
Base*	9,04	11,36	—
Empresarios con asal.	16,53	22,60	7,49
Independientes	13,16	14,30	4,12

* asalariados cualificados y no cualificados.

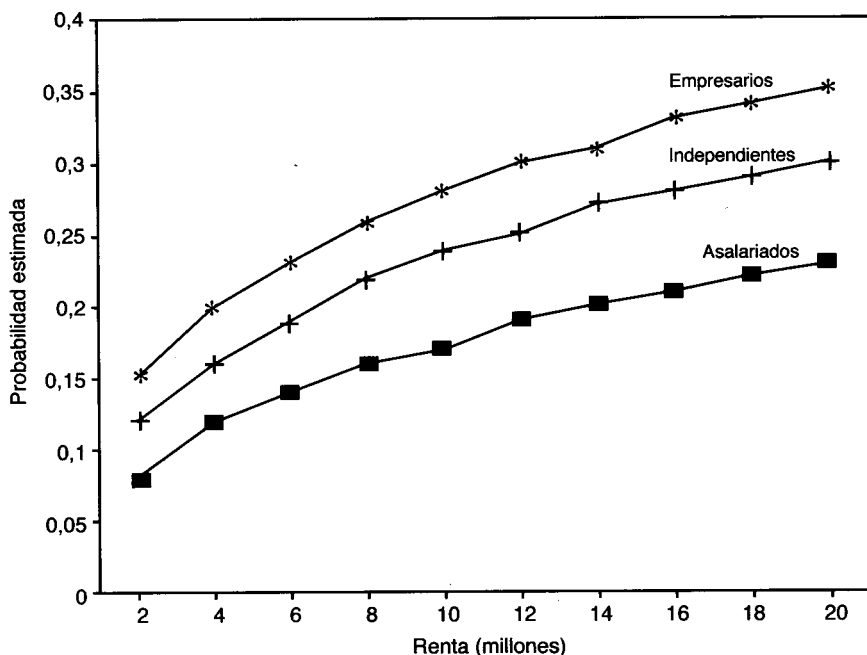
No debemos olvidar que la variable situación profesional puede constituir una aproximación a la valoración del tiempo productivo. En este sentido, el incremento en la probabilidad observado cuando el sustentador trabaja por cuenta propia, 7,49% para empresarios y 4,12% para independientes, respecto a los asalariados puede reflejar la búsqueda de una atención sanitaria menos costosa en tiempo, aunque por ella se tenga que realizar un nuevo desembolso monetario (adicional al de la asistencia pública). El tiempo gastado esperando recibir un servicio sanitario es renta productiva potencial perdida para un trabajador autónomo, que en términos relativos puede considerarse superior a la de un asalariado¹⁸. El resultado aquí obtenido concuerda con la valoración de un alto tiempo de espera y complicaciones burocráticas que se argumentan en contra del sistema sanitario público por parte de los ciudadanos [ICEA (1991), Krief (1994), García-Lorente (1994) y González (1994)] y que, en definitiva, incentivan la compra de un seguro sanitario. La comprobación de la mayor probabilidad de compra estimada en los trabajadores autónomos para distintos niveles de renta puede observarse en el gráfico 2.

3) Zona de residencia

Las resultados derivados al analizar la zona de residencia con relación a la compra de un seguro sanitario han puesto de manifiesto las diferencias entre los municipios grandes y pequeños, y los medianos. Considerando como categoría base los municipios de menor tamaño (hasta 10.000 habitantes) se obtiene un comportamiento diferenciador de las dos categorías de municipios medianos (de 10.001 a 50.000 y de 50.001 a 500.000 mil habitantes) y con signo negativo, mientras que los municipios de mayor tamaño (más de 500.000 habitantes) no presentan distinción con los de referencia. Las estimaciones de un modelo reducido en el que se eliminan las categorías no relevantes indican que únicamente la categoría de municipios con 10.001 a 50.000 habitantes aparece significativa y con un estimador de signo negativo.

(18) El estudio de Boaz y Muller (1989) concuerda con esta idea. Ellos encontraron un incremento en la demanda de un servicio ambulatorio cuando trabajadores por cuenta propia se jubilaban, mientras que no se producían cambios al pasar a la jubilación entre los individuos que trabajaban por cuenta ajena.

Gráfico 2: PROBABILIDAD ESTIMADA DE COMPRA DE SEGURO SANITARIO SEGÚN LA SITUACIÓN PROFESIONAL DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL PARA DISTINTOS NIVELES DE RENTA



Los valores de la probabilidad calculados con la última especificación, su variación con respecto a la categoría base y las frecuencias observadas se recogen en el cuadro 9.

Cuadro 9: PROBABILIDADES ESTIMADAS Y FRECUENCIAS OBSERVADAS SEGÚN LA ZONA DE RESIDENCIA

Categorías	Probabilidad estimada (%)	Frecuencia observada (%)	Var. probabilidad respecto categoría base (%)
Base*	11,12	13,8	—
Municipios con 10.001 a 50.000 habitantes	7,81	8,9	-3,31

* resto de municipios.

Recordemos aquí también que la influencia del municipio de residencia recoge otras variables indicativas de los servicios sanitarios existentes en dichas áreas al igual

que su desarrollo económico y la actividad económica principal a la que se dedican sus habitantes. Por otra parte, la importancia que han tenido las iguales de los médicos, y que aún hoy día tienen, es un factor fundamental para entender el alto grado de aseguramiento sanitario que se observa en los municipios pequeños. En cuanto a los grandes municipios, es conocido que la mayor concentración de oferta sanitaria (de centros y tecnología) se produce en los mismos.

4) Comunidad Autónoma

Las Comunidades con una influencia positiva, respecto a las de referencia, en la probabilidad de compra de un seguro sanitario son Aragón, Baleares, Cataluña, Extremadura, Madrid, País Vasco y La Rioja. Según datos del Ministerio de Sanidad y Consumo las mayores proporciones en cuando a personas aseguradas en asistencia sanitaria (pólizas libres) para 1989, se encuentran en Cataluña, Madrid, y seguidas a cierta distancia, País Vasco y Andalucía. Los menores porcentajes están en Ceuta y Melilla, Extremadura y La Rioja.

Por otra parte, la localización de la oferta privada puede influir en la cuantía del aseguramiento, tanto de forma negativa, en los casos en los que su escasez impida la contratación de una posible demanda, como de forma positiva, al competir con la propia oferta pública. El análisis del número de camas instaladas por 10.000 habitantes según Comunidades Autónomas¹⁹ presenta las mayores dotaciones privadas respecto del total en Cataluña (61,26%), País Vasco (43,19%), Cantabria (34,67%) y Canarias (32,71%), siendo las menores las correspondientes a Extremadura (4,23%) y La Rioja (7,38%), junto con Ceuta y Melilla que no poseen ninguna.

Cuadro 10: PROBABILIDADES ESTIMADAS Y FRECUENCIAS OBSERVADAS SEGÚN LA COMUNIDAD AUTÓNOMA DE RESIDENCIA

Categorías	Probabilidad estimada (%)	Frecuencia observada (%)	Var. probabilidad respecto categoría base (%)
Base*	7,31	7,98	—
Aragón	14,42	14,70	7,11
Baleares	22,80	23,30	15,49
Cataluña	28,34	33,70	21,03
Extremadura	15,54	14,70	8,23
Madrid	24,22	28,20	16,91
País Vasco	10,43	13,10	3,12
La Rioja	13,35	16,10	6,04

* resto de Comunidades Autónomas.

(19) Porcentajes calculados a partir de los datos ofrecidos por: *Estadística de establecimientos hospitalarios en régimen de internado*. 1990. Instituto Nacional de Estadística.

Estos hechos no muestran una relación directa con los obtenidos con la encuesta de presupuestos salvo en el peso importante de Cataluña y el País Vasco y los reducidos índices de Ceuta, Melilla, Extremadura y La Rioja. Tenemos que tener en cuenta que, además del condicionante de la oferta asistencial, existen otros aspectos adicionales que influyen en la demanda como los culturales o la tradición aseguradora. Por ejemplo, éste sería el caso de las mutuas en Cataluña. Adicionalmente, podemos señalar que las Comunidades con un mayor porcentaje de aseguramiento privado presentan un alto desarrollo en comparación con las restantes del país y unos ritmos de vida que favorecen al mismo.

Atendiendo a los efectos que cada una ejerce sobre la probabilidad estimada del modelo y a su variación respecto a las consideradas como referencia, comprobamos como dichas probabilidades alcanzan las cifras de 0,28, 0,24 y 0,22 si la familia reside en Cataluña, Madrid o Baleares, pasando a ser del 0,07 si vive en Andalucía, Asturias, Cantabria, alguna de las dos Castillas, Canarias, Galicia, Murcia, Navarra o Valencia, las Comunidades que forman la categoría de referencia. Estos valores originan las máximas diferencias de probabilidad estimadas: 21,03%, 16,91% y 15,49% respectivamente (Cuadro 10).

5) Nivel de renta

La atención sanitaria, en general, es considerada como un bien normal cuya utilización varía positivamente cuando varía la renta y con una magnitud estimada por los estudios realizados que no supera la unidad. El seguro sanitario no deja de ser una demanda de asistencia sanitaria y como tal es esperable que su comportamiento se circunscriba al anterior.

Los resultados obtenidos en las estimaciones de nuestros modelos confirman esa influencia positiva del nivel de renta sobre la adquisición de un seguro sanitario y generan un valor de la elasticidad renta igual a 0,05 (ecuación 3 del cuadro 5). Este dato caracteriza a dicho bien como un bien normal y concuerda con las estimaciones de elasticidad renta para el seguro sanitario ofrecidas por distintos estudios, positivas y no superiores a 0,5 [Viscusi y Evans (1990)].

El valor de la elasticidad obtenido puede parecer pequeño analizado aisladamente, sin embargo, tenemos que considerar la influencia de la actitud de oposición existente en España a pagar un nuevo precio para recibir asistencia cuando ya se realiza uno (obligatorio) al sistema público. La no compra de un seguro sanitario debido a su alto coste es puesta de manifiesto en estudios como el de Krieff (1994) y el de González (1994).

Finalmente, tenemos que añadir que el efecto positivo, pero marginalmente decreciente, verifica la mayor disposición a asumir riesgos cuando el nivel de ingresos es alto. Es razonable pensar que una familia puede decidir no pagar una prima periódica y enfrentarse a un coste sanitario total aleatorio cuando puede ser sufragado, sin grandes problemas, con su renta disponible.

6) Edad del sustentador principal

Los modelos de demanda de seguro sanitario estimados verifican una relación no lineal con la edad del sustentador principal. En concreto, nos encontramos con un efecto positivo sobre la probabilidad de compra debido a la estimación del parámetro que acompaña a la variable EDADSP y uno negativo proveniente de la elevación al cua-

drado de dicha variable ($EDADSP^2$). En conjunto, la elasticidad derivada de un cambio en la edad resulta ser igual a: 0.00103, cifra que se obtiene a partir de la relación:

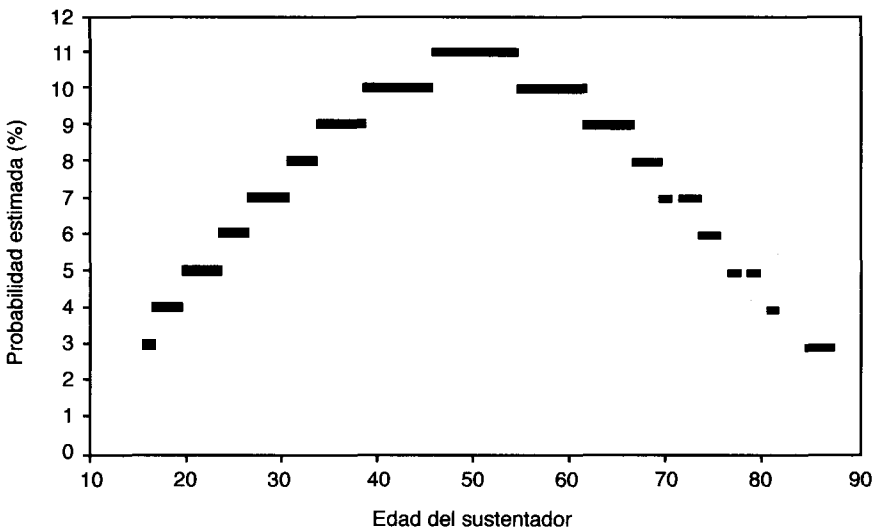
$$\frac{\partial \Phi(X', \beta)}{\partial EDADSP} = \Phi(\bar{X}', \beta_E) (\beta_E + 2 \beta_{E2} EDADSP) \quad [1]$$

donde se denota por β_E al parámetro de la variable explicativa $EDADSP$ y por β_{E2} al de la variable $EDADSP^2$.

El efecto positivo que se desprende del cálculo de la elasticidad en los valores medios de las variables explicativas no se mantiene para todo el recorrido de la variable edad del sustentador. La relación parabólica existente hace que a partir del punto en el que la ecuación (1) se hace cero, para una edad de 50 años, el efecto pase a convertirse en negativo.

Podemos derivar, así, una interpretación del efecto de la edad en línea con la establecida por Van de Ven y Van Praag (1981). En un principio, aumentos de edad, en general unidos con mayores niveles de ingresos, favorecerán la compra de un seguro sanitario. Posteriormente, esos aumentos, estarán unidos a unos ingresos inferiores y, probablemente, a una menor valoración del tiempo productivo si nos situamos en edades de jubilación. Considerando, por otra parte, las trabas de acceso que las entidades establecen a los que superan ciertas edades, los factores anteriores constituyen elementos negativos para la compra de un seguro sanitario. El gráfico 3 muestra esta relación al representar los valores de la probabilidad estimada para todo el recorrido de la edad.

Gráfico 3: PROBABILIDAD ESTIMADA DE COMPRA DE SEGURO SANITARIO SEGÚN EDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL



7) *Edad de los miembros del hogar*

Los resultados obtenidos con el conjunto de variables que computan el número de miembros en distintos intervalos de edad pretenden recoger el efecto de la estructura o composición familiar. Algunas variables que se esperaban significativas, como el número de menores de 5 años por su incidencia en la utilización sanitaria, no lo han sido²⁰. En otros casos, como el número de mayores de 60 años, con un previsible efecto negativo por las mencionadas limitaciones que las entidades aseguradoras imponen al aseguramiento a dichas edades, han aparecido con influencia positiva.

Las elasticidades obtenidas para las variables que intervienen en la estimación de la ecuación 3 (cuadro 5) son recogidas en el cuadro 11.

Cuadro 11: VARIACIÓN DE LA PROBABILIDAD ESTIMADA SEGÚN LA EDAD DE LOS MIEMBROS DE LA FAMILIA

Edad de los miembros	Variación probabilidad estimada (%)
Más de 60 años	2,3%
De 18 a 23 años	-2,1%
De 9 a 13 años	-1,8%
De 5 a 8 años	-1,8%

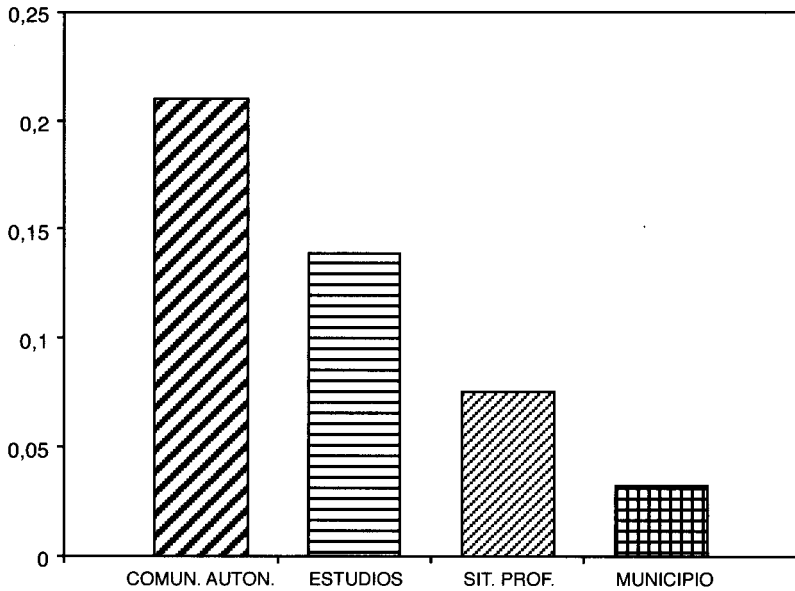
El efecto negativo del número de miembros con edades entre los 5 y 23 años tiene como principal explicación el hecho de corresponder a edades “sanas” en las que el aumento de su número genera en la compra de un seguro sanitario un coste que neutraliza la posible necesidad o preferencia de su adquisición y que supera a los descuentos en las primas que las entidades suelen establecer cuando se asegura a un miembro más de la familia.

Respecto al número de miembros mayores de 60 años, su influencia positiva puede estar incorporando factores como la tenencia de pólizas antiguas, debido a la no posesión de cobertura pública con anterioridad o el incremento en la necesidad de asistencia sanitaria familiar.

A modo de resumen de este análisis estructural podemos obtener, como hacen Peña y Teijeiro (1989), la categoría más desfavorable y la más favorable respecto a la probabilidad de compra de seguro sanitario para cada variable discreta considerada. En nuestro estudio, la que genera el mayor incremento de probabilidad es la Comunidad Autónoma seguida del nivel de estudios, la situación profesional y el municipio de residencia. Los valores de cada una son representados de forma ordenada en el gráfico 4.

(20) En muchos estudios sobre utilización sanitaria se construyen variables indicando el número de miembros situados en los dos segmentos de edad extremos con el fin de analizar el efecto del mayor índice de dependencia de los servicios sanitarios. Como ejemplo, puede consultarse el trabajo de Rodríguez (1988).

Gráfico 4: INCREMENTOS MÁXIMOS EN LA PROBABILIDAD ESTIMADA DE COMPRA DE SEGURO SANITARIO



De igual forma, podríamos calcular la probabilidad estimada de compra de un seguro sanitario para el perfil global más favorable: familias con alto nivel de ingresos (supongamos en el valor medio de las rentas del último quintil: 4,734 millones pts. anuales), donde el sustentador principal sea de edad media (44 años), empresario con asalariados y estudios superiores, y con residencia en Cataluña, principalmente en un municipio pequeño o de gran tamaño, lo cual genera una probabilidad de 0,70. En el caso contrario, nos encontraríamos con familias de bajo poder adquisitivo (valor medio de las rentas del primer quintil: 895.000 pts. anuales) donde el sustentador principal tenga una edad media-avanzada (60 años), trabaje como asalariado, tenga estudios primarios o no tenga estudios, resida en una Comunidad como Andalucía, Asturias, Cantabria, alguna de las dos Castillas, Canarias, Galicia, Murcia, Navarra o Valencia, y principalmente en municipios no muy grandes (de 10.001 a 50.000 habitantes). La probabilidad en este caso es igual a 0,02.

7. CONCLUSIONES

Este trabajo presenta un modelo de demanda de seguro sanitario y analiza cuáles son las principales variables que determinan el comportamiento del consumidor res-

pecto a la probabilidad de compra y la cuantía de gasto. Las variaciones en la probabilidad debidas a cambios en diferentes variables son examinadas de forma detallada.

La mayoría de los estudios elaborados sobre el comportamiento del consumidor ante la compra de un seguro son tratados partiendo de la existencia de incertidumbre²¹. En el caso de los seguros sanitarios los principios teóricos son los mismos, asumiendo que el consumidor actúa racionalmente maximizando su utilidad esperada. La aversión al riesgo que origina la ocurrencia de una enfermedad y los efectos negativos que la misma generan hacen que el individuo contrate con una entidad aseguradora la compra de un seguro sanitario a cambio de una cantidad monetaria.

El mantenimiento de estos supuestos en el caso español donde puede entenderse que el riesgo de enfermedad ya es cubierto por el sistema sanitario público es también posible. Los problemas (mencionados en el texto) de dicho sistema, crean un descontento y una desconfianza en la población que buscará evitarlos en lo que sea posible. En este sentido, el seguro sanitario se convierte en una alternativa para reducir o eliminar esos riesgos produciéndose su elección cuando el beneficio esperado de su compra supere al que se obtendría sin su contratación. A consecuencia de estos planteamientos, la estructura de riesgos de la familia debería entenderse como uno de los factores esenciales en la demanda de seguro sanitario.

La ausencia de información relativa al nivel de salud o uso de servicios sanitarios en la fuente de datos que hemos manejado ha sido solventada en el estudio con la utilización de variables representativas de distintos niveles de riesgo, típicamente, la edad (estructura de edad familiar), el estatus social (categoría socioeconómica, situación profesional), el nivel adquisitivo y el nivel de aprendizaje y de información (nivel de estudios).

Las estimaciones de la demanda de seguro sanitario ofrecen evidencia de la existencia de un comportamiento diferente entre el colectivo que posee cobertura privada debida a su afiliación a una mutualidad pública, aquellos que son asalariados públicos pero que están afiliados al régimen general de la seguridad social y el resto de población. Sin embargo, no permiten establecer las consecuencias de la extensión de la libre elección entre atención pública y privada al resto o a parte de la población ni, por tanto, orientar sobre el mantenimiento (y/o extensión) o eliminación de esa opción.

Los resultados de las estimaciones para la muestra donde el sustentador principal no es asalariado del sector público destacan la importancia del poder adquisitivo, el nivel de estudios y la valoración del tiempo productivo en el comportamiento decisor sobre la compra de un seguro sanitario en nuestro país.

Respecto a las estimaciones de la ecuación del gasto en seguro sanitario podemos destacar la no influencia del nivel de ingresos, lo cual indica que una vez decidida la compra de un seguro sanitario, el nivel de renta no es relevante en la determinación de la cuantía a gastar. En contraposición, la caracterización del sustentador principal como trabajador autónomo y con un elevado nivel de estudios mantiene un efecto positivo, al igual que sucedía con la probabilidad de compra.

(21) La construcción de un modelo de elección discreta para el seguro sanitario con incorporación de la presencia de incertidumbre, caracterizada por una distribución de probabilidad sobre los estados de salud ha sido estudiado por González (1993). En dicho trabajo se recogen los problemas que aparecen respecto a la identificación de los parámetros y la estructura en las perturbaciones, difíciles de resolver sin una variable instrumental adecuada y disponiendo únicamente de información de corte transversal.

APÉNDICE 1

SEGVOL igual a 1 si en la familia algún miembro posee algún tipo de seguro sanitario privado voluntario

LNING logaritmo de la renta total del hogar

FEMTRAB igual a 1 si el cónyuge pertenece al mercado laboral

ED 60 número de miembros en la familia mayores de 60 años

ED 24-60 número de miembros en la familia entre 24 y 60 años

ED 18-23 número de miembros en la familia entre 18 y 23 años

ED 14-17 número de miembros en la familia entre 14 y 17 años

ED 9-13 número de miembros en la familia entre 9 y 13 años

ED 5-8 número de miembros en la familia entre 5 y 8 años

ED 0-4 número de miembros en la familia menores de 5 años

MEMB número total de miembros en la familia

MUN1 igual a 1 si la familia reside en un municipio con menos de 10.001 habitantes

MUN2 igual a 1 si la familia reside en un municipio entre 10.001 y 50.000 hab.

MUN3 igual a 1 si la familia reside en un municipio entre 50.001 y 500.000 hab. incluidas capitales menores

MUN4 igual a 1 si la familia reside en un municipio de más de 500.000 hab.

EDADSP años del sustentador principal (s.p.)

EDADSP² años del s.p. elevados al cuadrado

EDSP 29 igual a 1 si la edad del s.p. es menor de 30 años

EDSP 30-44 igual a 1 si la edad del s.p. está entre 30 y 44 años

EDSP 45-64 igual a 1 si la edad del s.p. está entre 45 y 64 años

EDSP 65 igual a 1 si la edad del s.p. es igual o superior a 65 años

ANDALUCÍA igual a 1 si la familia reside en Andalucía

ARAGÓN igual a 1 si la familia reside en Aragón

ASTURIAS igual a 1 si la familia reside en Asturias

BALEARES igual a 1 si la familia reside en Baleares

CANARIAS igual a 1 si la familia reside en Canarias

CANTABRIA igual a 1 si la familia reside en Cantabria

CAST-LEON igual a 1 si la familia reside en Castilla-León

CAST-MANCHA igual a 1 si la familia reside en Castilla-La Mancha

CATALUÑA igual a 1 si la familia reside en Cataluña

EXTREMADURA igual a 1 si la familia reside en Extremadura

GALICIA igual a 1 si la familia reside en Galicia

MADRID igual a 1 si la familia reside en Madrid

MURCIA igual a 1 si la familia reside en Murcia

NAVARRA igual a 1 si la familia reside en Navarra

P VASCO igual a 1 si la familia reside en el País Vasco

RIOJA igual a 1 si la familia reside en La Rioja

VALENCIA igual a 1 si la familia reside en la Comunidad Valenciana

CEUT-MELILLA igual a 1 si la familia reside en Ceuta o Melilla

SIN ESTUDIOS igual a 1 si el s.p. es analfabeto o no tiene estudios

PRIMARIOS igual a 1 si el nivel de estudios del s.p. es el de la Educación General Básica completa o primaria con bachiller elemental

F. PROF. igual a 1 si el nivel de estudios del s.p. es el de formación profesional

MEDIOS igual a 1 si el nivel de estudios del s.p. es el de bachillerato con o sin C.O.U.

DIPLOMADOS igual a 1 si el nivel de estudios del s.p. es el de diplomado o similar

SUPERIOR igual a 1 si el nivel de estudios del s.p. es licenciado o superior.

PROFES igual a 1 si el grupo socioeconómico del s.p. es el de profesional, técnico o similar

DIRECTIV igual a 1 si el grupo socioeconómico del s.p. es el de directivo de la administración pública, o director o gerente de empresa.

EMPRESARIOS igual a 1 si la situación profesional del s.p. es la de empresario con asalariados.

INDEPENDIENTES igual a 1 si la situación profesional del s.p. es la de empresario sin asalariados o profesión liberal.

CMP igual a 1 si la familia posee cobertura mediante Mutualidades Públicas con prestación privada.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amemiya, T., (1981): "Qualitative response models: a survey", *Journal of Economic Literature*, vol. 19, diciembre, págs. 1483-1536.
- Blendon, R.J. y K. Donelan (1991): "Public opinion about Spain's National Health System". *Harvard School of Public Health*. Informe presentado para la Comisión de Análisis y Evaluación del Sistema Nacional de Salud.
- Boaz, R. y C.F. Muller, (1989): "Does having more time after retirement change the demand for physician services?", *Medical Care*, vol. 27, nº 1, págs.1-15, enero.
- Cafferata, G.L. y J.D. Kasper, (1985): "Family structure and children's use of ambulatory Phisician Services", *Medical Care*, vol.23, nº 4, págs. 350-360, abril.
- Cea, F. (1988): "Rasgos que caracterizan los sistemas de previsión social en la Comunidad de Castilla-León", *Estudios de Economía Aplicada. II Reunión Anual ASEPELT*, Valladolid.
- Dhrymes, P.J. (1986): "Limited dependent variables" en *Handbook of Econometrics*, Griliches, Z. y M.D. Intriligator, Vol. III, cap. 27.
- Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91. Primeros resultados.* (1992), Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Espadas, L. (1993): "El Gasto Sanitario", *Presupuesto y Gasto Público*, nº 12, págs. 107-119. *Estadística de establecimientos hospitalarios en régimen de internado.* 1990, Instituto Nacional de Estadística.
- Feldstein, M.S., (1973): "The welfare loss of excess health insurance", *Journal of Political Economy*, vol. 81, nº 2, parte I, págs. 251-280.
- García-Lorente, A., J. Hernández y R. Jiménez, (1994): "Análisis de la cobertura sanitaria de los hogares de la Comunidad de Madrid", *XIV Jornadas de Economía de la Salud*, Santiago de Compostela. Junio.
- González, Y. (1993): *La demanda de seguro sanitario: una elección bajo incertidumbre*, Tesis Doctoral, Universidad de Barcelona.

- González, Y. (1994): "Análisis de la demanda de seguro sanitario privado", *Cuadernos de la Fundación Mapfre Estudios*, nº 23.
- Heckman, J.J. (1976): "The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models", *Annals of Economic and Social Measurement*, nº 5, págs. 475-492.
- Heckman, J.J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, vol. 47, nº 1, enero, págs. 153-161.
- Hernández, J. (1991): *Seguros Sanitarios en España: Situación actual y tendencias*, Informe para la Comisión de Análisis y Evaluación del Sistema Nacional de Salud.
- Información Trimestral*. Dirección General de Seguros, Ministerio de Economía y Hacienda. Varios años.
- Informe de ICEA, (1991): *Estudio de opinión: El seguro de salud*, Investigación cooperativa de entidades aseguradoras (ICEA), nº 488, diciembre.
- Krieff, B. (1994): "El seguro sanitario privado en España. Perspectiva de futuro", IBM, Madrid.
- Maddala, G.S., (1983): *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- McFadden, D. (1973): "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior" en *Frontiers in Econometrics*, P. Zarembka (ed), Academic Press. Cap. 4.
- McFadden, D., (1976): "Quantal choice analysis: a survey", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 4, nº 5, págs. 363-390.
- McFadden, D., (1981): "Econometric models of probabilistic choice", en: *Structural Analysis of Discrete Data*, ed. por C. Mansky y D. McFadden, capítulo 3, Cambridge: MIT.
- Memorias Anuales*. Dirección General de Seguros, Ministerio de Economía y Hacienda, Varios años.
- Ministerio de Sanidad y Consumo* (1993). "El sistema de elección de la asistencia sanitaria pública por los mutualistas de la Muface", Informe, Marzo.
- Murillo, C. y Y. González (1992): "Health insurances in Spain", *XXXV International Conference. Applied Econometrics Association. Econometrics and Social Security*, San José, Costa Rica, Abril.
- Nakamura, A. y M. Nakamura, (1989): "Selection bias: more than a female phenomenon", en: *Advances in Econometrics and Modelling*, ed. B. Raj, capítulo 9, págs. 143-158, Kluwer Academic Publishers, London.
- Patrick, D.L., C.W. Madden, P. Diehr, D.P. Martin, A. Cheadle y S. M. Skillman (1992): "Health status and use of services among families with and without health insurance", *Medical Care*, vol. 30, nº 10, págs. 941-949, octubre.
- Pellisé, L. y G. López (1992): "Mercados internos y problemas de selección de riesgos", *XII Jornadas de Economía de la Salud*, Madrid.
- Peña, D. y E. Teijeiro (1989): *Las Discapacidades de la Población Española. Un Estudio basado en Modelos de Regresión Logística*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Propper, C. (1989): "An econometric analysis of the demand for private health insurance in England and Wales", *Applied Economics*, vol. 21, págs. 772-792, junio.
- Pudney, S. (1989): *Modelling Individual Choice. The Econometrics of Corners, Kings and Holes*, Basil Blackwell.
- Rice, T. y N. McCall, (1985): "An alternative framework for evaluating welfare losses in the health market", *Journal of Health Economics*, nº 11, págs. 85-92.
- Rodríguez, M. (1988): *El gasto sanitario en Cataluña. Análisis del gasto sanitario privado y su contribución a la política sanitaria*, Tesis Doctoral, Barcelona.
- Van de Ven, W. y B. Van Praag, (1981): "Risk aversion and deductibles in private health insurance: application of an adjusted tobit model to family health care expenditures", *Health*,

Economics and Health Economics, en J. van der Gaag y M. Perlman (eds), North-Holland. Amsterdam, págs. 125-148.

Viscusi, W.K. y W.N. Evans, (1990): "Utility functions that depend on health status: estimates and economic implications", *The American Economic Review*, págs. 353-374, junio.

Fecha de recepción del original: Octubre, 1994

Versión final: Noviembre, 1995

ABSTRACT

This paper studies the features that characterize consumer behaviour in the demand for private health insurance and the explanatory variables that effect this demand. We specify a discrete demand with two alternatives: purchasing a private insurance (having double coverage) and not purchasing. The consumer faces the uncertain possibility of experiencing a loss due to disease or ill-health. We construct a demand model where the consumer compares the expected utility both under insurance and without insurance. Such utilities are a function of the different variables insofar as they allow it to be so.

The analysis assumes several patterns for different groups. We present the estimation results of the probability of insurance choice and the effects of shocks in the explicative variables. The results suggest the importance of income and time cost in determining the medical insurance choice. The estimation of insurance expenditure of the sample-selection model shows that income has no effect. By contrast, the level of education, self-employment and the number of insured members do appear to have a positive relationship with this expenditure.

Keywords: private health insurance, discrete choice.