

Análisis empírico de la demanda de seguro privado de enfermedad en España

ORDAZ SANZ, J.A.(*), GUERRERO CASAS, F.M.(*) Y MURILLO FORT, C. (**)

(*)*Departamento de Economía, Métodos Cuantitativos e Historia Económica. Universidad Pablo de Olavide.* (**) *Departamento de Ciencias Experimentales y de la Salud. Universitat Pompeu Fabra*

(*) Carretera de Utrera, Km. 1 - 41013 Sevilla; Telf.: 954348549. E-mail: jaordsan@upo.es; fguecas@upo.es

(**) Ramon Trias Fargas, 25-27 - 08005 Barcelona; Telf.: 935421946. E-mail: carles.murillo@upf.edu

RESUMEN

El mercado de seguro privado de enfermedad constituye en la actualidad en España, como en buena parte de los países de la Unión Europea, uno de los principales motores de todo el conjunto de la actividad aseguradora. Su desarrollo no sólo ha de contemplarse dentro del marco del sector del seguro, sino también en referencia a la estrecha relación que guarda con la situación y evolución del sistema sanitario público, lo que conlleva importantes repercusiones de tipo económico, social y político.

El objetivo primordial del presente trabajo es mostrar cuáles son los principales factores que determinan la demanda de seguro privado de enfermedad. A partir de los datos de España del Panel de Hogares de la Unión Europea del año 1998, se establece un modelo probit que explica la adquisición de este seguro por parte de los hogares españoles. Nuestra investigación muestra la importancia de las variables relacionadas con el estado de salud y el consumo sanitario del hogar, junto con las de tipo socio-demográfico y económico del sustentador principal del mismo.

Palabras clave: Seguro privado de enfermedad, Economía de la Salud, estimación probit.

An empirical analysis of the demand for private health insurance in Spain

ABSTRACT

As in most member states of the European Union, the Spanish private health insurance market has recently become one of the main sectors within the insurance industry. Its development must be seen both in the context of the insurance industry and of the evolution of the public health care system, with relevant economic, social and political consequences.

The main objective of this study is to show the most significant factors that determine the private health insurance demand. In order to do so, a probit model is assumed using the 1998 European Union Household Panel's data for Spain, which explains the Spanish households' purchases of health insurance services. Our research shows the significance of the household's health state and consumption of sanitary resources, together with the socio-demographic and economic variables of its head of family.

Keywords: Private health insurance, Health Economics, probit estimation.

Clasificación JEL: G22, I11.

Artículo recibido en mayo de 2004 y aceptado para su publicación en enero de 2005.

La referencia electrónica de este artículo en la página www.revista-eea.net, ref.: E-23107

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

1. INTRODUCCIÓN

La sanidad representa uno de los principales sectores de la actividad económica de cualquier país desarrollado. En España, el gasto del sector supone un 7-8% del PIB y se estructura sobre la base de la provisión pública (75-80% del gasto aproximadamente) y de la privada (20-25% restante).

La provisión privada es llevada a cabo fundamentalmente por las compañías de seguro privado de enfermedad, lo que otorga al sector asegurador un papel muy relevante dentro de este campo.

El *riesgo* y la *incertidumbre* se presentan como elementos inherentes y consustanciales con el propio mercado de los servicios médicos [Arrow (1963)]. En un estado de enfermedad, a los costes directos de tipo monetario hay que sumarle el dolor y la pérdida de horas productivas durante el periodo de convalecencia. A la incertidumbre de recibir un tratamiento adecuado, se une la de la cuantía de estos costes. Todo ello constituye diversos riesgos frente a los cuales los individuos pueden desear asegurarse.

En el año 2002, según datos de ICEA (Investigación Cooperativa entre Entidades Aseguradoras), el seguro de enfermedad representa en España el 6,79% del conjunto de la actividad aseguradora, y dentro del seguro de no vida, donde se enmarca, supone el 15,08%, ocupando aquí la segunda posición tras el ramo del automóvil.

Tras la reestructuración llevada a cabo por la Ley 30/1995, de 8 de noviembre, sobre Ordenación y Supervisión de los Seguros Privados, las modalidades contenidas en el seguro privado de enfermedad que actualmente existen en el país son: la asistencia sanitaria y los subsidios y reembolsos. De acuerdo con las cifras de ICEA, en 2002 la asistencia sanitaria representa el 90,77% de todo el ramo, correspondiendo el 9,23% restante a los subsidios y reembolsos.

El objetivo fundamental del presente trabajo consiste en establecer un modelo de demanda de seguro privado de enfermedad por parte de los hogares españoles, poniendo de relieve cuáles son las principales variables de tipo socio-demográfico, económico y de salud que la determinan, así como la importancia de las mismas mediante un análisis de tipo econométrico.

La investigación comienza indicando, en el Apartado 2, los rasgos más sobresalientes del marco en el que se desarrolla el seguro privado de enfermedad en España. Se exponen de este modo, previamente, las bases del contexto en el que opera la demanda del sector que se va a estudiar.

Para el desarrollo de un análisis empírico como el que aquí se lleva a cabo, es preciso elegir las herramientas econométricas pertinentes y una base de datos adecuada. Asimismo, es necesario seleccionar las variables que se van a emplear en la investigación, establecer la unidad de análisis y definir de forma clara la variable dependiente del modelo. En el presente estudio se ha aplicado un modelo de elec-

ción discreta binaria *probit* sobre los datos de España de 1998 del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), que ofrece ciertas ventajas respecto a otras fuentes estadísticas. En la literatura se pueden encontrar distintos estudios que analizan el seguro privado de enfermedad en España [Calonge, González y Murillo (2004)]. La mayoría de ellos se han basado en la información procedente de otras bases de datos, como la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), la Encuesta Nacional de Salud (ENS) o la Enquesta de Salut de Catalunya (ESC), que muestran ciertas limitaciones. De todas estas cuestiones se ocupa el Apartado 3, dedicado a la metodología del análisis realizado.

Seguidamente, en el Apartado 4 se muestra la estimación llevada a cabo y se analizan los principales resultados obtenidos.

Posteriormente, en el Apartado 5 se exponen las conclusiones más relevantes del trabajo y se discute sobre algunas de las principales líneas de investigación futuras que pueden seguirse en este tema. Nuestro análisis empírico pondrá en evidencia algunas de las cuestiones más debatidas en la literatura, como son la importancia de los factores socio-demográficos en este ámbito, la selección y «reparto» de riesgos entre los sectores público y privado, o el posible sobreconsumo sanitario inducido.

Se termina, finalmente, con una selección de la bibliografía utilizada en la elaboración de este trabajo.

2. PRINCIPALES RASGOS DEL CONTEXTO DEL SEGURO PRIVADO DE ENFERMEDAD EN ESPAÑA

En este apartado se señalan las características más relevantes que presenta el marco en el que se desarrolla el mercado de seguro privado de enfermedad en España, al objeto de facilitar la plena comprensión de los resultados del estudio empírico que se lleva a cabo más adelante.

El análisis de la evolución de las principales variables de este sector durante el periodo 1981-1997¹ (recaudación de primas, número de pólizas, siniestralidad, gastos de gestión interna y externa, concentración...) muestra la creciente importancia que ha ido cobrando el ramo del seguro privado de enfermedad en España a lo largo de los últimos años, sobre todo en la década de los 90, dentro de la buena marcha general del conjunto de la actividad aseguradora [Ordaz (2004)] y en consonancia con el crecimiento experimentado por el sector a nivel de todos los estados miembros de la Unión Europea (UE) [Mossialos, Thomson *et al.* (2002)].

¹ Último año para el que se dispone de series homogéneas comparables de datos procedentes de UNESPA (Unión Española de Entidades Aseguradoras y Reaseguradoras).

La evolución de este ramo asegurador guarda una fuerte relación no sólo con el comportamiento general de la economía, sino también con las disposiciones fiscales que le atañen y, muy especialmente, con el funcionamiento del sistema sanitario público. Éste viene caracterizado en España, como en buena parte de los países de la UE, por su cobertura prácticamente universal, participación obligatoria, provisión completa de servicios y altos niveles de gasto público. Estas características son determinantes esenciales de la tendencia, tamaño y papel del mercado de seguro privado de enfermedad [Murillo, Calonge y González (1997)].

El proceso de descentralización hacia las Comunidades Autónomas (CCAA) en materia de sanidad, iniciado en 1981, y los serios problemas de financiación que ha atravesado desde su nacimiento han sido los ejes centrales sobre los que ha girado el devenir del Sistema Nacional de Salud (SNS) en los últimos 20-25 años.

El sistema sanitario público español se ha encontrado a lo largo de este tiempo sometido a innumerables tensiones, debidas, por una parte, a la evolución demográfica y tecnológica, la relación entre el aumento de renta y el aumento de demanda, la aparición de nuevas patologías y la práctica de medicina preventiva; y por otra, a las mayores quejas y demandas de los usuarios de los servicios sanitarios, que se han dirigido, tradicionalmente, hacia cuestiones relacionadas con la organización de los servicios más que a la calidad técnica de éstos. Las importantes disfunciones y desajustes presupuestarios del sistema, así como las exigencias derivadas de la firme voluntad de cumplir los durísimos criterios de entrada en la Unión Económica y Monetaria, dieron lugar a la aparición del convencimiento generalizado de que el sistema sanitario precisaba de profundas reformas. La necesidad de tener que recortar el gasto sanitario público ha chocado frontalmente con un escenario en el que las demandas internas del sector han requerido un aumento continuo de la producción de servicios para ser atendidas. El usuario no se ha sentido del todo satisfecho con el servicio prestado por la sanidad pública. Si algún rasgo sobresale a la hora de realizar una evaluación global de nuestro SNS, éste probablemente sea que España es uno de los países occidentales en los que se ha dado una mayor disociación entre la supuesta efectividad del sistema sanitario y el grado de satisfacción que sus prestaciones han generado entre los ciudadanos. El descontento, las dudas y las incertidumbres en los usuarios han favorecido, en definitiva, el desarrollo del seguro privado de enfermedad en España a lo largo de todo este periodo.

El año 2002 aparece como una fecha clave para el devenir del SNS: culmina el proceso transferencial y se instaura un nuevo sistema de financiación autonómico de carácter general, que incluye la sanidad [Martín, Montero, Cabasés y Jiménez (2002)]. Las esperanzas depositadas en este nuevo escenario son grandes, pero buena parte de los «viejos» problemas de la sanidad pública española permanecen: deficiencias en los sistemas de información, descoordinación entre los niveles asistenciales, largas listas de espera...; y algunos nuevos pueden aparecer, como la desigualdad de acceso a los servicios por parte de ciudadanos de diferentes CCAA,

por ejemplo². Todo ello, sin duda, puede influir en el desarrollo futuro del seguro privado de enfermedad.

3. METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN CUANTITATIVA

3.1. Consideraciones preliminares

El objetivo primordial de esta investigación es ofrecer una estimación de un modelo de demanda de seguro privado de enfermedad de los hogares españoles, estableciendo cuáles son los principales factores de tipo socio-demográfico, económico y de salud que la determinan. En esta tarea, resulta imprescindible elegir adecuadamente las técnicas econométricas que se van a utilizar, así como una buena base de datos.

La Econometría resulta una herramienta de trabajo esencial en el campo de la Economía de la Salud, por cuanto permite elaborar modelos tendentes a explicar el comportamiento de la realidad social en el ámbito de la salud y el funcionamiento de los mercados sanitarios, tanto por el lado de la oferta como, sobre todo, por el de la demanda. Durante las últimas décadas, el diseño y puesta en marcha en los países desarrollados de grandes encuestas destinadas al conocimiento cada vez más exhaustivo de su población y la consiguiente aparición de importantes bases de datos de enorme riqueza informativa, han favorecido el creciente desarrollo de las técnicas microeconómicas. La Microeconometría permite de este modo estudiar y explicar los comportamientos individuales de las unidades decisorias, que nunca se podrían haber captado con datos agregados, así como la posibilidad de contrastar estadísticamente las hipótesis efectuadas [Cabrer, Sancho y Serrano (2001) y Jones (2001)].

En la presente investigación se han utilizado un modelo de elección discreta binaria de tipo *probit* y los datos de España de 1998 del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE).

Existen distintos estudios en la literatura sobre la demanda de seguro privado de enfermedad en España. La mayor parte de ellos se basan en la información contenida en fuentes como la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), donde no se recogían datos sobre salud [González (1995, 1996)], la Encuesta Nacional de Salud (ENS) o la Encuesta de Salud de Catalunya (ESC), donde se presentan inicialmente ciertas limitaciones relativas a la información referida a la renta [en este sentido se pueden encontrar los trabajos de Vera (1999), Costa (2000), Costa y García (2000, 2003), por

² En este sentido, la Ley de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud (Ley 16/2003, de 29 de mayo) viene a intentar salvar algunos de estos problemas.

citar sólo algunos de los más relevantes]. Una de las grandes ventajas que presenta el PHOGUE es que ofrece de forma conjunta datos de renta y de salud, circunstancia fundamental por la que se ha optado por esta fuente estadística en este análisis³. Un buen ejemplo de investigación que también utiliza el PHOGUE en este ámbito lo constituye un muy reciente estudio de Rodríguez y Stoyanova (2004).

3.2. Descripción del modelo

El modelo econométrico que se ha empleado en la presente investigación para estimar la demanda de seguro privado de enfermedad es el modelo *probit*. Los modelos de elección discreta binaria, como el *probit*, se caracterizan porque la variable dependiente Y toma dos únicos valores, el 0 y el 1, que se corresponden con cada una de las dos alternativas posibles sobre las que el sujeto ha de decidir. En nuestro caso, la variable dependiente Y_i representa la disponibilidad de cobertura privada de enfermedad por parte de los i hogares⁴, de manera que:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si el hogar dispone de seguro privado de enfermedad} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad [1]$$

La base económica sobre la que se fundamentan los modelos de elección discreta es la Teoría de la Utilidad de Von Neumann-Morgenstern (1944), ampliamente estudiada en Economía. De acuerdo con ésta, los hogares tratan de maximizar la utilidad esperada que les reporta cada una de estas dos alternativas.

Si se denota por U_{i1} la utilidad que supone para el hogar i poseer cobertura sanitaria privada y por U_{i0} la asociada a no disponer de ella, y se supone que dependen linealmente de una serie de factores X_i , entonces se tiene que:

³ Si bien en este trabajo se ha llevado a cabo un estudio de corte transversal del año 1998, otras ventajas adicionales que ofrece el PHOGUE, como base de datos, residen en su carácter de «panel» y de «europeo». Ello permitiría continuar en el futuro esta investigación en una doble vertiente: como estudio de tipo panel (en el momento actual se dispone, además, ya de datos hasta el año 2000), así como de forma comparativa a nivel internacional dentro del ámbito de los países pertenecientes a Eurostat. Estas ventajas también aparecen en la nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF); sin embargo, ésta surge en el tercer trimestre de 1997 tras la reforma metodológica aplicada a la antigua EPF, en tanto que el PHOGUE dispone de datos plenamente comparables desde el año 1995, por lo que saldría favorecido en el aspecto temporal si se realizase, eventualmente, un estudio de tipo panel.

⁴ En el ámbito de la Microeconomía de la Salud, la unidad de análisis suele ser básicamente el individuo o el hogar. En el caso que nos ocupa, donde se pretenden analizar los factores que influyen en la decisión de adquirir un seguro privado de enfermedad, el hogar parece la unidad de análisis más conveniente, pues se piensa que ésta es una decisión que se toma a este nivel, como así lo señalan diversas referencias en la literatura [Propper (1989, 2000); Patrick et al. (1992); González (1995, 1996)].

$$\begin{aligned} U_{i1} &= \bar{U}_{i1} + \varepsilon_{i1} = X_i \beta_1 + \varepsilon_{i1} \\ U_{i0} &= \bar{U}_{i0} + \varepsilon_{i0} = X_i \beta_0 + \varepsilon_{i0} \end{aligned} \quad [2]$$

donde $\bar{U}_{i1}$ y $\bar{U}_{i0}$ son, para cada hogar, las utilidades medias asociada a cada una de las alternativas, que pueden determinarse a partir de los datos muestrales del conjunto de variables explicativas X_i ; β_1 y β_0 son los parámetros asociados a las variables explicativas de cada opción; y ε_{i1} y ε_{i0} son las perturbaciones aleatorias de cada posibilidad, que engloban todas aquellas variables no observables que hacen diferente el comportamiento individual de cada hogar respecto al comportamiento medio de todo el conjunto, y se suponen tales que:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{i1} &\rightarrow N(0, \sigma_{\varepsilon_1}^2) \\ \varepsilon_{i0} &\rightarrow N(0, \sigma_{\varepsilon_0}^2). \end{aligned} \quad [3]$$

Así, la elección del hogar i ante la utilidad que le reporta poseer seguro privado de enfermedad frente a la asociada a no tenerlo, será:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{i1} > U_{i0} \\ 0 & \text{si } U_{i1} \leq U_{i0} \end{cases} \quad [4]$$

De este modo, la probabilidad de que el hogar i opte por disfrutar de cobertura privada de enfermedad, se puede expresar de tal forma que:

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= P(U_{i1} > U_{i0}) = P(X_i \beta_1 + \varepsilon_{i1} > X_i \beta_0 + \varepsilon_{i0}) = \\ &= P(\varepsilon_{i0} - \varepsilon_{i1} < X_i (\beta_1 - \beta_0)) = P(\varepsilon_i < X_i \beta) = F(X_i \beta), \end{aligned} \quad [5]$$

donde ε_i representa la diferencia entre las perturbaciones aleatorias de cada alternativa y β se refiere a la diferencia entre los parámetros de las variables explicativas de cada opción.

El modelo *probit* se caracteriza por utilizar como función de distribución la correspondiente a una normal estándar:

$$F(X_i \beta) = \Phi(X_i \beta) = \Phi(Z_i) = \int_{-\infty}^{Z_i} \phi(s) ds, \quad [6]$$

donde:

$$\phi(s) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} e^{-\frac{s^2}{2}} \quad [7]$$

es la función de densidad de la distribución normal y s es una variable «muda» de integración con media cero y varianza uno⁵.

El modelo *probit* estima, pues, la probabilidad para el hogar i de disponer de cobertura privada de enfermedad:

$$\hat{Y}_i = \hat{P}_i = \hat{P}(X_i = 1) = F(X_i \hat{\beta}) = \Phi(X_i \hat{\beta}). \quad [8]$$

En este modelo, los parámetros estimados no determinan directamente el efecto marginal de las variaciones de las variables exógenas X_k sobre la probabilidad (como ocurriría en un modelo lineal). Su signo y magnitud, no obstante, sí resultan indicativos del sentido del cambio y de la relevancia de dichas variaciones. En el caso de las variables cuantitativas, el efecto marginal resulta del producto de la función de densidad de la distribución normal estándar en un punto (hogar) determinado y el parámetro correspondiente:

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_{ki}} = \frac{\partial \Phi(X_i \beta)}{\partial X_{ki}} = \phi(X_i \beta) \beta_k. \quad [9]$$

La probabilidad es función de los valores de todas y cada una de las variables explicativas, así como de sus coeficientes en aquella observación (hogar) donde se estudie. Por esta razón, para obtener un valor representativo de los efectos marginales, éstos se evalúan para los valores medios de los regresores.

Si X_k es una variable ficticia o *dummy*, que es lo que ocurre con la mayoría de las variables explicativas de nuestra modelización, el análisis de su efecto marginal o efecto medio sobre la probabilidad, se realiza a través de la diferencia de los valores proporcionados por:

$$E[Y_i | X_{ki} = 1] \text{ y } E[Y_i | X_{ki} = 0]. \quad [10]$$

La estimación del modelo se lleva a cabo mediante el método de máxima verosimilitud, que proporciona estimadores consistentes y asintóticamente eficientes.

Para contrastar la significatividad individual de cada parámetro (y, en consecuencia, de la variable explicativa correspondiente) se emplea el test de Wald mediante la utilización del estadístico z , tipificación del estadístico propio de este test, que sigue una distribución normal.

⁵ La variable s , por tanto, puede tomar cualquier nombre o valor, siempre que verifique las condiciones que se le imponen.

En este tipo de modelos, el habitual coeficiente de determinación R^2 no resulta válido como medida de bondad del ajuste. En su lugar, se han desarrollado otras alternativas, tales como el estadístico de máxima verosimilitud restringido (LR), el R^2 de McFadden, el Pseudo- R^2 de predicción y el test de Hosmer-Lemeshow (1989)⁶. Junto a estas medidas, también se emplean los denominados estadísticos de «pérdida de información»: Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, que sugieren que el modelo es tanto mejor cuanto menor es el valor de los mismos.

En cuanto al contraste de la homoscedasticidad de la perturbación aleatoria, en este tipo de modelos puede aplicarse el test de Davidson y McKinnon (1993). Éste consiste en estimar por mínimos cuadrados ordinarios la siguiente ecuación auxiliar:

$$\frac{Y_i - \hat{P}_i}{\sqrt{\hat{P}_i(1 - \hat{P}_i)}} = \frac{\phi(X_i\hat{\beta})}{\sqrt{\hat{P}_i(1 - \hat{P}_i)}} X_i\beta^* + \frac{\phi(X_i\hat{\beta})(X_i\hat{\beta})}{\sqrt{\hat{P}_i(1 - \hat{P}_i)}} S_i\beta^{**}, \quad [11]$$

donde S_i representa el regresor o combinación lineal de regresores que se sospecha que son generadores de la heteroscedasticidad. De esta ecuación, se toma su suma de cuadrados explicados, la cual se distribuye asintóticamente según una Chi-cuadrado con un número de grados de libertad igual al número de regresores que conforman S_i . La hipótesis nula en este contraste implica homoscedasticidad, en tanto que la hipótesis alternativa conlleva asumir la existencia de un problema de heteroscedasticidad.

Respecto al análisis de posibles problemas de endogeneidad en el modelo, éste podría llevarse a cabo mediante el test de Hausman (1978), a través de la introducción en la estimación del modelo de los residuos resultantes de una regresión auxiliar previa entre la variable potencialmente causante de problemas de endogeneidad y el resto de variables explicativas del modelo⁷.

⁶ La idea subyacente en este test consiste en comparar el ajuste de los valores esperados con los valores reales por «grupos». En concreto, el test se fija en los valores estimados por el modelo y los valores reales, respecto a la alternativa 1. Y mide la diferencia entre ambos no de modo global para toda la muestra, sino dividiendo ésta en J grupos iguales (normalmente 10). Es deseable, por tanto, que la suma de estas diferencias (recogida por el estadístico de Hosmer-Lemeshow, H-L) tienda a cero, siendo ésta la hipótesis nula. El estadístico H-L se comporta según una distribución Chi-cuadrado con $J - 2$ grados de libertad.

⁷ Este proceso se puede probar para cada una de las variables que pueden ser causantes de esta distorsión. La presencia de endogeneidad en el modelo puede dar lugar a estimaciones sesgadas e inconsistentes.

3.3. Descripción de la base de datos

La realización de una investigación empírica requiere la utilización de una completa base de datos. En el presente trabajo se han empleado los datos de España del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE); en concreto, los correspondientes al año 1998. Esta encuesta es elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) dentro de un plan de actuación de la Oficina Estadística de la Unión Europea (Eurostat). Pertenece al conjunto, cada vez más completo, de operaciones estadísticas existentes armonizadas para los países de la UE. Como señala su metodología⁸, la realización de esta estadística obedece al interés de la Comisión Europea de disponer de un instrumento estadístico de primer orden (nunca un sistema estadístico había dispuesto de un panel fijo y armonizado de esta dimensión: unos 70.000 hogares para toda la UE) para el seguimiento de la cohesión social en el territorio de su ámbito, el estudio de las necesidades de la población y del impacto de las políticas sociales y económicas sobre los hogares y las personas, así como para el diseño de nuevas políticas. Tras varios estudios, en 1993 tuvieron lugar dos oleadas de una prueba piloto, para plantear en 1994 el primer ciclo de un panel para el que, en el momento presente, se dispone ya de los 7 primeros ciclos: de 1994 a 2000 (si bien, en el primero existen diversas cuestiones que son tratadas de manera distinta que en el resto de ciclos).

El PHOGUE considera dos unidades básicas de observación y análisis: los hogares privados que residen en las viviendas familiares principales seleccionadas en la muestra y las personas adultas (de 16 ó más años) integrantes de tales hogares.

La información proporcionada es esencialmente de carácter socio-demográfico y económico: ingresos del hogar y de las personas adultas, composición de los hogares, edad de los integrantes, estado civil, nivel de estudios, información de tipo laboral, condiciones y equipamiento de la vivienda, relaciones sociales, trayectoria migratoria..., y una serie de variables sobre la salud y utilización sanitaria de los individuos adultos, que resultan de indudable valor para la realización de multitud de análisis en el ámbito de la Economía de la Salud, como el que aquí se lleva a cabo.

Los datos de 1998 contienen información relativa a 5.476 hogares y a las 13.779 personas adultas que los conforman.

El ámbito geográfico de la encuesta lo constituye todo el territorio del Estado español, con excepción de las Ciudades Autónomas de Ceuta y Melilla.

Tras un minucioso análisis de la descripción que ofrece el PHOGUE sobre las distintas variables que contiene, se han seleccionado inicialmente 45. De ellas, 35 pertenecen al Fichero de Personas adultas, donde se describen las características de

⁸ La metodología completa del PHOGUE puede consultarse en la página web del INE: www.ine.es

éstas, y 10 son del Fichero de Hogares, que complementan la información anterior. Estas variables se han clasificado de acuerdo con la estructura que se muestra en la Tabla 1.

Tabla 1. Grupos de variables empleados en la investigación

Grupos	Variables o conjunto de variables
Socio-demográficas	Edad Sexo Estado civil Nivel de estudios Lugar de residencia
Socio-laborales	Situación de actividad Dedicación al trabajo Tipo de ocupación Sector de actividad del establecimiento de trabajo Tamaño del establecimiento de trabajo Titularidad del establecimiento de trabajo
Económicas	Nivel de renta del hogar
Salud	Estado de salud Utilización de servicios y recursos sanitarios Salud en el trabajo Cobertura aseguradora Hábitos de vida
Propias del hogar	Composición del hogar
Socio-ambientales	Relaciones sociales

Las variables recogidas en los tres primeros grupos –Socio-demográficas, Socio-laborales y Económicas– resultan suficientemente reconocibles por su propio nombre⁹. En cuanto a los otros grupos de variables –Salud, Propias del hogar y Socio-ambientales–, cabe realizar en este punto algún breve comentario sobre sus respectivos contenidos.

En el caso de las variables del grupo Salud, cuando se habla del «Estado de salud» se consideran la auto-valoración del estado de salud por parte de los encuestados, la existencia de enfermedades crónicas, así como también la de causas que impiden el

⁹ De cualquier forma, como se verá más adelante, la mayoría de ellas han resultado significativas en la especificación final del modelo de demanda que se propone, comentándose entonces de forma precisa su significado y repercusión.

desarrollo de sus actividades diarias por alguna enfermedad o deficiencia crónicas. «Utilización de servicios y recursos sanitarios» por su parte, se refiere al hecho de si los encuestados han precisado ser hospitalizados durante el periodo de referencia, recogiendo en su caso el número de días de tal circunstancia; asimismo, se consideran en este apartado el número de consultas realizadas a médicos de medicina general, a médicos especialistas y a dentistas. La «Salud en el trabajo» recoge el número de días de baja laboral por enfermedad (se excluyen expresamente las bajas por embarazo en el caso de las mujeres). La «Cobertura aseguradora» considera de manera separada la cobertura médica de carácter público y de carácter privado, especificándose en éste último caso, además, quién efectúa el pago de dicha cobertura (el individuo directamente o bien su empleador) y la cuantía que supone. En cuanto al epígrafe «Hábitos de vida», éste refleja el hecho de si los encuestados fuman o no y, en caso positivo, se cuantifica.

El grupo de variables Propias del hogar recoge, básicamente, la «Composición del hogar»: número de miembros integrantes, estructura de edades y tipo de familia atendiendo al estado civil de sus personas adultas principales.

Por último, dentro del grupo de variables que se podrían denominar Socio-ambientales, se encuadran las variables de «Relaciones sociales». Éstas hacen referencia a la pertenencia a algún tipo de asociación (club deportivo o de recreo, partido político o alguna organización social) de los encuestados, así como al hecho de si se relacionan o no, y con qué frecuencia, tanto con sus vecinos como con sus familiares.

3.4. Definición de la unidad de análisis y de la variable dependiente

Como ya se ha señalado anteriormente, el hogar constituye la unidad de análisis de la presente investigación, pues se considera generalmente que la decisión de adquirir una póliza de enfermedad de carácter privado ocurre en este ámbito. Sin embargo, se tropieza con una dificultad inicial. Las variables de carácter socio-económico y demográfico y de salud vienen recogidas en el PHOGUE en el Fichero de Personas adultas, no en el de Hogares, por lo que se debe adoptar algún criterio que permita «enlazar» dicha información personal con los hogares de pertenencia. En este sentido, el criterio habitualmente utilizado es escoger un «representante» del hogar, aquella persona con capacidad de decisión en el mismo: el «sustentador o persona principal». En el caso del PHOGUE, se ha elegido la denominada «persona de referencia del hogar». Una vez seleccionada ésta, se consideran, por una parte, sus características personales más relevantes y, por otra, ciertas características relativas al hogar.

Así, en concreto, se ha tomado la información individual de la persona de referencia relativa a las variables «Edad», «Sexo», «Estado civil», «Nivel de estudios», «Lugar de residencia», «Situación de actividad», «Dedicación al trabajo», «Tipo de ocupación», «Sector de actividad del establecimiento de trabajo», «Tamaño del estable-

cimiento de trabajo», «Titularidad del establecimiento de trabajo» y «Relaciones sociales»; y en cuanto al hogar, se ha tomado la información sobre su «Nivel de renta» y «Composición».

Respecto a las variables del grupo Salud, se han adoptado los siguientes criterios. En lo que se refiere a la «Salud en el trabajo» (días de baja laboral) y «Hábitos de vida» (tabaquismo), se ha utilizado la información individual de la persona de referencia; pero en relación al «Estado de salud» y la «Utilización de servicios y recursos sanitarios» pueden surgir importantes dudas. Una posibilidad sería adoptar la información propia de la persona principal del hogar; no obstante, con esta solución tal vez se estuviese infravalorando el estado de salud general de la familia y su consumo sanitario¹⁰, ya que el cabeza de familia, por su posición, es probable que goce de un buen estado de salud y, consecuentemente, realice un menor consumo de estos recursos. Obviar la valiosa información contenida en estas variables procedente del resto de miembros del hogar que son encuestados, no parece la opción más adecuada; por esta razón, tras laboriosos cruces entre los distintos ficheros de la base de datos a través de sus identificadores individuales¹¹, se ha introducido ésta en el análisis en lugar de la información correspondiente a la persona principal del hogar. Esta consideración representa uno de los puntos esenciales de nuestra investigación.

Por último, en lo que se refiere a la última variable que resta por comentar, la «Cobertura aseguradora», es preciso hacer algunas precisiones adicionales. Este análisis se centra únicamente en aquellas personas de referencia que trabajan, lo cual aparece indicado en la variable «Situación de actividad»; con ello, se supone que poseen recursos suficientes con los que pueden afrontar la adquisición de un seguro privado de enfermedad¹². Asimismo, en ocasiones las empresas suscriben con las aseguradoras pólizas colectivas (de grupo) que luego ofrecen a sus empleados, con

¹⁰ Siempre considerando a sus miembros de 16 ó más años de edad.

¹¹ Dichos cruces informáticos entre las variables de identificación relativas a las personas adultas y los hogares en las respectivas bases de datos del PHOGUE han permitido «reconstruir» cada hogar, identificando así a sus integrantes; de este modo, mediante la creación de una nueva variable, se ha podido posteriormente asignar el conjunto de toda la información individual de éstos a la persona de referencia del hogar respectivo.

¹² Como ocurre en investigaciones similares [González (1995, 1996), por ejemplo], resulta normal pensar que, en general, las personas principales inactivas (dedicadas a las labores del hogar, estudiantes o jubiladas) pueden tener más dificultades para afrontar un gasto de este carácter. Cabe pensar, sin embargo, que entre las personas jubiladas puede haber individuos con capacidad suficiente para hacer frente a este tipo de seguro; no obstante, sabido es que a esa edad, por la gran morbilidad que comporta, difícilmente se puede acceder a una póliza de seguro privado, bien por su alto coste o porque, directamente, las compañías aseguradoras se niegan a emitir nuevas pólizas [Rodríguez (1988), Mossialos, Thomson *et al.* (2002)]. También es posible que existan personas jubiladas que ya disfruten de póliza privada antes de alcanzar tal condición, pero se ha decidido no considerar este caso en aras a la obtención de conclusiones más generales.

mayor o menor grado de obligatoriedad; en la medida en que el interés de la presente investigación se centra en la demanda de seguro privado que provenga de una decisión voluntaria por parte de los hogares, el estudio se ciñe sólo a las pólizas pagadas de forma privada y directa por éstos. Finalmente, dado que en España poseer un seguro privado de enfermedad supone en la práctica disfrutar de doble cobertura, se han desechado aquellos hogares (0,1%) en los que ninguno de sus integrantes posee cobertura pública.

Todos estos aspectos han conducido, en definitiva, a delimitar la unidad final de análisis de nuestra investigación: aquellos hogares, estudiados a través de su persona de referencia, en los que ésta trabaja y donde, caso de disponerse de cobertura privada de enfermedad, se contrata de manera voluntaria, pese a disfrutarse de cobertura pública. La consideración de estos aspectos, junto a la depuración de algunos datos perdidos¹³ y de otros extraños¹⁴, lleva finalmente a considerar una población de 3.075 hogares. De éstos, el 9,8% disfruta de seguro privado voluntario de enfermedad.

Puesto que el objetivo de la presente investigación es estudiar los principales factores que determinan la disponibilidad de un seguro privado de enfermedad en el hogar, la variable dependiente hace referencia a si la persona de referencia es titular, o bien si es beneficiaria, de un seguro privado de enfermedad dentro del hogar. Este aspecto es recogido de forma separada en la información original del PHOGUE. En esta investigación se ha construido una nueva variable que aúna la ocurrencia de cualquiera de las dos circunstancias; de este modo no sólo se recoge su situación personal, sino también si en su hogar se disfruta de este tipo de cobertura. Esta variable se ha denominado en el presente análisis SEGPRIV.

4. ESTIMACIÓN DEL MODELO Y ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

Se han llevado a cabo innumerables especificaciones de nuestro modelo para estimar la probabilidad de que un hogar en España disponga de cobertura privada de enfermedad de manera voluntaria. La Tabla 2 refleja el ajuste finalmente seleccionado¹⁵ por la significatividad de sus variables (para $p < 0,05$) y por la bondad del ajuste

¹³ Dado que las variables del grupo Salud son esenciales en este análisis, no se han tenido en cuenta aquellos registros que presentan falta de información en alguna de estas variables.

¹⁴ Destaca la existencia de algunos datos que ofrecen cifras de ingresos absolutamente irreales. La infra-declaración de los ingresos es uno de los principales problemas que aparecen en las grandes encuestas, como también se apunta en Rodríguez (1988) y González (1995, 1996) en relación a la EPF.

¹⁵ Junto con el valor de los coeficientes de regresión de las variables explicativas, se han integrado también en esta tabla los valores calculados de los correspondientes efectos marginales.

reflejada, tanto por los valores de los estadísticos de pérdida de información (Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn), que han mostrado mejores valores (menores) que otras especificaciones, como por los valores del R^2 de McFadden, del Pseudo- R^2 de

Tabla 2. Estimación de la demanda de seguro privado de enfermedad

Variable dependiente: SEGPRIV					
Modelo: probit binario					
Estimación: máxima verosimilitud					
Número de observaciones: 3.075					
Variable	Coficiente	Efecto marginal	Error estándar	Estadístico z	P-valor
C	-8,291774	-1,0128	1,030917	-8,043107	0,0000
EDAD	0,019015	0,0023	0,003812	4,988792	0,0000
SOLTERO	0,234091	0,0318	0,090340	2,591218	0,0096
PRIMARIO	0,784768	0,0269	0,373086	2,103453	0,0354
ESTUDFP	1,229174	0,0734	0,382412	3,214266	0,0013
SECUNDAR	1,315992	0,0868	0,372738	3,530610	0,0004
SUPERIOR	1,554909	0,1323	0,377445	4,119563	0,0000
MADRID	0,521377	0,0749	0,101132	5,155420	0,0000
ESTE	0,463867	0,0638	0,078132	5,936981	0,0000
AUTONOMO	0,632297	0,1004	0,090070	7,020038	0,0000
HORATRAB	0,007071	0,0009	0,003075	2,299113	0,0215
EMPADM	0,261675	0,0379	0,125899	2,078450	0,0377
EMP519	0,223964	0,0291	0,088928	2,518473	0,0118
EM100499	0,232689	0,0304	0,112614	2,066249	0,0388
LNINGHOG	0,276098	0,0337	0,065855	4,192503	0,0000
MALASALH	-0,288636	-0,0303	0,118989	-2,425738	0,0153
CMGE10_H	-0,186829	-0,0215	0,090157	-2,072262	0,0382
CMES69H	0,254551	0,0346	0,106062	2,400028	0,0164
CMES10_H	0,259590	0,0354	0,110955	2,339587	0,0193
CONDENTH	0,014103	0,0017	0,006796	2,075054	0,0380
Media de la var. dependiente	0,097886	Estadístico de Akaike		0,546070	
Desv. estándar var. dependiente	0,297209	Estadístico de Schwarz		0,585296	
Log. función verosimilitud	-819,5826	Estadístico de Hannan-Quinn		0,560162	
Log. función verosimilitud restr.	-985,2714	R ² de McFadden		0,168166	
Estadíst. verosimilitud restr. (LR)	331,3775				
Grados de libertad	19				
P-valor del estadístico LR	0,000000				
Evaluación de las predicciones (para un umbral C = 0,5)					
Predicciones correctas para las observ. con var. dependiente = 0	2.769	Predicciones correctas para las observ. con var. dependiente = 1		18	
Pseudo-R ² (%)	90,63				
Test de bondad del ajuste de Hosmer-Lemeshow					
Estadístico de Hosmer-Lemeshow (H-L)	7,8770				
Grados de libertad	8				
P-valor del estadístico (Chi-cuadrado)	0,4456				

evaluación de la predicción y la aceptación de la hipótesis nula del test de Hosmer-Lemeshow.

Asimismo, la realización del contraste de Davidson y McKinnon (1993) para las distintas variables potencialmente causantes de problemas de heteroscedasticidad en el vector de perturbaciones aleatorias del modelo, conduce finalmente a la aceptación de la hipótesis de homoscedasticidad¹⁶.

En cuanto al análisis de la endogeneidad, la aplicación del test de Hausman ha confirmado este hecho en relación a las variables de salud y de utilización de recursos sanitarios. Esto constituye una limitación habitual en este tipo de modelos.

Cabe reseñar que algunas variables de las seleccionadas inicialmente han evidenciado, en mayor o menor medida, su falta de significatividad en las distintas especificaciones realizadas, por lo que finalmente se ha optado por obviarlas.

La mayoría de las variables seleccionadas son de carácter cualitativo, o bien cuantitativo que han sido agrupadas por intervalos, por lo que su entrada en el modelo se realiza a través de variables ficticias que reflejan las distintas categorías o intervalos definidos¹⁷.

Los principales resultados que se obtienen a partir de esta estimación son:

- La «Edad» de la persona de referencia del hogar (EDAD) muestra una relación creciente con la demanda de seguro privado de enfermedad¹⁸.
- El «Estado civil» de la persona de referencia también resulta significativo. En este sentido, la única categoría que presenta un comportamiento diferenciado, y favorecedor, es la de «Soltero» (SOLTERO) frente al resto de categorías: «Casado», «Separado o Divorciado» y «Viudo». Los solteros muestran, por término medio, un 3,18% más de probabilidad de adquirir una póliza privada de enfermedad que el conjunto del resto de categorías.

¹⁶ En este sentido, las variables que habitualmente generan este tipo de problemas son las de carácter cuantitativo; las más proclives a ello serían en este caso, por tanto, la variable relativa a la renta familiar (LNINGHOG), la edad de la persona principal del hogar (EDAD) o, incluso, las horas de trabajo de ésta (HORATRA). Los valores de las sumas de cuadrados explicados obtenidos a partir de las respectivas regresiones auxiliares correspondientes a cada una de ellas en este test han sido: 2,500; 2,100 y 2,401. Dado que para un nivel de significación $\alpha = 5\%$, el valor crítico de la distribución Chi-cuadrado con 1 grado de libertad es 3,84, en todos los casos se aceptaría entonces la hipótesis nula de homoscedasticidad. De cualquier forma, el test también se ha probado con el resto de variables, habiéndose obtenido siempre la misma conclusión.

¹⁷ La introducción de las variables ficticias se realiza de forma aditiva, evitando de este modo problemas que pueden plantearse cuando se incluyen términos de interacción [Ronis y Kimberly (1988)]. Ello acrecentaría el número de variables del modelo, disminuyendo por tanto sus grados de libertad, y dificultaría en buena parte de los casos, además, la interpretación concreta de cada uno de los coeficientes estimados. Puesto que el modelo, tal como se ha planteado, ha dado lugar a resultados satisfactorios, se ha optado por utilizar la especificación aditiva.

- El máximo «Nivel de estudios» alcanzado por la persona de referencia es una de las variables más significativas de nuestro modelo. Partiendo de «Analfabeto o sin estudios» como categoría base, todas las demás se han mostrado como significativas: «Estudios primarios» (PRIMARIO), «Estudios de Formación Profesional» (ESTUDFP), «Estudios secundarios» (SECUNDAR) y «Estudios superiores» (SUPERIOR). La conclusión es clara: la probabilidad de que un hogar disponga de seguro privado de enfermedad crece conforme lo hace el nivel educativo de su persona principal. Así, la estimación (en los valores medios del resto de variables) de esta probabilidad para las personas sin estudios es del 0,40%; para los que poseen estudios primarios, un 2,69% más, es decir, del 3,09%; si se tiene formación profesional, entonces es del 7,74%; la cifra alcanza el 9,08% para aquéllos con educación secundaria; y finalmente, la probabilidad de tener seguro para los titulados universitarios se sitúa en el 13,63%. La importancia de esta variable en esta cuestión también es reseñada por González (1995, 1996), Vera (1999) y López i Casanovas (1999).

- El «Lugar de residencia» de la persona de referencia (y también, se supone, del hogar) es, asimismo, otra variable muy relevante. El PHOGUE únicamente ofrece a este respecto la Región (NUTS-1) de residencia; ésta se corresponde en la mayoría de los casos con agrupaciones de varias Comunidades Autónomas del Estado español. En este sentido, las únicas que han resultado significativas son la «Región de Madrid» (MADRID) y la «Región Este» (ESTE). La primera, coincide con la Comunidad Autónoma de Madrid, y la segunda, se refiere a las Comunidades Autónomas de Cataluña, la Comunidad Valenciana y las Islas Baleares. Residir en estas regiones supone un notable incremento de la probabilidad de poseer un seguro sanitario privado frente al resto del territorio nacional; en concreto, como media, un 7,49% más en el caso de la «Región de Madrid» y un 6,38% si se hace referencia a la «Región Este»¹⁹. Esta circunstancia también se indica en González (1995, 1996), Costa y García (2000) y Rodríguez (2001).

- En cuanto a la «Situación de actividad» de la persona de referencia del hogar, la categoría «Autónomo» (AUTONOMO), que se refiere a empresarios y trabajadores independientes, se ha revelado como fuertemente significativa y de carácter positivo frente al resto. La probabilidad, evaluada en los valores medios de las restantes variables explicativas, para los asalariados y el resto de trabajadores activos de disponer de póliza sanitaria privada es del 4,61%, mientras que para los autónomos la

¹⁸ Se han llevado a cabo otras estimaciones donde se ha tomado esta variable elevada al cuadrado. Si bien en trabajos como el de González (1995, 1996), donde se utiliza la EPF 1990-1991, resulta significativa, en nuestro caso no ha sido así.

¹⁹ Existe una importante tradición aseguradora tanto en Madrid, como en Cataluña y Baleares, donde es aún mayor. La cifra de la «Región Este» se ve aquí, sin embargo, disminuida por incluir también a la Comunidad Valenciana, donde esta tradición es menor.

probabilidad es un 10,04% superior, alcanzando así el 14,65%. La justificación de este hecho hay que encontrarla, muy posiblemente, en la mayor valoración del coste-tiempo que realizan estos individuos. Los ingresos de un autónomo dependen directamente de su trabajo, con lo que la pérdida de tiempo que puede suponer acudir al sistema sanitario público, en forma de listas de espera y «filtros» para visitar a médicos especialistas, puede resultarle una traba que la posesión de un seguro privado le permite salvar. Por esto, parece lógico que se dé el comportamiento que evidencia nuestro análisis y que se ve reforzado por lo indicado en otros trabajos, como los de Boaz y Muller (1989), Krief (1994), González (1995, 1996) y Vera (1999).

- La variable HORATRAB (número de horas total trabajadas a la semana) refleja, lógicamente, la «Dedicación al trabajo» y también se ha mostrado significativa. Su relación con la posesión de cobertura privada de enfermedad es positiva. Parece lógico: a mayor número de horas, mayores ingresos normalmente y menor tiempo libre disponible.

- Dentro de la variable referente al «Tipo de ocupación», la categoría de «Empleados de tipo administrativo» (EMPADM) ha revelado su significatividad frente al resto, siendo su influencia positiva sobre la disponibilidad de seguro privado; en concreto, la probabilidad media de demanda de un seguro de estas características es en este caso un 3,79% superior a la del resto de ocupaciones. La importancia de la ocupación es puesta de relieve también por otros estudios como los de González (1995, 1996) y Vera (1999). En cuanto a la significatividad concreta que presenta la categoría referida, ésta podría residir en el estrecho contacto personal que se da en general en los trabajos de este tipo. Como han puesto de manifiesto otras investigaciones [Padilla (1994)], el efecto «boca a boca» constituye un elemento fundamental en la publicidad e incremento de la demanda, así como en el mantenimiento de clientelas, del seguro privado de enfermedad.

- Para concluir con las variables de tipo laboral, el «Tamaño del establecimiento de trabajo» donde trabajan las personas de referencia del hogar (considerado a través de su número de empleados asalariados) ha sido otra de las variables relevantes en nuestras estimaciones. Su presencia se hace notar a través de dos categorías: «De 5 a 19 empleados» (EMP519) y «De 100 a 499 empleados» (EM100499). El signo de ambas es positivo respecto a la posesión de un seguro privado de enfermedad, siendo la influencia de la segunda superior a la de la primera (aunque presenta menor significatividad), lo cual nos sugiere que la probabilidad de tener seguro aumenta con el tamaño de la empresa. De cualquier forma, cabe indicar que a nivel de análisis descriptivo [Ordaz (2004)], el comportamiento de esta variable no resulta claro.

- La significatividad de los ingresos netos anuales del hogar («Nivel de renta del hogar»), considerándolos como variable cuantitativa a través de su logaritmo (LNINGHOG), es evidente. La relación, obviamente, es positiva: mayores posibilidades económicas del hogar se asocian indisolublemente a una mayor probabilidad de disfrute de cobertura sanitaria privada (Tabla 3). La elasticidad renta para el segu-

ro privado de enfermedad es igual a 0,034. Este dato corrobora el hecho de que puede considerarse como un bien normal y coincide con las estimaciones ofrecidas por otros estudios que señalan que es positiva y que no supera el valor de 0,5 [Viscusi y Evans (1990); o González (1995, 1996), donde se muestra un valor de 0,05]. Este valor de la elasticidad puede parecer pequeño si se considera de forma aislada; no obstante, hay que tener presente la oposición existente en España a adquirir un seguro de estas características, por cuanto existe cobertura pública universal, por la que además se paga de manera obligatoria. Disponer de un seguro privado de enfermedad supone tener doble cobertura y pagar, por tanto, un gasto adicional que no resulta estrictamente necesario.

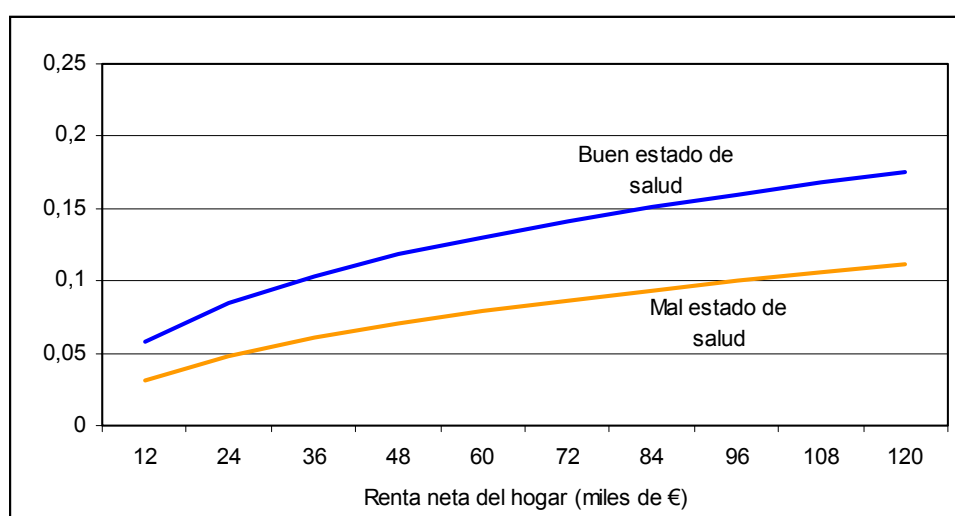
Tabla 3. Probabilidad estimada de disponibilidad de cobertura privada de enfermedad según ingresos netos anuales totales del hogar (valores medios de cada quintil)

Ingresos netos anuales totales del hogar (€)	Probabilidad estimada (%)
7.226 (quintil 1)	3,97%
11.894 (quintil 2)	5,30%
16.019 (quintil 3)	6,25%
21.352 (quintil 4)	7,29%
36.105 (quintil 5)	9,52%

- Respecto a las variables del grupo Salud, éstas resultan fundamentales en el presente análisis. Existen otros estudios que introducen variables relativas al estado de salud como determinantes de la demanda de seguro privado de enfermedad [Szabó (1997), Vera (1999) o Costa y García (2000)], en los que se obtienen pequeños o nulos efectos en comparación con el que ejercen otras variables. No sucede aquí lo mismo, sin embargo. La primera variable de este grupo (por orden de introducción en el modelo) que aparece como relevante es MALASALH, que se refiere a si en el hogar hay al menos 1 persona de 16 ó más años de edad que declara que tiene mala salud. La influencia de esta variable es clara, mostrando una relación inversa con la disponibilidad de seguro privado de enfermedad. El análisis econométrico parece evidenciar el hecho de que las aseguradoras privadas se quedan con los «buenos riesgos», mientras que los «malos riesgos» permanecen en el sistema público. La

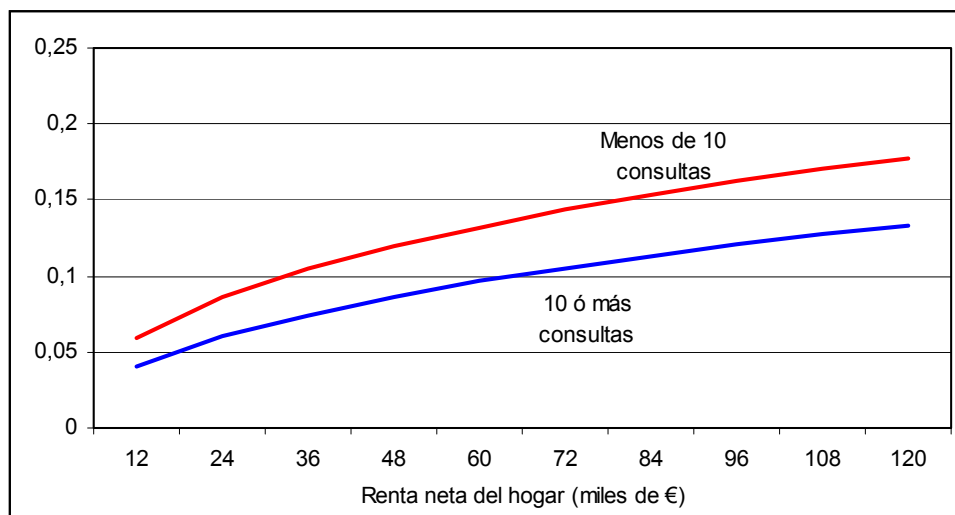
probabilidad de poseer seguro privado de enfermedad es, por término medio, un 3,03% menor si hay alguien en el hogar cuyo estado de salud es deficiente. La Gráfica 1 representa el efecto de esta variable sobre la probabilidad de adquisición de seguro privado de enfermedad, según distintos niveles de renta neta de los hogares.

Gráfica 1. Probabilidad estimada de compra de seguro privado de enfermedad según el estado de salud del hogar, para distintos niveles de renta neta



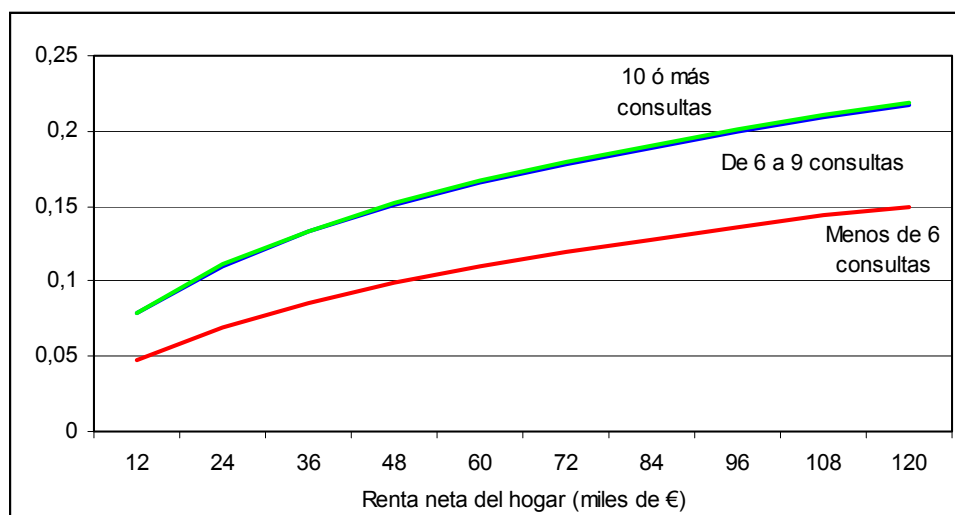
- Otra variable que resulta significativa es el «Número de consultas de medicina general realizadas por el conjunto de miembros del hogar de 16 ó más años de edad durante los últimos 12 meses». Lo hace a través de su categoría mayor, la de «10 ó más consultas» (CMGE10_H), y con signo negativo. La probabilidad de tener seguro privado es, como media, un 2,15% menor en el caso de que en el hogar se acuda 10 ó más veces a este tipo de consultas, respecto al resto de categorías (Gráfica 2). De ello se podrían extraer dos conclusiones: por un lado, que para la atención primaria parece que los hogares no creen precisar de cobertura suplementaria y, por otro, que una vez más se evidencia lo indicado sobre los «malos riesgos» que puede estar soportando la sanidad pública.

Gráfica 2. Probabilidad estimada de compra de seguro privado de enfermedad según el número de consultas del hogar a médicos de medicina general en los últimos 12 meses, para distintos niveles de renta neta



- El «Número de consultas a un médico especialista realizadas por el conjunto de miembros del hogar de 16 ó más años de edad durante los últimos 12 meses» ha resultado también relevante. Las variables ficticias que recogen los valores de «6-9 consultas» (CMES69H) y de «10 ó más consultas» (CMES10_H), muestran una relación positiva con la posesión de un seguro privado (Gráfica 3). Ello indica, obviamente, cómo el seguro privado es escogido en buena medida para eludir el «filtro» que supone el sistema público con este tipo de consultas. Éste es, sin duda, uno de los grandes atractivos de la cobertura privada. Pero por otra parte, la fuerte relación existente entre el número de consultas al especialista y el seguro privado puede quizás estar sugiriendo también algún tipo de abuso y/o de sobreconsumo inducido por los propios facultativos [Evans (1974), Carlsen y Grytten (2000) y Bickerdyke *et al.* (2002)].

Gráfica 3. Probabilidad estimada de compra de seguro privado de enfermedad según el número de consultas del hogar a médicos especialistas en los últimos 12 meses, para distintos niveles de renta neta



- Por último, la variable relativa al «Número de consultas al dentista realizadas por el conjunto de los miembros del hogar de 16 ó más años de edad durante los últimos 12 meses» (CONDENTH), se muestra también como significativa. Los gastos derivados de estas consultas suelen ser elevados, por lo que los individuos (sobre todo aquéllos que sepan que van a precisar de estos servicios) pueden sentirse atraídos por asegurarse frente a ellos [Ordaz, Murillo y Guerrero (2004)]. Las pólizas bucodentales suelen tener un carácter complementario respecto a las pólizas de atención sanitaria básica. En muchas ocasiones no se pueden contratar de manera aislada, formando así parte de las pólizas más completas y, consiguientemente, más caras del mercado. Por cada consulta al dentista, la probabilidad de disponer de cobertura privada crece un 0,17%.

5. CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

El objetivo fundamental del presente trabajo consiste en establecer un modelo de demanda de seguro privado de enfermedad de los hogares españoles, poniendo de manifiesto los principales factores determinantes de la misma. En este sentido, se ha prestado una especial atención al papel que desempeñan las variables que hacen referencia a la salud y la utilización sanitaria de los hogares.

Para la realización de esta tarea, se ha utilizado como base estadística los datos de España de 1998 del PHOGUE. Se ha elegido esta base por su gran riqueza informativa en aspectos socio-demográficos, económicos y también de tipo sanitario, así como por su potencial para futuras investigaciones de tipo panel de datos y de comparación con datos de otros países del ámbito de Eurostat.

Nuestra unidad de análisis es el hogar, el cual es considerado a través de su «persona de referencia». En concreto, la investigación se ha fijado en aquellos hogares cuyas personas de referencia trabajan, disfrutan de cobertura sanitaria pública y están en disposición de adquirir una póliza de seguro privado de enfermedad de manera voluntaria (se excluyen, pues, las pólizas de grupo).

Los datos de las distintas variables explicativas que se han tomado en el análisis corresponden en general a la persona de referencia del hogar (edad, estado civil, nivel de estudios, lugar de residencia, situación laboral...), o bien de manera evidente al hogar (nivel de renta y composición del mismo). Sin embargo, en lo que a las variables del grupo Salud se refiere, no se ha considerado adecuado utilizar directamente en todos los casos los datos de esta persona. En general, su estado de salud y niveles de utilización sanitaria pueden ser muy diferentes a los del conjunto del hogar (considerando sus integrantes a partir de 16 años). Por ello, tomando como punto de partida la información a nivel personal que ofrece el PHOGUE, se ha generado una nueva variable con datos referidos al hogar, que es la que finalmente se ha empleado.

La estimación de la demanda se ha realizado mediante un modelo de elección discreta binaria; en concreto, se ha utilizado el modelo *probit*.

Los resultados obtenidos en esta modelización han revelado que entre los factores que resultan más decisivos en esta cuestión se encuentran la edad de la persona de referencia del hogar, su nivel de estudios, determinadas regiones de residencia, cuestiones laborales, entre las que destaca el hecho de ser empresario o trabajador autónomo, y el nivel de renta del hogar; todos estos factores han sido puestos de manifiesto por otros autores. Pero el presente trabajo ha evidenciado también el importante papel que juegan las variables en materia de salud referidas a todos los miembros adultos que integran el hogar.

La existencia de al menos 1 persona en el hogar de 16 ó más años que declara que su salud es mala y el hecho de acudir en numerosas ocasiones a las consultas de medicina general, se muestran como factores que influyen negativamente en la disponibilidad de cobertura privada de enfermedad. Esta relación no debe sorprender. Las aseguradoras suelen poner trabas a las personas con problemas evidentes de salud (no permitiendo, directamente, que contraten una póliza; o estableciendo una elevada prima), con lo que finalmente permanecen en el sistema público. Ésta es una práctica generalizada en el territorio de la UE. Nuestra investigación parece poner de relieve que el sistema público sanitario atiende a los «malos riesgos», mientras que las aseguradoras privadas se ocupan de los «buenos riesgos».

También resulta muy interesante el hecho de que las consultas a médicos especialistas muestren una relación positiva con el disfrute de cobertura privada. La razón parece clara: en la sanidad pública la atención primaria actúa como filtro ante el usuario para acceder a éstos, mientras que el acceso en la sanidad privada resulta libre; es ésta una de sus principales bazas para captar clientes. Pero esto puede sugerir «algo» más. Dado que la mayor significatividad de esta variable la han mostrado las categorías relativas a un mayor número de consultas, esto lleva a sospechar que pueda quizás existir un cierto sobreconsumo inducido por parte de los facultativos hacia los usuarios y también un cierto abuso por parte de éstos últimos.

Finalmente, las consultas al dentista se han mostrado, asimismo, como relevantes. El motivo lógico puede ser el elevado coste de éstas, que inducen al aseguramiento, pero tal vez también se deba a la mayor concienciación que pueden tener las personas con niveles de estudios y recursos superiores hacia este tipo de atención.

Es preciso señalar, no obstante, las limitaciones que presentan estos tipos de modelos, tales como la existencia de endogeneidad entre las variables de salud y de utilización sanitaria con el seguro privado de enfermedad, o la gran heterogeneidad que puede existir en las decisiones familiares en relación a la cuestión analizada.

Para concluir, cabe reseñar que todos estos factores que se han estudiado, obviamente, no son los únicos que influyen en la demanda de seguro privado de enfermedad. El estudio podría enriquecerse en el futuro con la inclusión de variables que se refieran a la situación del sistema público sanitario, dada la influencia que la marcha de éste tiene sobre este mercado, así como relativas a características diferenciales entre distintos tipos de seguros. Esta información no está disponible, sin embargo, en fuentes estadísticas como el PHOGUE, por lo que debería acudir, en el primero de los casos, a estadísticas de recursos sanitarios propias de los distintos organismos públicos (ya sean a nivel estatal o autonómico) con competencias en materia de sanidad y, en el segundo, muy posiblemente, a las propias aseguradoras para su obtención. Esta última tarea, no obstante, puede resultar en la práctica muy complicada, dada la enorme reserva que en relación a todas estas cuestiones guardan las entidades privadas.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer los comentarios y sugerencias recibidos por parte de los dos evaluadores anónimos, ya que con ello han contribuido a la mejora del artículo presentado.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARROW, K.J. (1963): «Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care», *American Economic Review*, vol. 53, 941-969.
- BICKERDYKE, I.; DOLAMORE, R.; MONDAY, I. y PRESTON, R. (2002): *Supplier-Induced Demand for Medical Services*. Productivity Commission Staff Working Paper, noviembre. Canberra, Australia.
- BOAZ, R. y MULLER, C.F. (1989): «Does Having Time After Retirement Change the Demand for Physician Services?», *Medical Care*, vol. 27, nº 1, enero, 1-15.
- CABRER, B.; SANCHO, A. y SERRANO, G. (2001): *Microeconometría y decisión*. Ed. Pirámide. Madrid.
- CALONGE, S.; GONZÁLEZ, Y. y MURILLO, C. (2004): «Demanda de asistencia sanitaria y aseguramiento: evidencia empírica en España», en Sáez M. y Saurina, C. (eds.): *Jornadas sobre condicionantes de la utilización de los servicios sanitarios de atención primaria*. Consell Social de la Universitat de Girona. Girona.
- CARLSEN, F. y GRYTEN, J. (2000): «Consumer satisfaction and supplier-induced demand», *Journal of Health Economics*, vol. 19 (5), 731-753.
- COSTA, J. (2000): «The Demand for Private Health Insurance in National Health Systems», en *Jornada de Modelización Económica Aplicada*, 30-6-2000. Instituto de Predicción Económica L.R. Klein, Universidad Autónoma de Madrid. Madrid.
- COSTA, J. y GARCÍA, J. (2000): *Demand for Private Health Insurance and Health Care Quality: Which Quality Matters?*, en 9th European Workshop on Econometrics and Health Economics. Amsterdam, Holanda.
- COSTA, J. y GARCÍA, J. (2003): «Demand for private health insurance: how important is the quality gap?», *Health Economics*, vol. 12 (7), julio, 587-599.
- DAVIDSON, R. y MCKINNON, J.G. (1993): *Estimation and inferences in Econometrics*. University Press: Oxford.
- EVANS, R.G. (1974): «Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications», en Perlman, M. (ed.): *The Economics of Health and Medical Care*, 162-173. Londres y Basingstoke: Macmillan Press for International Economics Association.
- GONZÁLEZ, Y. (1995): «La demanda de seguros sanitarios», *Revista de Economía Aplicada*, nº 8 (vol. III), 111-142.
- GONZÁLEZ, Y. (1996): *La demanda de seguro sanitario privado. Una elección bajo incertidumbre*. Secretariado de Publicaciones, Universidad de Valladolid.
- HAUSMAN, J.A. (1978): «Specification Tests in Econometrics», *Econometrica*, 46, 1.251-1.272.
- HOSMER, D.W. Jr. y LEMESHOW, S. (1989): *Applied Logistic Regression*. John Wiley & Sons.
- ICEA (2003): *El seguro de salud. Estadística año 2002*. Informe nº 889.
- INE-EUROSTAT: *Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), datos de España. Año 1998*.
- JONES, A.M. (2001): *Applied Econometrics for Health Economists - A Practical Guide*. Office of Health Economics. Londres.

- KRIEF, B. (1994): «El seguro sanitario privado en España. Perspectiva de Futuro», IBM. Madrid.
- LEY 30/1995, de 8 de noviembre, sobre Ordenación y Supervisión de los Seguros Privados. BOE 9 de noviembre de 1995, nº 268, 32480.
- LEY 16/2003, de 28 de mayo, de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud. BOE 29 de mayo de 2003, nº 128, 20567.
- LÓPEZ I CASASNOVAS, G. (1999): «Health Care and Cost Containment in Spain», en Mossialos, E. y Le Grand, J. (eds.): *Health Care and Cost Containment in European Union*. Ashgate, Aldershot.
- MARTÍN, J.J.; MONTERO, R.; CABASÉS, J.M. y JIMÉNEZ J.D. (2002): «El nuevo modelo de financiación autonómica de la Sanidad», en Cabasés, J.M.; Villalbí, J.R. y Aibar, C. (eds.): *Informe SESPAS 2002: Invertir para la salud. Prioridades en salud pública*, vol. I, 239-256. Escuela Valenciana de Estudios para la Salud, Generalitat Valenciana.
- MOSSIALOS, E., THOMSON, S. et al. (2002): *Voluntary Health Insurance in the European Union: A Study for the European Commission*. Informe para la Dirección General de Empleo y Asuntos Sociales de la Comisión Europea. Draft 2702/2002.
- MURILLO, C.; CALONGE, S. y GONZÁLEZ, Y. (1997): «La financiación privada de los servicios sanitarios», en *La regulación de los servicios sanitarios en España*. Coord. G. López i Casasnovas y D. Rodríguez Palenzuela, 245-290. Ed. Civitas. Madrid.
- ORDAZ, J.A. (2004): *Análisis del seguro privado de enfermedad en España*. Tesis Doctoral. Universidad de Sevilla.
- ORDAZ, J.A.; MURILLO, C. y GUERRERO, F.M. (2004): «Las consultas al dentista: un factor relevante en la demanda de seguro privado de enfermedad», *Dental Economics*, vol. 10, nº 4, julio-agosto, 17-27. Denti-Gest.
- PADILLA, A.J. (1994): «Competencia en el mercado de seguros médicos», *Análisis Económico de la Sanidad*. Colección Fulls Econòmics. Ed. Servei Català de la Salut. Departament de Sanitat i Seguretat Social. Generalitat de Catalunya. Barcelona.
- PATRICK, D.L.; MADDEN, C.W.; DIEHR, P.; MARTIN, D.P.; CHEADLE, A. y SKILLMAN, S.M. (1992): «Health Status and Use of Services among Families with and without Health Insurance», *Medical Care*, vol. 30, nº 10, octubre, 941-949.
- PROPPER, C. (1989): «An Econometric Analysis of the Demand for Private Health Insurance in England and Wales», *Applied Economics*, vol. 21, junio, 772-792.
- PROPPER, C. (2000): «The Demand for Private Health Care in the UK», *Journal of Health Economics*, vol. 19, 855-876.
- RODRÍGUEZ, M. (1988): *El gasto sanitario en Cataluña. Análisis del gasto sanitario privado y su contribución a la política sanitaria*. Tesis Doctoral. Universidad de Barcelona.
- RODRÍGUEZ, M. (2001): *Voluntary Health Insurance in Spain: A Study for the European Commission*. Universidad de Barcelona. Barcelona.
- RODRÍGUEZ, M. y STOYANOVA, A. (2004): «The effect of private insurance access on the choice of GP/Specialist and Public/Private provider in Spain», *Health Economics*, vol. 13 (7), 689-703.

- RONIS, D.L. y KIMBERLEY, A.H. (1988): «Statistical Interactions in Studies of Physician Utilization», *Medical Care*, 26 (4), 361-373.
- SZABÓ, T. (1997): «La demanda de seguros privados y el uso de servicios sanitarios en España». Tesina CEMFI 9706.
- VERA, A.M. (1999): «Duplicate Coverage and Demand for Health Care. The Case of Catalonia», *Health Economics*, vol. 8, 579-598.
- VISCUSI, W.K. y EVANS, W.N. (1990): «Utility Functions that Depend on Health Status: Estimates and Economic Implications», *The American Economic Review*, junio, 353-374.
- VON NEUMANN, J. y MORGENSTERN, O. (1944): *Theory of Games and Economic Behaviour*. Princeton University Press.