

DETERMINANTES DEL SEGURO MÉDICO PRIVADO Y DEL USO DE URGENCIAS*

WALESKA SIGÜENZA

PETR MARIEL

Universidad Del País Vasco (UPV/EHU)

El objetivo de este trabajo es analizar los factores que determinan la demanda de seguro médico privado y el uso de urgencias en España. El análisis de la demanda de seguro médico privado se realiza con un modelo logit binario. En él destaca el efecto positivo del nivel de estudios, la renta, la clase social y la cualificación laboral. Destaca también la influencia significativa de dos variables relacionadas con la actividad física. El análisis del uso de urgencias se realiza mediante un modelo de conteo con una variable explicativa endógena. Los resultados indican que el uso de urgencias está condicionado por la doble cobertura sanitaria y por variables relacionadas con la salud. En el trabajo se analizan detalladamente los efectos de la calidad del sistema sanitario público tanto sobre la demanda de seguro médico privado como sobre el uso de urgencias, utilizando una variable de calidad subjetiva.

Palabras clave: seguro médico privado, urgencias, calidad.

Clasificación JEL: I11, C35.

El uso y funcionamiento de los servicios sanitarios ha constituido durante los últimos años una de las preocupaciones de los estudios de economía de la salud. El principal foco de atención en estos estudios ha sido la estructura y organización de los sistemas sanitarios, analizando los determinantes del uso de los distintos servicios sanitarios y el consumo de ciertos productos relacionados con el ámbito sanitario como, por ejemplo, el seguro médico privado. En España el estudio de la doble cobertura de seguro médico (público y privado) y del uso de servicios sanitarios ofrecidos por especialistas son los temas que mayor interés han despertado, probablemente por la fuerte interacción que existe entre ambos mercados. En España, la práctica totalidad de los ciudadanos (99,6%¹) de la población total según los datos de la Encuesta Nacional de Salud

(*) Los autores agradecen la ayuda del Gobierno Vasco y la Universidad del País Vasco UPV/EHU bajo proyectos IT-642-13 (UPV/EHU Econometrics Research Group), UFI11/03 y US12/09. También agradecen comentarios de dos evaluadores anónimos que mejoraron el trabajo considerablemente.

(1) En este porcentaje se consideran todos los individuos cubiertos por la Seguridad Social, empresas colaboradoras de la Seguridad Social y Mutualidades del Estado. Si se excluyen a los funcionarios públicos cubiertos por las Mutualidades del Estado acogidas a un seguro privado el porcentaje se reduciría al 96,14% y hasta un 94,58% si se excluyen a todos los funcionarios públicos.

(ENS) de 2006/2007 está sujeta al sistema nacional de salud, sin posibilidad de desvincularse del mismo. Este hecho sin duda desincentiva la adquisición de un seguro médico privado. Sin embargo el descontento con el funcionamiento del sistema nacional de salud y la mala calidad percibida de sus prestaciones, entendida ésta no estrictamente como calidad objetiva, tienen una gran influencia y suelen favorecer situaciones de doble cobertura.

Actualmente en España, uno de los principales pilares de todo el conjunto de la actividad aseguradora es el mercado de seguro privado de enfermedad y asistencia sanitaria. A partir de los años noventa este mercado experimentó un considerable auge relacionado fuertemente con la situación y evolución del sistema sanitario público [Ordaz (2004), Ordaz *et al.* (2005)]. En los últimos diez años su crecimiento siempre ha estado por encima del experimentado por el conjunto de seguros del ramo no vida al que pertenece. De esta forma, el porcentaje de individuos con doble cobertura sanitaria en el año 2006 duplica el porcentaje de individuos que en el año 1993 se encontraba en esta situación (ENS, 2006). Además, pese a la actual crisis económica, el mercado del seguro médico privado mantiene su tendencia al alza. Sin embargo, no sucede lo mismo con el conjunto de seguros del ramo no vida cuyo volumen de primas devengadas se está reduciendo desde el año 2009 (Ministerio de Economía y Hacienda, 2002-2012).

Con respecto a la calidad percibida, tradicionalmente ha sido definida señalando elementos significativos tales como el tiempo de espera, el trato profesional, los trámites burocráticos o la capacidad de elección. Sin embargo, actualmente la oferta pública de servicios de urgencias se une a ese grupo de elementos significativos que condiciona la opinión de los individuos sobre la calidad de la asistencia sanitaria pública. Efectivamente, en los últimos años y como consecuencia de los fuertes recortes establecidos en la sanidad pública se ha anunciado el cierre de numerosos centros de urgencias, con las consiguientes protestas de los afectados.

El objetivo principal de este trabajo es conocer los factores y características más relevantes que condicionan en España la demanda del seguro médico privado y el uso de los servicios sanitarios de urgencias. Para el estudio del uso de los servicios sanitarios se ha escogido la utilización de urgencias porque la decisión sobre su uso no está condicionada por un médico, como ocurre en el sector público con las visitas al especialista. En este último caso es el médico de cabecera el que decide si derivar al paciente al especialista o no y es el especialista el que decide el número de visitas necesarias [Zweifel (1981), Álvarez (2001)]. Para realizar el estudio se utilizan datos de la ENS para el bienio 2006/2007 y datos del Barómetro Sanitario para el año 2006.

Las variables a explicar en los modelos estimados son, por tanto, la demanda del seguro médico privado y el número de veces que el individuo ha acudido a urgencias en los últimos doce meses. En la demanda de seguro médico, junto con los determinantes que habitualmente aparecen en la literatura, resultan significativas las variables que representan la calidad percibida del sistema sanitario y la actividad física. Además, se obtiene que disponer de seguro médico privado reduce el uso de urgencias. Los resultados ayudan a entender la demanda de estos servicios sanitarios en función de la cobertura sanitaria y la calidad percibida. Esta información es valiosa para una distribución eficiente de recursos y para evaluar la idoneidad de las políticas de incentivos fiscales para los seguros médicos privados.

Como elemento diferenciador del trabajo se puede mencionar el uso de la variable calidad percibida del sistema sanitario público. Se utiliza una variable de calidad subjetiva puesto que normalmente las decisiones de los individuos están más condicionadas por sus percepciones subjetivas que por datos objetivos [Cibera (2008)]. En otros trabajos se escogen variables de calidad objetiva, como por ejemplo tiempos de espera, número de camas hospitalarias o número de pacientes por facultativo. Sin embargo, es posible que estos indicadores no estén en línea con la calidad percibida por los individuos y por tanto la influencia de los mismos no sea la esperada.

El artículo está organizado de la siguiente manera. En la Sección 1 se realiza una revisión de la literatura. La Sección 2 detalla las fuentes de datos y las variables utilizadas así como la metodología aplicada. La sección 3 presenta los resultados y la sección 4 las conclusiones del trabajo.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La mayoría de los estudios sobre seguro privado de enfermedad en España se centran en el análisis de los factores que influyen en la demanda del mismo. La estimación de regresiones con una variable dependiente binaria que refleja la contratación o no de un seguro privado de enfermedad y asistencia sanitaria, ha sido objeto de estudio en España por varios autores [González (1995), Jofre (2000), Costa y García (2002 y 2003), López-Casasnovas y Sáez (2005), Ordaz *et al.* (2005), Rodríguez y Stoyanova (2008)].

Habitualmente en esta literatura se analiza cómo depende la decisión de contratación del seguro de variables socio-económicas y socio-laborales o variables de salud. En ocasiones se incluyen otras variables explicativas adicionales como el tiempo de espera en el sistema público de salud [Jofre (2000)], la brecha de calidad (diferencia de calidad percibida entre el sector público y privado) y las primas de los seguros médicos privados [Costa y García (2003)] o la desgravación fiscal del coste del seguro [Rodríguez y Stoyanova (2008), López y Vera-Hernández (2008)].

Fuera de España este análisis también ha despertado gran interés, sobre todo en aquellos países en los que existe un sistema sanitario con una organización similar. En estos países también aparece el problema de doble cobertura cuando se contrata un seguro sanitario privado sin poder renunciar a la cobertura sanitaria pública. Este es el caso, por ejemplo, de Reino Unido [Propper (1993 y 2000), Besley *et al.* (1999), Propper *et al.* (2001)], Irlanda [Harmon y Nolan (2001)], Oslo [Hoel y Magnus (2003)] o Austria [Barret y Conlon (2003), Lokuge *et al.* (2005), Doiron *et al.* (2008)]. Otros trabajos completan el análisis de la demanda de seguro médico con el impacto de la cobertura privada en la utilización de servicios sanitarios como las consultas médicas, los servicios de hospitalización o los de urgencias [Szabó (1997), Vera-Hernández (1999), Propper (2000), Harmon y Nolan (2001), Rodríguez y Stoyanova (2004)].

Algunas de las fuentes estadísticas utilizadas en los trabajos mencionados son la ENS, la Encuesta de Salud de Cataluña (ESC), la encuesta de presupuestos familiares, el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), el British Household Panel Survey (BHPS) en el Reino Unido y el Panel de Hogares de la Comunidad Europea relativo a Irlanda. Algunos estudios utilizan encuestas realizadas específicamente para el análisis que realizan como, por ejemplo, Costa y García (2003).

Los modelos econométricos aplicados varían en función de la fuente de datos escogida y del objetivo del estudio. Para analizar los factores que influyen en la demanda de seguro médico privado se emplean habitualmente modelos de elección discreta como modelos probit o logit. En otros estudios se plantean modelos con dos etapas que analizan en una primera fase los determinantes de elección de seguro médico privado y posteriormente la influencia del seguro médico privado sobre el uso de los servicios sanitarios [Szabó (1997), Vera-Hernández (1999), Propper (2000), Costa y García (2002), López y Vera-Hernández (2008), Rodríguez y Stoyanova (2008)].

Los resultados comunes a los trabajos mencionados indican que en la demanda de seguro médico privado influyen en mayor medida las variables socio-económicas y socio-laborales que las variables de salud. Entre las variables socio-económicas y socio-laborales cabe destacar la influencia positiva del nivel de renta del hogar, la edad, el ser mujer, el nivel de estudios, el residir en determinados lugares, el ser empresario con asalariados o independiente, la mayor cualificación laboral del cabeza de familia o el ser cabeza de familia. La influencia negativa se encuentra para las variables como el tamaño de la familia o el coste de la prima.

Algunos autores también señalan la importancia de ciertas variables de salud en el momento de decidir contratar o no un seguro médico, aunque no siempre llegan a las mismas conclusiones. Por ejemplo, la influencia del estado de salud varía de un estudio a otro. En el estudio de Szabó (1997) las características del estado de salud no resultan significativas, lo que el autor interpreta como ausencia de selección adversa en el mercado de seguros sanitarios en España. Para otros, la mala salud percibida reduce la demanda del seguro médico privado [Harmon y Nolan (2001)]. Pero también se pueden encontrar análisis que ponen de manifiesto la influencia positiva de esta variable, por ejemplo en Ordaz *et al.* (2005), López-Casasnovas y Sáez (2005) o Rodríguez y Stoyanova (2008).

Los trabajos que analizan el efecto de la legislación fiscal sobre la demanda del seguro médico privado concluyen que un cambio en la fiscalidad aplicada a este producto, favoreciendo el contratado colectivamente y desincentivando el contratado individualmente, no afecta a su demanda. Se argumenta que la caída de la demanda de pólizas individuales está compensada con el incremento de las pólizas suscritas por empleadores [Rodríguez y Stoyanova (2008)]. Además López y Vera-Hernández (2008) concluyen que aunque el pago influye en la decisión de comprar, la subvención fiscal de los seguros médicos no se autofinancia. Efectivamente, cuando los autores analizan el impacto de un cambio en el tratamiento fiscal de los seguros médicos privados (simulan la eliminación del 15% de desgravación en los gastos de seguro privado) tan sólo se reduce la probabilidad de que los individuos compren seguro privado en 1,5%. Además se considera que estos incentivos fiscales son regresivos e injustos porque se subvenciona la capacidad de pago y no la necesidad [Freire (1999), Rodríguez (2001), Simó (2009)].

Frente a estas corrientes contrarias a la desgravación, Marqués (2012) afirma que la cobertura privada relaja la carga actual de la sanidad pública y Jofre (2000) defiende los incentivos fiscales para la adquisición de seguro médico privado puesto que esta medida no vulnera el principio de riesgo compartido.

Por otra parte, muchos trabajos indican que el coste no monetario de acudir a la consulta, representado por los tiempos medios de espera, suele ser fundamental en la decisión de contratar seguro médico privado. La probabilidad de esta contratación

aumenta con la diferencia entre los tiempos medios de espera en la sanidad pública y en la sanidad privada. En este sentido se demuestra que tienen gran influencia la oferta de las instalaciones médicas del sector público y privado o los cambios en la estructura de los contratos laborales en la sanidad pública [Propper *et al.* (2001)].

La decisión de uso de sanidad pública o privada también está afectada por el fenómeno denominado *crowd out* que consiste en el abandono de la sanidad privada cuando mejora la calidad del sector público. Este fenómeno puede implicar que las políticas para reducir las listas de espera no son efectivas porque no consiguen una mayor calidad de la sanidad pública sino que provocan una reducción de la clientela de los seguros privados. La existencia del fenómeno *crowd out* está recogida en varios trabajos constatando que un incremento en la calidad del sistema nacional de salud reduce la probabilidad de contratar seguro médico privado. Por ejemplo, Jofre (2000) observa que largos tiempos de espera en el sector público provocan que individuos con peor salud acudan al sector privado. Con ello se reduce la aglomeración en la sanidad pública y se reducen las listas de espera. El problema es que con la reducción en los tiempos de espera en el sector público se atraen enfermos que estaban siendo atendidos en el sector privado y se vuelven a producir aglomeraciones.

En cuanto a la decisión de que servicios sanitarios estudiar, la mayoría de los trabajos se centran en las visitas realizadas a especialistas y a médicos generales. Vera-Hernández (1999) encuentra que la doble cobertura sanitaria influye positivamente en el uso de consultas médicas. Por el contrario, otros autores obtienen que disponer de seguro médico privado no tiene efecto significativo sobre el uso de servicios sanitarios. Es el caso de Szabó (1997) o López-Casasnovas y Sáez (2005) que identifican a los individuos con peor estado de salud, con mayor edad y de género femenino como los que con mayor probabilidad acuden a la consulta médica.

Otros trabajos analizan las hospitalizaciones o el uso de urgencias. Para Rodríguez y Stoyanova (2004) el hecho de poseer una cobertura privada no influye en el porcentaje de hospitalizaciones y en la utilización de urgencias. Sin embargo sí tiende a favorecer la mayor utilización por parte de las mujeres de visitas médicas en general y aumenta en cualquier caso (mujeres y hombres) la probabilidad de visitar a un especialista.

Al margen del tipo de cobertura sanitaria, en el uso de servicios sanitarios influyentes ressegpriv también otras variables como variables socio-económicas, socio-laborales y variables de salud. La mayoría de los autores encuentran que ser mujer o tener mala salud aumenta el uso de los servicios sanitarios y que éste se reduce si el individuo es autónomo, tiene malos hábitos de vida o reside en un medio rural donde los servicios sanitarios son menores.

Junto a estas últimas variables existen otras cuya influencia varía con el servicio sanitario explicado. Así, un mayor nivel de estudios habitualmente tiene influencia negativa en el número de visitas al médico general o en el uso de urgencias y positiva en el caso de servicios sanitarios privados o en el número de visitas al médico especialista. Similar es el caso de la renta que usualmente influye positivamente cuando se trata de visitas al médico especialista y negativamente si se trata del médico general. Por su parte la edad suele propiciar el incremento en el número de visitas al médico especialista y reducir el uso de urgencias.

2. DATOS Y METODOLOGÍA

2.1. Datos

Este estudio utiliza datos de la ENS y del Barómetro Sanitario. La ENS está elaborada por el Instituto Nacional de Estadística en virtud de un acuerdo de colaboración con el Ministerio de Sanidad y Política Social. El Barómetro Sanitario es un estudio de opinión realizado por el Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad mediante un convenio de colaboración con el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS).

El principal objetivo de la ENS es la medición de las características y la distribución de la morbilidad percibida por la población española y de las características y la distribución de ciertos comportamientos y hábitos relacionados con la salud. Además, la encuesta explora la utilización de los servicios sanitarios por la población y los relaciona con variables personales, demográficas y territoriales.

La ENS se divide en dos encuestas utilizando dos unidades básicas de observación y análisis que son los hogares seleccionados para 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, composición de los hogares, edad de los integrantes, lugar de residencia, estado civil, nivel de estudios, información de tipo laboral y una serie de variables sobre la salud y utilización sanitaria por parte de los individuos adultos. Los datos de 2006/2007 contienen información relativa a 29.478 personas adultas. El ámbito geográfico de la encuesta lo constituye todo el territorio del estado español.

De la ENS se han seleccionado 31 variables para ser incluidas en los modelos a estimar. De ellas, 23 ofrecen información del individuo y aparecen detalladas en la tabla 1. Las 8 variables restantes, recogidas en la tabla 2, se refieren al hogar al que pertenece el individuo. La tabla 1 se completa con la variable CALIDADPERC, obtenida del Barómetro Sanitario, que recoge información por comunidad autónoma de 1996 a 2010. Se utilizan concretamente los datos referidos al año 2006. En la tabla 1 y la tabla 2 se presentan las variables junto con su descripción y sus valores mínimo, máximo, promedio y desviación típica. Algunas de estas variables son variables ficticias que representan la pertenencia a un determinado grupo de individuos.

La dificultad principal que presenta el tratamiento de los datos de la ENS es que las variables para un mismo individuo aparecen recogidas en dos bases de datos. En una de ellas se recoge la información personal y en la otra la información del hogar al que pertenece el individuo. Para poder unir la información de ambas bases de datos se ha elegido la denominada “persona de referencia del hogar”.

Las variables en las que se centra nuestro estudio son SEGUROPRIVADO y USOURGENCIAS. Con respecto a la variable SEGUROPRIVADO, este trabajo analiza la cobertura privada de enfermedad y asistencia sanitaria cuando ésta implica doble cobertura. Esta variable se construye en base a la información facilitada por el encuestado sobre las modalidades de seguro sanitario público y/o privado del que es titular o beneficiario. Se considera que un individuo tiene doble cobertura cuando, además de estar cubierto por la sanidad pública, dispone de seguro médico privado concertado individualmente o por la empresa. No se incluyen en esta situación de doble cobertura a los funcionarios públicos cubiertos por Mutualidades del Estado acogidas a un seguro privado. El 12,24% de los individuos que respondieron a la ENS de 2006/2007 disponía de doble cobertura sanitaria.

Tabla 1: GRUPOS DE VARIABLES INDIVIDUO

Nombre	Descripción	Media	Desv. Típ.	Mín	Máx
SEGUOPRIVADO	Doble cobertura contrato indiv. o emp. (1 = Sí, 0 = No)	0,122	0,328	0	1
USOURGENCIAS	Utilización Urgencias 12 últimos meses (0 a 26 veces)	0,489	1,204	0	26
ULTVISITAPUBLICA	Última visita a urgencias: urgencia pública (1 = Sí, 0 = No)	0,260	0,439	0	1
ULTVISITAPRIVADA	Última visita a urgencias: urgencia privada (1 = Sí, 0 = No)	0,023	0,148	0	1
ESTADOSALUDBMB	Estado de salud declarado: Bueno o Muy Bueno (1 = Sí, 0 = No) (Categoría excluida)	0,625	0,484	0	1
ESTADOSALUDR	Estado de salud declarado: Regular (Sí = 1, No = 0)	0,275	0,446	0	1
ESTADOSALUDMMM	Estado de salud declarado: Malo, Muy Malo (1 = Sí, 0 = No)	0,101	0,301	0	1
ENFCRO	Tiene alguna enfermedad crónica (1 = Sí, 0 = No)	0,802	0,398	0	1
DISCAP	Puede andar sólo y/o levantarse sólo de la cama (1 = Sí, 0 = No)	0,015	0,120	0	1
EDAD1640	Edad del individuo: de 16 a 40 años (Cat. excluida)	0,342	0,474	0	1
EDAD4064	Edad del individuo: de 41 a 64 años (1 = Sí, 0 = No)	0,400	0,490	0	1
EDAD65OMAS	Edad del individuo: de 65 a 117 años (1 = Sí, 0 = No)	0,247	0,431	0	1
MUJER	Género del individuo: Mujer (1 = Sí, 0 = No)	0,608	0,488	0	1
MUJER2545	Edad de la mujer: de 25 a 45 años (1 = Sí, 0 = No)	0,221	0,415	0	1
SINEST	Sin estudios (1 = Sí, 0 = No) (Categoría excluida)	0,134	0,340	0	1
ESTPRIM	Estudios completados: Primarios (1 = Sí, 0 = No)	0,345	0,476	0	1
ESTSECU	Estudios completados: Secundarios (1 = Sí, 0 = No)	0,363	0,481	0	1
ESTSUPER	Estudios completados: Universitarios (1 = Sí, 0 = No)	0,153	0,360	0	1
NOEMPNOASALFJO	Tipo de empleo: Asalariado Eventual, Ayuda Familiar, Cooperativista, otra (1 = Sí, 0 = No)	0,245	0,430	0	1
EMPASALFJO	Tipo de empleo: Empresario o asalariado fijo (1 = Sí, 0 = No) (Categoría excluida)	0,578	0,494	0	1

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 1: GRUPOS DE VARIABLES INDIVIDUO (continuación)

Nombre	Descripción	Media	Desv. Típ.	Mín	Máx
AMACASA	Act. Económica: labores de hogar (1 = Sí, 0 = No)	0,193	0,394	0	1
CASADO	Está casado (1 = Sí, 0 = No)	0,572	0,495	0	1
ACTIVIDADLIM	Act. habitual limitada (últ.6 meses) prob. salud (1 = Sí, 0 = No)	0,258	0,438	0	1
ACCIDENTE	Ha sufrido accidente (1 = Sí, 0 = No)	0,102	0,303	0	1
INGRESOHOSP	Ingreso en el hospital 12 últimos meses (1 = Sí, 0 = No)	0,100	0,300	0	1
INGRESODIA	Ingreso en hospital de día 12 últ. meses (1 = Sí, 0 = No)	0,064	0,244	0	1
OCUPACION1	Directivos y Técnicos Superiores (1 = Sí, 0 = No)	0,148	0,355	0	1
OCUPACION2	Administrativos y Supervisores (1 = Sí, 0 = No)	0,218	0,413	0	1
OCUPACION3	Trabajadores manuales (1 = Sí, 0 = No)	0,355	0,478	0	1
OCUPACION4	Trab. no cualificados (1 = Sí, 0 = No) (Categoría excluida)	0,164	0,370	0	1
RIESGGOBAJO	Actividad física realizada en la actividad principal: Sentado o de pie sin esfuerzos (1 = Sí, 0 = No)	0,841	0,366	0	1
ACTIVFISICA	Realiza actividad física en el tiempo libre (1 = Sí, 0 = No)	0,608	0,488	0	1
FUMA	Fuma: 1 = Sí diariamente / 2 = Sí No diariamente / 3 = Ahora No antes Si / 4 = No ni ahora ni antes	3,012	1,234	1	4
DUERME	Con lo que duerme descansa suficiente (1 = Sí, 0 = No)	0,769	0,421	0	1
IMC	Índice de masa corporal de 13,96 a 58,96	25,839	4,430	13	59
FRUTA	Consumo fruta fresca: 1 = A diario / 2 = 3 o + veces sem. / 3 = 1 o 2 veces sem. / 4 = <1 vez sem. / 5 = nunca o casi nunca	1,553	1,038	1	5
VERDURA	Consumo verdura: 1 = A diario / 2 = 3 o + veces sem. / 3 = 1 o 2 veces sem. / 4 = <1 vez sem. / 5 = nunca o casi nunca	1,837	0,931	1	5
CALIDADPERC	% de individuos que opinan que el sistema sanitario público en España en general funciona bien	22,583	10,335	8	59

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2: GRUPOS DE VARIABLES HOGAR

Nombre	Descripción	Media	Desv. Típ.	Mín	Máx
CABEZAFAM	Es la persona que más aporta al presupuesto del hogar (1 = Sí, 0 = No)	0,513	0,500	0	1
AUTONOMO	Principal fuente de ingresos del hogar es el trabajo por cuenta propia (1 = Sí, 0 = No)	0,151	0,359	0	1
TAMAÑO FAMILIA	De 1 a 15 personas en el hogar	2,801	1,320	1	15
NUMHABITANTES	Número de habitantes del municipio: 0 = más de 500.000 / 1 = capital de provincia (excepto anteriores) / 2 = de 100.001 a 500.000 / 3 = de 50.001 a 100.000 / 4 = de 20.001 a 50.000 / 5 = de 10.001 a 20.000 / 6 = menos de 10.000	3,419	2,183	0	6
RENTA0	Intervalo de ingresos mensuales: 1 = 1200 € o menos, 0 = Otro (Categoría excluida)	0,436	0,496	0	1
RENTA1	Intervalo de ingresos mensuales: 1 = de 1201 € a 3600 € 0 = Otro	0,418	0,493	0	1
RENTA2	Intervalo de ingresos mensuales: 1 = más de 3600 €, 0 = Otro	0,036	0,187	0	1
CLASE1	Clase social: Alta o Media-Alta (1 = Sí, 0 = No)	0,187	0,390	0	1
CLASE2	Clase social: Media (1 = Sí, 0 = No)	0,252	0,434	0	1
CLASE3	Clase social: Media-Baja (1 = Sí, 0 = No)	0,405	0,491	0	1
CLASE4	Clase social: Baja (1 = Sí, 0 = No) (Categoría excluida)	0,135	0,342	0	1
CASAAGUA	Agua mala calidad en la vivienda: 1 = Mucho / 2 = Algo / 3 = Nada	2,463	0,770	1	3
CONTAIRE	Contaminación del aire en general: 1 = Mucho / 2 = Algo / 3 = Nada	2,929	0,312	1	3

Fuente: Elaboración propia.

La variable USOURGENCIAS representa las visitas realizadas a urgencias en los últimos 12 meses, independientemente de si la asistencia se recibe en una entidad pública o privada. No se distingue si el servicio de urgencias empleado es público o privado fundamentalmente porque la información ofrecida por la ENS sobre este aspecto se limita exclusivamente a la última visita realizada y no al uso habitual de este servicio. Para poder analizar el efecto del seguro médico privado sobre el uso de este tipo de servicios, diferenciando las urgencias privadas de las públicas, se han estimado dos modelos alternativos cuyos resultados se presentan en el Anexo I. El 28,43% de la muestra analizada hizo uso una o más veces del servicio de urgencias. En la tabla 3 se recoge por comunidades autónomas el porcentaje de individuos que disponen de seguro médico privado y el porcentaje de individuos que no acudieron o que acudieron una o más veces a urgencias en el periodo analizado.

Como puede observarse las comunidades autónomas con mayor porcentaje de doble cobertura sanitaria son Cataluña, Baleares, Madrid y País Vasco, superando en los cuatro casos el 20% de población con seguro médico privado y público. Estas CCAA están entre las cinco CCAA que en 2006 presentaban mayor Producto Interior Bruto per cápita, confirmando la influencia positiva de la renta en la demanda del seguro médico privado, recogida en la literatura. Sin embargo, se observa un reducido porcentaje de doble cobertura en Navarra aunque en 2006 era la tercera CCAA con mayor Producto Interior Bruto per cápita de España. Esta situación podría deberse al tamaño y prestigio de los centros sanitarios públicos en Navarra. En cuanto al uso de servicios sanitarios las diferencias entre las comunidades autónomas son considerables. Por ejemplo el porcentaje de individuos que no acudieron ni una vez a urgencias es de 78,16% (máximo) en La Rioja y de 59,78% (mínimo) en Ceuta y Melilla. Si nos fijamos en el uso más intensivo de urgencias, el porcentaje de individuos que acudieron en cinco o más ocasiones a urgencias se sitúa en Ceuta y Melilla en 3,74% (máximo) mientras que en Castilla-La Mancha es sólo de 0,31% (mínimo). Existen varios trabajos como el de Montero *et al.* (2005) que recogen la existencia de desigualdades en el uso de servicios sanitarios entre las distintas CCAA.

2.2. Metodología

Este trabajo analiza las variables que influyen en la demanda de seguro médico privado y en el uso de servicios sanitarios, medidas mediante las variables SEGUROPRIVADO y USOURGENCIAS. La variable SEGUROPRIVADO toma valores 0 y 1 y para su estudio se utiliza un modelo logit binario. La variable USOURGENCIAS puede tomar solamente valores enteros no negativos, por lo que la metodología aplicada se basa en los modelos de conteo. Los estudios de economía de la salud aplican normalmente modelos de Poisson o modelos más complejos como, por ejemplo, regresión binomial negativa o las variantes del modelo de Poisson y binomial negativa inflada con ceros para estudiar variables similares [Windmeijer y Santos Silva (1997), Vera-Hernández (1999), Hidayat y Pokhrel (2010), Chai Cheng y Vahid (2011)]. La decisión del enfoque correcto se complica cuando hay variables explicativas endógenas, como ocurre en nuestra aplicación.

Tabla 3: USOURGENCIAS Y SEGUROPRIVADO POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Comunidad Autónoma	SEGUROPRIVADO					USOURGENCIAS				
	0	1	2	3	4	5 o más				
Andalucía	8,85%	70,49%	17,61%	6,30%	2,55%	1,21%	1,84%			
Aragón	11,46%	76,11%	17,60%	3,87%	1,30%	0,50%	0,61%			
Asturias	12,78%	74,01%	20,26%	3,85%	0,55%	0,66%	0,66%			
Baleares	24,84%	68,46%	20,35%	5,57%	2,09%	1,32%	2,21%			
Islas Canarias	6,77%	67,33%	20,04%	6,32%	2,71%	1,35%	2,26%			
Cantabria	6,23%	72,53%	20,33%	3,48%	1,77%	0,73%	1,16%			
Castilla-La Mancha	9,89%	75,73%	18,62%	3,94%	0,85%	0,54%	0,31%			
Castilla y León	6,44%	73,51%	18,10%	4,20%	2,33%	0,84%	1,03%			
Cataluña	25,31%	69,08%	21,49%	5,24%	2,54%	0,71%	0,96%			
Comunidad Valenciana	10,35%	68,47%	20,53%	5,76%	2,76%	1,29%	1,18%			
Extremadura	1,96%	71,59%	18,59%	5,66%	2,31%	0,69%	1,15%			
Galicia	8,26%	69,41%	19,99%	6,07%	2,31%	1,14%	1,08%			
Madrid	24,78%	75,31%	16,86%	4,44%	1,64%	0,97%	0,77%			
Murcia	6,88%	69,17%	19,95%	5,31%	2,92%	0,83%	1,82%			
Navarra	5,06%	72,45%	19,27%	5,37%	1,30%	0,68%	0,93%			
País Vasco	21,52%	75,09%	19,32%	3,94%	0,82%	0,46%	0,37%			
Rioja	7,93%	78,16%	17,39%	2,23%	0,97%	0,56%	0,70%			
Ceuta y Melilla	3,96%	59,78%	20,88%	8,35%	5,05%	2,20%	3,74%			
España	12,24%	71,57%	19,26%	5,04%	2,03%	0,91%	1,19%			

Fuente: Elaboración propia.

Para definir el marco metodológico, consideremos un caso general en el que deseamos estimar una media condicional de la variable (número de visitas a urgencias del individuo) mediante una función no lineal $M(\cdot)$:

$$E[y_i | X_i, W_i, q_i] =$$

$$= M(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki} + \gamma_1 W_{1i} + \dots + \gamma_S W_{Si} + \lambda_1 q_{1i} + \dots + \lambda_S q_{Si}), \quad [1]$$

$$i = 1, 2, \dots, N,$$

donde X_1, X_2, \dots, X_K son regresores exógenos, W_1, W_2, \dots, W_S son variables posiblemente correlacionadas con un conjunto de S factores no observables q_1, q_2, \dots, q_S que influyen en γ y finalmente, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_S, \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_S$, son parámetros desconocidos a estimar. De esta forma el modelo de regresión correspondiente es

$$y_i = M(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki} + \gamma_1 W_{1i} + \dots + \gamma_S W_{Si} + \lambda_1 q_{1i} + \dots + \lambda_S q_{Si}) + e_i,$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \quad [2]$$

donde e_i es un error aleatorio definido de forma que

$$E[e_i | X_i, W_i, q_i] = 0.$$

La correlación entre las variables W y los factores no observables q en [2] es la causante del problema de endogeneidad. Según Terza *et al.* (2008) la endogeneidad de los regresores W puede representarse mediante la influencia de los factores no observables q tanto sobre y como sobre W . Esta relación se puede expresar mediante la siguiente forma reducida

$$W_{mi} = f_m(\alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \dots + \alpha_K X_{Ki} + \delta_1 Z_{1i} + \dots + \delta_V Z_{Vi}) + \xi_{mi},$$

$$m = 1, 2, \dots, S, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad [3]$$

donde Z_1, Z_2, \dots, Z_V es un conjunto de V variables instrumentales que satisfacen los supuestos habituales. El contraste de endogeneidad de los regresores $W_m, m = 1, 2, \dots, S$, corresponde a la hipótesis nula de que todos los parámetros λ en [2] son 0.

Si se establecen todos los supuestos distribucionales correspondientes en el marco anterior, el modelo puede ser estimado mediante la maximización de una función de verosimilitud simulada y el contraste de endogeneidad se puede realizar mediante el contraste de razón de verosimilitudes (RV) o de Wald [Deb y Trivedi (2006)]. Dado que este método de estimación es computacionalmente muy exigente, el contraste de endogeneidad se puede llevar a cabo de forma alternativa mediante un método basado en la estimación en dos etapas. Uno de estos métodos llamado Procedimiento de Inclusión de Residuos de Dos Etapas (PIR2E) consiste en la sustitución de los factores no observables (q) por los residuos obtenidos de la regresión de formas redu-

cidas [3]. Terza *et al.* (2008) demuestran que el procedimiento PIR2E no solamente permite contrastar la posible endogeneidad, sino también proporciona un estimador consistente de los parámetros estructurales de [2].

El PIR2E propone obtener las predicciones de las variables endógenas de sus formas reducidas correspondientes [3] y utilizarlas para calcular los residuos correspondientes. Estos residuos se utilizan posteriormente para sustituir a los factores q en [2]. De esta forma los parámetros $\lambda_s = 1, 2, \dots, S$ son coeficientes asociados a estos residuos \hat{q}_{mi} . Por este método el test de endogeneidad se puede realizar mediante contraste de significatividad conjunta de estos coeficientes.

Geraci *et al.* (2012) estudian mediante ejercicios de simulación las propiedades del test de endogeneidad basado en PIR2E en muestras pequeñas y grandes. Sus conclusiones indican que el contraste de endogeneidad basado en la significatividad de los coeficientes λ_s puede realizarse mediante el contraste de RV o Wald y que bajo la condición de correcta especificación de la distribución de la variable ambos presentan buenas propiedades en muestras finitas.

En nuestra aplicación analizamos la variable de conteo que representa el número de visitas a urgencias en los últimos doce meses. Para tener en cuenta la posible sobredispersión en los datos aplicaremos el modelo binomial negativo 2 (BN2). El marco metodológico del modelo BN2 se complica por la naturaleza discreta de las variables W , posiblemente correlacionadas con un conjunto de factores no observables q tal como se define en [2]. La variable explicativa potencialmente endógena (W) es SEGUROPRIVADO porque existen características no observables del individuo q que afectan al mismo tiempo a SEGUROPRIVADO y a USOURGENCIAS. Al ser SEGUROPRIVADO una variable ficticia, la forma reducida [3] correspondiente es un modelo logit binario.

Una de las conclusiones de Geraci *et al.* (2012) es que el contraste de endogeneidad basado en el procedimiento PIR2E presenta mayor potencia cuando se utilizan los residuos generalizados definidos en Pagan y Vella (1989). Éstos, en nuestro caso, están basados en la estimación del modelo logit binario para SEGUROPRIVADO y definidos como:

$$\hat{q}_i^G = \frac{(\text{SeguroPrivado} - \hat{Pr}(1))}{\sqrt{\hat{Pr}(1) * (1 - \hat{Pr}(1))}}, \quad [4]$$

donde $\hat{Pr}(1)$ es la predicción de la probabilidad de que el individuo i tenga doble cobertura.

De esta forma, el procedimiento de estimación comienza por la estimación del modelo logit binario que corresponde a la forma reducida [3] para la variable potencialmente endógena SEGUROPRIVADO. Los residuos generalizados [4] de esta regresión se utilizan en sustitución de los factores no observables q en [2]. Suponiendo la distribución BN2, el modelo [2] es estimado por máxima verosimilitud y la significatividad de los residuos generalizados indica la posible endogeneidad de la variable correspondiente, obteniéndose, a la vez, un estimador consistente de los parámetros estructurales del modelo [2].

Para poder analizar la validez de los resultados obtenidos mediante el PIR2E estimamos los parámetros estructurales de [2] por un método consistente alternativo, el

método generalizado de momentos (MGM). Si la aplicación de ambos procedimientos es correcta, sus estimaciones deberían ser muy similares, ya que ambas proceden de estimadores consistentes. El MGM ha sido usado en aplicaciones similares como por ejemplo Windmeijer y Santos Silva (1997) o Vera-Hernández (1999). Las variables instrumentales necesarias para el MGM y cuya validez se puede analizar mediante el contraste de Hansen (1982), son a la vez utilizadas en el PIR2E en la estimación de la forma reducida [3] ya que en ambos procedimientos deben cumplir los mismos supuestos.

3. RESULTADOS

En el presente trabajo se ha considerado que la variable USOURGENCIAS depende de las características observables del individuo, sus cambios aleatorios de salud, las características no observables, la renta y la calidad percibida del sistema sanitario público. Las características observables son, por ejemplo, el género, la edad, el nivel de estudios, el estado de salud, la existencia de enfermedad crónica, el tamaño de la familia, el estado civil o el número de habitantes del municipio de residencia. Los cambios aleatorios de salud están representados por las limitaciones en la actividad del individuo, los accidentes y los ingresos en el hospital.

Los determinantes de la variable SEGUROPRIVADO coinciden con los determinantes de la variable USOURGENCIAS excepto por los factores del cambio aleatorio de salud porque, en el momento de la contratación, su valor aún no se ha realizado. En su lugar aparecen determinantes de un cambio de salud futuro. Entre las variables que reflejan los posibles cambios de salud futuros se encuentran la actividad física realizada, los hábitos alimenticios y de descanso, el tipo de trabajo del individuo seleccionado o la clase social del cabeza de familia. Esta última variable se ha incluido puesto que la probabilidad de que se produzca un cambio brusco de salud podría ser diferente entre individuos de distintas clases sociales, dado que se encuentran expuestos a diferentes condiciones medioambientales. Este diseño se fundamenta en el marco teórico utilizado por Vera-Hernández (1999) para el estudio de las visitas a especialistas en Cataluña.

3.1. *Demanda de seguro médico privado*

La tabla 4 presenta la estimación del modelo logit binario que analiza los factores que influyen en la adquisición de seguro médico privado para España. Se incluyen los coeficientes estimados y los errores estándar robustos y se indica la significatividad individual de cada variable. La primera columna contiene el nombre de la variable explicativa y las siguientes columnas los resultados obtenidos mediante la estimación máximo-verosímil. La gran mayoría de las variables explicativas son significativas a un nivel menor que el 5%. La tabla 4 se completa con el número de observaciones y el Pseudo R^2 como indicador de la bondad de ajuste. Los resultados indican que un mayor nivel de estudios, ser autónomo, ser ama de casa, estar casado, mayores niveles de renta o de clase social, mayor cualificación laboral y realizar actividad física, favorecen la contratación de seguro médico privado.

El efecto positivo de un mayor nivel de estudios se podría explicar por la mayor cantidad de información que maneja el individuo y por su mayor capacidad de gestionar el conocimiento. En la literatura se recoge que la mayor información de la

Tabla 4: ESTIMACIÓN DE LA VARIABLE SEGURO MÉDICO PRIVADO VOLUNTARIO

Nombre	Logit	Error Estándar Robusto
ESTADOSALUDR	-0,1130	0,0547 **
ESTADOSALUDMMM	-0,2246	0,0926 **
ENFCRO	0,1492	0,0534 ***
DISCAP	-0,2579	0,3497
EDAD4064	-0,0978	0,0545 *
EDAD65OMAS	-0,2053	0,0869 **
MUJER	0,0398	0,0585
MUJER2545	-0,1121	0,0647 *
CABEZAFAM	0,0519	0,0531
ESTPRIM	0,6370	0,1298 ***
ESTSECU	1,2193	0,1347 ***
ESTSUPER	1,5629	0,1447 ***
AUTONOMO	0,4533	0,0519 ***
NOEMPNOASALFIJO	-0,3748	0,0536 ***
AMACASAR2	0,5889	0,2912 **
TAMAÑOFAMILIA	-0,1089	0,0202 ***
CASADO	0,1750	0,0487 ***
NUMHABITANTES	-0,1047	0,0099 ***
RENTA1	0,2191	0,0490 ***
RENTA2	0,7845	0,0943 ***
OCUPACION1	0,3385	0,0994 ***
OCUPACION2	0,3860	0,0861 ***
OCUPACION3	0,2647	0,0760 ***
CLASE1	0,7968	0,1082 ***
CLASE2	0,5112	0,1013 ***
CLASE3	0,1391	0,0957
RIESGOBAJO	-0,3523	0,0559 ***
ACTIVFISICA	0,1249	0,0452 ***
CASAAGUA	-0,0531	0,0270 **
FUMA	0,0125	0,0174
DUERME	-0,1278	0,0502 **
IMC	-0,0067	0,0053
FRUTA	0,0180	0,0211
VERDURA	-0,0093	0,0241
CONTAIRE	0,0015	0,0647
CALIDADPERC	-0,0085	0,0020 ***
Constante	-2,4553	0,3194 ***
Observaciones		23.224
Pseudo R ²		0,125

Significación: 1% '****' 5% '***' 10% '**'

Fuente: Elaboración propia.

que disponen los individuos con un elevado nivel de educación, así como su capacidad para gestionarla hacen que el grado de exigencia de estos individuos en la demanda de un bien sea muy elevado [González (1995)]. En el caso de la asistencia sanitaria, con frecuencia la sanidad pública no satisface dichos niveles de exigencia, fundamentalmente en cuestiones relacionadas con las comodidades y los servicios ofrecidos en la atención sanitaria y en la hospitalización. Quizá por ello los individuos con alto nivel de estudios contratan el seguro médico privado con más probabilidad. Costa y Garcia (2003), Ordaz *et al.* (2005), López y Vera-Hernández (2008) o Rodríguez y Stoyanova (2008) describen este mismo efecto.

En el caso de los autónomos, se pone de manifiesto el valor del coste del tiempo [Szabó (1997), Vera-Hernández (1999), Jofre (2000), Ordaz *et al.* (2005)], ya que estos individuos prefieren afrontar el coste económico de la prima en vez del coste de oportunidad de los tiempos de espera en la sanidad pública. En este sentido Ordaz *et al.* (2005) justifican que los autónomos contratan seguro médico privado con mayor probabilidad por la mayor valoración del coste-tiempo que realizan. Concretamente indican que “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” [Ordaz *et al.* (2005), pág. 320].

El valor del tiempo también podría estar relacionado con la influencia positiva que presenta el hecho de ser ama de casa puesto que como indica Álvarez (2001), pese a no ser una actividad remunerada, ocuparse de las labores del hogar sí implica restricciones de tiempo. Sin embargo, se ha podido comprobar que la probabilidad de contratar un seguro médico privado es mayor para las amas de casa que residen en un hogar con ingresos mensuales altos. Por ello, se puede interpretar que el efecto positivo de esta variable está más relacionado con el hecho de que en el hogar se contrate un seguro médico privado para toda la familia que con la posible falta de tiempo del ama de casa.

La influencia positiva de la renta está recogida prácticamente en todos los estudios sobre el seguro médico privado. El efecto es esperado por la duplicidad de cobertura que, en casi la totalidad de los casos, supone la contratación de dicho seguro. El individuo debe tener capacidad económica suficiente que le permita adquirir el mismo servicio dos veces. Hay que recordar que el hecho de contratar cobertura médica privada no exime al individuo de su obligación de contribuir, vía impuestos, en la financiación de la sanidad pública.

Disponer de seguro médico privado, además de atención sanitaria más rápida y mejores servicios en la hospitalización, también proporciona una imagen social acorde con un elevado status social. Las clases sociales altas o los individuos con cualificación laboral de alto nivel están interesados en ofrecer dicha imagen por lo que es más probable que los individuos que pertenecen a estos grupos contraten un seguro médico privado [Vera-Hernández (1999)]. En este sentido Triadó (2003) señala que la demanda puede ser inducida por elementos subjetivos como por ejemplo el uso de la sanidad privada por personas influyentes.

Entre las variables que influyen negativamente en la demanda de seguro médico privado se encuentra el mal estado de salud percibido, resultado encontrado por

ejemplo en Harmon y Nolan (2001) o Rodríguez y Stoyanova (2008). El efecto negativo de esta variable podría evidenciar la inexistencia de selección adversa. La selección adversa provoca que los individuos sanos o con bajo riesgo tiendan a no contratar pólizas privadas porque son demasiado costosas en comparación con el riesgo que a ellos les cubre [Rothschild-Stiglitz (1976)]. En este sentido, Costa y García (2002) destacan que algunos individuos son “cautivos” de la sanidad pública y Ordaz *et al.* (2005) afirman que el sistema público sanitario atiende a los “malos riesgos”, mientras que las aseguradoras privadas se ocupan de los “buenos riesgos”.

Para estudiar el efecto de la edad se introducen variables ficticias por grupos de edad, resultando significativa al 5% la variable que representa a los individuos mayores de 65 años. El efecto negativo de esta variable podría deberse a las barreras que las compañías aseguradoras establecen para individuos de edades avanzadas. Las primas para estos casos son considerablemente superiores y algunas compañías incluso niegan su contratación. También con el incremento del tamaño de la familia se produce un incremento del coste de la prima del seguro sanitario provocando una disminución de la demanda de este producto por parte de las familias con más miembros [Szabó (1997)].

El mismo efecto negativo se observa en los municipios con número reducido de habitantes, lo que podría deberse a la menor infraestructura sanitaria privada existente en este tipo de municipios [Urbanos (2000)]. Además en estos casos es menos probable que exista el problema de congestión de centros sanitarios públicos y largas listas de espera [Triadó (2003), Lokuge *et al.* (2005)].

Para recoger el efecto de la actividad física sobre la demanda de seguro médico privado se han escogido dos variables; la actividad física realizada en la actividad principal y la actividad física realizada en el tiempo libre. Los resultados reflejan una influencia positiva de la actividad física realizada en el tiempo libre y una influencia negativa de la actividad física sin esfuerzos realizada en la actividad principal. La relación existente entre la salud y la actividad física ha quedado plasmada en numerosos artículos [Powell *et al.* (1987), Tittel e Israel (1991), Viñes *et al.* (2007), Arruzza *et al.* (2008), Cancela y Pariente (2008), Sobejano *et al.* (2009)]. Se puede afirmar que aquel individuo que realiza alguna actividad física en su tiempo libre, se preocupa por mantener una buena salud física y mental y valora la medicina preventiva. Un aspecto fundamental en la decisión de contratar un seguro médico privado es el valor que el individuo otorga a la medicina preventiva. Ésta supone un elevado coste monetario si se realiza de forma privada y un elevado coste temporal si se realiza en el sistema sanitario público. Sobre todo si pensamos en los frecuentes análisis y pruebas diagnósticas necesarias para un correcto seguimiento del paciente. El seguro médico privado se presenta como un producto idóneo para reducir o al menos controlar ambos costes. En lo que se refiere a la variable que representa la actividad física en la actividad principal, podemos concluir que si un individuo suele estar sentado o de pie y sin realizar esfuerzos en su actividad principal, tiene menor probabilidad de tener un cambio brusco de salud en el futuro. Por tanto la utilidad que le reporta a ese individuo una atención sanitaria más ágil y con mayores comodidades no es muy alta.

En la literatura sobre la demanda del seguro sanitario privado una de las variables más destacadas es la calidad de la asistencia sanitaria. Esto se debe a que la provisión de seguro público y privado están relacionadas y la calidad es uno de los eslabones de unión [Jofre (2000)]. Para reflejar esta calidad se han utilizado generalmente

factores como el tiempo de espera, el trato profesional, los trámites burocráticos o la capacidad de elección. Sin embargo, dado que en muchos casos se carece de información sobre estos factores objetivos, lo que finalmente condiciona las decisiones del individuo son las percepciones y no la realidad. Por ello, en nuestro trabajo se ha empleado la calidad del sistema sanitario público percibida por los habitantes de las distintas comunidades autónomas. El efecto negativo es el esperado, es decir cuanto mayor es el porcentaje de individuos que opinan que el sistema sanitario público funciona bien, menor es la probabilidad de demandar seguro médico privado.

3.2. *Demanda de servicios de urgencias*

La siguiente etapa del análisis se centra en los determinantes del uso de urgencias para España. En primer lugar se contrasta la posible endogeneidad de la variable *SEGUOPRIVADO* ya que el resultado de este contraste condiciona el método de estimación. Para ello se emplea el estadístico de Wald que permite contrastar la significatividad del coeficiente λ correspondiente a los residuos de la forma reducida de la variable *SEGUOPRIVADO*. Esta variable resulta endógena al nivel de significación del 10% ya que el estadístico de Wald es 3,20 que corresponde al valor p de 0,07. Dado que las consecuencias de la existencia de endogeneidad son graves por causar inconsistencia, preferimos rechazar la hipótesis de exogeneidad de la variable *SEGUOPRIVADO* de forma conservadora.

Al considerarse la variable *SEGUOPRIVADO* endógena en la muestra de España los parámetros estructurales del modelo son estimados mediante los métodos de PIR2E y MGM. La tabla 5 presenta en el bloque dos y tres las estimaciones correspondientes. Para realizar estas estimaciones se han utilizado variables instrumentales que influyen directamente en la demanda del seguro médico privado e indirectamente en el número de visitas a urgencias, a través de su influencia en la decisión de tener o no seguro médico privado. Tanto para PIR2E como para MGM se utilizan las siguientes variables instrumentales: variables de tipo de empleo (*OCUPACION2*, *OCUPACION3*), clase social (*CLASE1*), índice de masa corporal (*IMC*) y la variable que representa el grado de adicción al tabaco (*FUMA*). En el caso de MGM se completa el conjunto de instrumentos con la predicción de \hat{P}_r (*SEGUOPRIVADO* = 1), obtenida de un logit binario donde *SEGUOPRIVADO* es regresado con respecto a las variables que representan las características observables y no observables del individuo, características de un cambio de salud futuro, la renta y la calidad percibida del sistema sanitario. La validez de los instrumentos queda confirmada por el valor 5,49 del estadístico J de Hansen que corresponde al valor p de 0,35 (tabla 5). La comparación de las estimaciones de los parámetros obtenidos mediante los métodos PIR2E y MGM confirma su similitud y, por tanto, la validez de los resultados presentados. En la última columna de la tabla 5 se recogen los efectos marginales correspondientes a la estimación PIR2E y calculados en valores representativos de las variables. En el caso de variables ficticias se considera el cambio de cero a uno. Los valores representativos corresponden a una mujer casada de entre 25 y 45 años, con estado de salud regular, estudios secundarios, renta media y que reside en una CCAA en la que la calidad percibida del sistema sanitario público no es buena. Además se presupone que en su hogar conviven tres individuos y que reside en un municipio de entre 100.000 y 500.000 habitantes.

Los resultados de la tabla 5 son los esperados y acordes con la literatura que analiza el uso de servicios sanitarios. Destaca la significatividad al 5% de la variable SEGUOPRIVADO cuyo efecto es negativo. La influencia de la doble cobertura en el uso de servicios sanitarios ha sido recogida por otros autores como Vera-Hernández (1999) o Rodríguez y Stoyanova (2004). Estos autores comprueban que un individuo con cobertura sanitaria privada visita con mayor frecuencia al médico de cabecera y, sobre todo, al médico especialista. Este mayor control médico podría reducir la probabilidad de que el individuo sufriese un cambio brusco de salud y ayudaría a entender la reducción del número de visitas a urgencias si se dispone de seguro médico privado. También la inmediatez de la atención sanitaria privada, que permite un acceso directo a los especialistas, es un factor que ayuda a comprender el menor uso de los servicios de urgencias.

Otro resultado, que se repite frecuentemente en la literatura tanto para el uso de urgencias como para otros servicios como por ejemplo visitas a especialista [Vera-Hernández (1999)], es que las variables que en mayor medida afectan al uso de este servicio son variables relacionadas con el estado de salud. De esta forma, si se padece una enfermedad crónica o mal estado de salud en general, el número de visitas a urgencias aumenta. Concretamente si el estado de salud percibido es malo o muy malo el número de visitas esperadas a urgencias aumenta 0,46. Se podría entender que en estas situaciones se producen mayor número de episodios en los que es necesaria una atención sanitaria urgente. Lo mismo concluyen varios autores como Abásolo *et al.* (2001), Clavero y González (2005), Propper *et al.* (2005) y Abásolo *et al.* (2008).

Como cabría esperar, las variables que identifican a individuos con actividad limitada, que han sufrido algún accidente o que han ingresado en el hospital en el último año, también tienen influencia positiva ya que son variables que representan situaciones en las que el uso de urgencias es esperado [Jiménez-Martín *et al.* (2002)]. Junto con el estado de salud estas variables son las que más incrementan el número de visitas esperadas a urgencias, implicando entorno a 0,4 visitas más en el caso de accidente o de ingreso hospitalario en los últimos doce meses.

Por otro lado, el efecto del género se analiza de forma específica para mujeres en edad fértil (MUJER2545). La influencia positiva de esta variable se podría explicar por el posible incremento del uso de urgencias durante el periodo de gestación. En este sentido Mancera *et al.* (2011) aseguran que el embarazo propicia el uso de los servicios sanitarios en mayor medida que otros problemas de salud. Además Sindelar (1982) apunta que los hombres sustituyen con mayor facilidad la atención sanitaria por los cuidados recibidos en casa. Ser mujer también influye directamente por ejemplo en el número de visitas al médico general. Así lo recogen, entre otros, los trabajos de Schellhorn *et al.* (2000), Wallace y Gutiérrez (2005) y Redondo *et al.* (2006).

Los coeficientes de las dos variables ficticias empleadas para analizar la influencia de la edad tienen signo negativo y su magnitud es mayor cuanto más avanzada es la edad que representan. Para interpretar este resultado se podría mencionar el trabajo de Álvarez (2001) que explica como los jóvenes realizan habitualmente actividades de riesgo, incrementando con ello la probabilidad de accidente y consecuentemente el mayor uso de urgencias. También se puede interpretar que los individuos mayores disponen de tiempo para acudir al médico de cabecera y sólo usan el servicio de urgencias cuando es realmente necesario. Es decir realizan un uso racional de este servicio.

Tabla 5: ESTIMACIÓN DE LA VARIABLE USOURGENCIAS

Nombre	MGM	Error Estándar Robusto	PIR2E	Error Estándar Robusto	Efectos Marginales
SEGUROPRIVADO	-0,6266	0,5776	-0,2466	0,1255 **	-0,061
RESSEGUROPRIVADO	-	-	0,0716	0,0400 *	0,020
ESTADOSALUDR	0,4742	0,0389 ***	0,5179	0,0385 ***	0,113
ESTADOSALUDMMM	0,9137	0,0563 ***	0,9796	0,0559 ***	0,467
ENFCRO	0,3472	0,0486 ***	0,3742	0,0442 ***	0,127
DISCAP	0,1353	0,0968	0,1096	0,1110	0,032
EDAD4064	-0,4531	0,0429 ***	-0,5006	0,0411 ***	-0,182
EDAD65OMAS	-0,6924	0,0547 ***	-0,7395	0,0541 ***	-0,147
MUJER	0,0456	0,0446	0,0234	0,0429	0,006
MUJER2545	0,1175	0,0503 **	0,1239	0,0480 **	0,033
CABEZAFAM	-0,0013	0,0386	0,0005	0,0367	0,000
ESTPRIM	0,0151	0,0524	0,0266	0,0514	0,008
ESTSECU	0,1346	0,0630 **	0,1422	0,0573 **	0,037
ESTSUPER	0,0440	0,0948	0,0155	0,0739	0,004
AUTONOMO	0,0445	0,0510	0,0221	0,0450	0,006
NOEMPNOASALFIJO	0,0743	0,0371 **	0,0925	0,0342 ***	0,027
AMACASAR2	0,2212	0,2938	0,1362	0,2512	0,041
TAMAÑO FAMILIA	0,0175	0,0166	0,0127	0,0132	0,004
CASADO	-0,0641	0,0356 *	-0,1038	0,0332 ***	-0,031
NUMHABITANTES	-0,0046	0,0075	0,0000	0,0070	0,000

Significación: 1% *** 5% ** 10% *

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5: ESTIMACIÓN DE LA VARIABLE USOURGENCIAS (continuación)

Nombre	MGM	Error Estándar Robusto	PIR2E	Error Estándar Robusto	Efectos Marginales
ACTIVIDADLIM	0,3882	0,0395 ***	0,4175	0,0376 ***	0,145
ACCIDENTE	0,7988	0,0337 ***	0,9444	0,0310 ***	0,441
INGRESOHOSP	0,8009	0,0398 ***	0,9307	0,0378 ***	0,431
INGRESODIA	0,3044	0,0523 ***	0,3527	0,0533 ***	0,119
RENTAI	0,0007	0,0392	0,0133	0,0341	0,004
RENTA2	0,1577	0,1378	0,1267	0,0943	0,038
CALIDADPERC	-0,0074	0,0014 ***	-0,0083	0,0014 ***	-0,002
Constante	-1,3869	0,1103 ***	-1,4586	0,0993 ***	-
Alpha	-	-	1,0248	0,0529	-
Observaciones	23.132		23.646		-
Contraste validez instrumentos					-
J de Hansen	5,494				-
Valor p	0,3586				-

Significación: 1% *** 5% ** 10% *

Fuente: Elaboración propia.

La calidad percibida del sistema sanitario público también influye inversamente en USURGENCIAS. Fijándonos en los efectos marginales observamos que si en una CCAA el porcentaje de individuos que opina que el sistema sanitario público en España en general funciona bien aumenta un diez por ciento, el número de visitas esperadas a urgencias se reduce en 0,02. Ello podría ser consecuencia del uso indebido que en ocasiones se da a este servicio [Alonso *et al.* (1993), Sempere *et al.* (2001), Lee *et al.* (2003), Parra *et al.* (2012)]. Para recibir atención sanitaria no urgente, sobre todo si se requiere un médico especialista, es necesario en primer lugar acudir al médico de cabecera que decidirá si derivar o no al paciente a un médico especialista. Se soportan así considerables tiempos de espera que varían en función de la calidad del sistema sanitario público, entendida ésta no estrictamente como calidad objetiva. Rodríguez (2001) para definir esta calidad señala como elementos significativos: el tiempo de espera, el trato profesional, los trámites burocráticos y la capacidad de elección. Por ello cuanto mayor sea la calidad percibida, menor será la dificultad percibida de acceder a la atención sanitaria y con ello menor será el uso de urgencias para evitar los trámites previos.

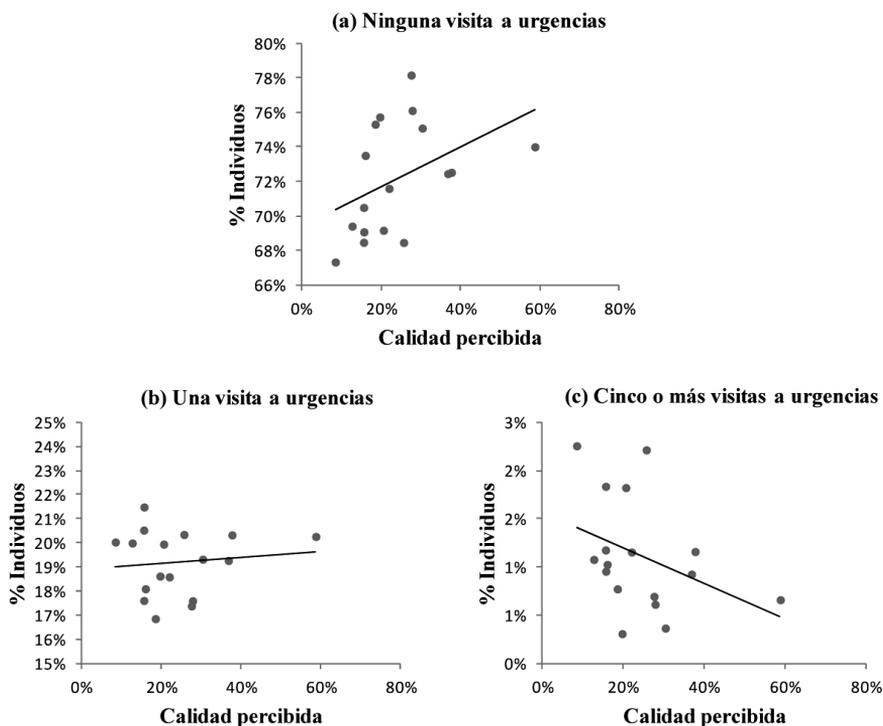
Este resultado evidencia la importancia de una correcta priorización en las listas de espera que permita racionalizar el uso de los distintos servicios sanitarios. Varios trabajos analizan el tratamiento y la gestión de las listas de espera. En ellos se resalta la necesidad de priorizar las listas de espera para evitar los fuertes desequilibrios entre la oferta y la demanda [Santana *et al.* (2004), Romero *et al.* (2006)] así como para lograr una mejor gestión de la demanda de los servicios sanitarios [Castells (2002), Escobar *et al.* (2005), Peiró *et al.* (2011)]. También se argumenta que es necesario canalizar los flujos de demanda entre los diversos recursos sanitarios [Martí (2002)] y se recoge el problema de la existencia de indicaciones inapropiadas de tratamientos [Rodríguez *et al.* (2008)].

Hay que matizar que el efecto marginal de la calidad percibida del sistema sanitario público es muy bajo en comparación con el efecto de otras variables explicativas. Sin embargo, si en los valores representativos se considera una CCAA con buena calidad percibida del sistema sanitario público en lugar de una CCAA con mala calidad percibida, el efecto marginal disminuye en un 65%, evidenciando la considerable diferencia de la influencia de la calidad percibida en las distintas CCAA. Para observar gráficamente este efecto, en la Figura 1. se presenta el porcentaje de individuos que no acudieron, que acudieron una y que acudieron cinco o más veces a urgencias por comunidades autónomas y en función de la calidad percibida del sistema sanitario. La calidad percibida está representada por el porcentaje de individuos de cada comunidad autónoma que opina que el sistema sanitario público funciona bien.

En la figura 1 se puede observar que cuanto mayor es el porcentaje de individuos que consideran que la calidad es buena en una comunidad autónoma, mayor es el porcentaje que no acude a urgencias (figura 1a: Ninguna visita a urgencias). Por otro lado, el uso ocasional de urgencias (una vez en doce meses) no parece verse afectado por la percepción de la calidad (figura 1b: Una visita a urgencias). Sin embargo el uso frecuente de este servicio disminuye con el incremento de la percepción de un buen funcionamiento del sistema sanitario (figura 1c: Cinco o más visitas a urgencias).

Para completar el análisis del uso de urgencias y del efecto del seguro médico privado, se han estimado dos modelos alternativos diferenciando el uso de servicios

Figura 1: NÚMERO DE VISITAS A URGENCIAS SEGÚN LA CALIDAD PERCIBIDA



Fuente: Elaboración propia.

de urgencias públicos y privados. En la ENS no se ofrece información del tipo de servicios usados en cada una de las visitas a urgencias contenidas en la variable USOURGENCIAS. Por ello, ésta es sustituida por una nueva variable explicada binaria que es igual a uno si la última visita a urgencias fue a urgencias públicas (ULTVISITAPUBLICA) en el primer modelo y a urgencias privadas en el segundo (ULTVISITAPRIVADA), ya que sí se dispone de esta información para la última visita. En estos modelos también se tiene en cuenta la posible endogeneidad del seguro médico privado ya que se estiman dos modelos de probit bivalente para las dos parejas de variables explicadas binarias ULTVISITAPUBLICA-SEGUROPRIADO y ULTVISITAPRIVADA-SEGUROPRIADO.

Como se puede observar en las tablas 6 y 7 (Anexo I), los efectos de las variables explicativas sobre ULTVISITAPUBLICA y ULTVISITAPRIVADA son muy similares a los obtenidos mediante los métodos PIR2E y MGM (tabla 5), no obstante, el nuevo resultado representa el coeficiente del seguro médico privado. Se observa que si el individuo dispone de seguro médico privado es menos probable que acuda a urgencias públicas (tabla 6). Sin embargo, con respecto a las urgencias privadas,

esta variable presenta un efecto significativo y positivo (tabla 7). Al contrario de lo que ocurre con otros servicios sanitarios, como pueden ser las consultas al médico generalista o especialista [Szabó (1997), Vera-Hernández (1999), Ordaz (2004), Rodríguez y Stoyanova (2004)], la doble cobertura sanitaria no incrementa el uso de urgencias en global. Los resultados indican que un individuo con seguro médico privado no aumenta el consumo del servicio de urgencias (privado y público) por encima del que haría en caso de no estar asegurado. En este caso la doble cobertura sanitaria provoca un menor uso innecesario y duplicado de los recursos sanitarios.

4. CONCLUSIONES

El primer objetivo de este trabajo ha sido el análisis de los determinantes de la demanda de seguro médico privado en España, objeto de numerosos estudios por su trascendencia en la relación entre el sector sanitario público y privado. El segundo objetivo ha sido el análisis del uso del servicio sanitario de urgencias. En este caso, para confirmar la validez de los resultados se han aplicado dos métodos alternativos de estimación para el modelo de conteo correspondiente. Para analizar la influencia de la calidad del sistema sanitario público, tanto en la contratación de un seguro médico como en el uso de urgencias, se ha empleado una variable de calidad subjetiva. Además se ha incluido un grupo de variables poco usuales en el estudio del seguro médico privado, destacando la significatividad de las variables relacionadas con la actividad física del individuo.

Los resultados indican que el factor más importante en la decisión de contratar seguro médico privado en España es el nivel de estudios del individuo y factores relacionados con él, como la clase social, el tipo de ocupación y la renta. Otro determinante importante es la calidad percibida del sistema sanitario, que está inversamente relacionada con la demanda del seguro médico privado.

En lo que se refiere al uso de urgencias, éste varía según la cobertura sanitaria del individuo y está fuertemente condicionado por variables relacionadas con su salud y con su cambio brusco. Como en el caso de la demanda de seguro médico privado, el uso de urgencias está inversamente relacionado con la calidad percibida del sistema sanitario público. Esto podría ser consecuencia del uso incorrecto del servicio de urgencias utilizado por los pacientes para evitar largas listas de espera en el acceso a médicos especialistas, hecho ampliamente discutido en la literatura. Por otro lado, se ha constatado que la doble cobertura sanitaria no incentiva el sobreconsumo de urgencias.

Los resultados obtenidos en este trabajo podrían resultar útiles en la fijación de políticas relacionadas con la asistencia sanitaria en España. Una discusión habitual, tal y como se recoge en la revisión de la literatura, es el impacto de incentivos fiscales a la contratación del seguro médico privado. Si tenemos en cuenta que el efecto de las políticas de incentivos fiscales depende de la elasticidad de la demanda del seguro médico privado y del grado de sustituibilidad del seguro médico público por el privado, podríamos afirmar que nuestro trabajo arroja luz sobre las consecuencias de dichas políticas fiscales. Hemos comprobado que la calidad percibida del sistema sanitario público condiciona la sustituibilidad del mismo. Por ello, podríamos concluir que el efecto de las políticas fiscales variaría dependiendo de la percepción que

los usuarios tengan del sistema sanitario público. En las comunidades autónomas con mejor calidad percibida, el seguro privado parece ser considerado como sustitutivo del público y, por tanto, el impacto de una política de incentivos fiscales sería considerablemente mayor. En cambio, en comunidades autónomas en las que, dadas las deficiencias del sector público, la sustituibilidad del seguro médico público por el privado fuese menor y el sector privado se percibiese como más necesario, dicha política fiscal tendrían un efecto menor.

Esta es una primera aproximación que podría derivarse de nuestros resultados, pero sin duda se necesita una mayor investigación sobre la elasticidad de la demanda del seguro médico privado en función de la percepción de la calidad del sistema sanitario. Todo lo anterior es muy importante por las implicaciones redistributivas y de eficacia que pueden derivarse de las políticas fiscales, teniendo en cuenta que las políticas fiscales suelen ser centralizadas y uniformes mientras que las políticas de mejoras sanitarias se fijan a nivel autonómico.

Nuestro trabajo también podría arrojar luz sobre el efecto de establecer un copago sanitario puesto que para ello es fundamental entender los factores que llevan a un individuo a contratar un seguro privado médico que duplica su cobertura sanitaria. Además, la efectividad del copago sanitario estaría condicionada por la citada sustituibilidad del sector público que, a su vez, depende de la calidad percibida del sistema sanitario público. De esta forma, si la sustituibilidad es muy próxima, el copago provocaría un trasvase del sector público al privado, algo que previsiblemente ocurrirá en las CCAA con peor calidad percibida.

Por otro lado, es importante comprender el proceso subyacente en la decisión de demandar asistencia sanitaria para conocer las causas del incremento del gasto sanitario [Pohlmeier y Ulrich (1995)]. En esta época de reajuste del estado de bienestar en la que se suceden los recortes en el ámbito sanitario público, es importante conocer cuáles son los factores que determinan el uso de los distintos servicios sanitarios.

Consideramos necesario resaltar que los resultados y las conclusiones a las que hemos llegado podrían estar condicionados por algunas limitaciones del presente trabajo. En particular hubiese sido interesante contar con información sobre el coste del seguro médico privado. Con ello se podría haber realizado una investigación pormenorizada sobre la elasticidad de demanda del seguro médico privado en función de la percepción de la calidad del sistema sanitario público, identificando detalladamente el efecto de las políticas de incentivos fiscales a dicho seguro. Así mismo, el análisis del uso urgencias habría sido más concreto si hubiésemos tenido información sobre la titularidad del servicio sanitario empleado en cada una de las visitas.

ANEXO I

Tabla 6: ESTIMACIÓN PROBIT BIVARIANTE PARA LAS VARIABLES ULTVISITAPUBLICA Y SEGUROPRIVADO

Nombre	Coef.	Error Estándar Robusto	Nombre	Coef.	Error Estándar Robusto
SEGUROPRIVADO	-0,9940	0,1157 ***			
ESTADOSALUDR	0,2758	0,0251 ***	ESTADOSALUDR	-0,0966	0,0302 ***
ESTADOSALUDMMM	0,5072	0,0391 ***	ESTADOSALUDMMM	-0,1774	0,0507 ***
ENFCRO	0,2242	0,0266 ***	ENFCRO	0,0870	0,0287 ***
DISCAP	0,0759	0,0924	DISCAP	-0,1769	0,1625
EDAD4064	-0,3515	0,0262 ***	EDAD4064	-0,0504	0,0292 *
EDAD65OMAS	-0,4731	0,0357 ***	EDAD65OMAS	-0,1576	0,0439 ***
MUJER	-0,0052	0,0265	MUJER	0,0127	0,0306
MUJER2545	0,0244	0,0304	MUJER2545	-0,0778	0,0346 **
CABEZAFAM	0,0167	0,0242	CABEZAFAM	0,0579	0,0277 **
ESTPRIM	0,0255	0,0342	ESTPRIM	0,2513	0,0548 ***
ESTSECU	0,1281	0,0389 ***	ESTSECU	0,5605	0,0577 ***
ESTSUPER	0,1020	0,0512 **	ESTSUPER	0,8054	0,0631 ***
AUTONOMO	0,0444	0,0288	AUTONOMO	0,2524	0,0286 ***
NOEMPNOASALFIJO	0,0192	0,0225	NOEMPNOASALFIJO	-0,2168	0,0271 ***
AMACASAR2	0,1231	0,2180	AMACASAR2	0,2878	0,1734 *
TAMAÑOFAAMILIA	-0,0016	0,0091	TAMAÑOFAAMILIA	-0,0600	0,0106 ***
CASADO	-0,0572	0,0220 ***	CASADO	0,1063	0,0257 ***
NUMHABITANTES	-0,0007	0,0048	NUMHABITANTES	-0,0571	0,0052 ***

Significación: 1% ***, 5% **, 10% *

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6: ESTIMACIÓN PROBIT BIVARIANTE PARA LAS VARIABLES ULTVISITAPUBLICA Y SEGUROPRIVADO (continuación)

Nombre	Coef.	Error Estándar Robusto	Nombre	Coef.	Error Estándar Robusto
ACTIVIDADLIM	0,2610	0,0256 ***	ACTIVIDADLIM	0,0216	0,0320
ACCIDENTE	1,0888	0,0319 ***	ACCIDENTE	0,1184	0,0372 ***
INGRESOHOSP	1,0521	0,0324 ***	INGRESOHOSP	0,1206	0,0389 ***
INGRESODIA	0,2617	0,0386 ***	INGRESODIA	0,1591	0,0440 ***
RENTA1	0,0471	0,0221 **	RENTA1	0,1110	0,0256 ***
RENTA2	0,0507	0,0636	RENTA2	0,4428	0,0543 ***
CALIDADPERC	-0,0034	0,0009 ***	CALIDADPERC	-0,0048	0,0011 ***
			OCUPACION2	0,2115	0,0305 ***
			OCUPACION3	0,0416	0,0287
			CLASE1	0,3623	0,0305 ***
			IMC	-0,0051	0,0027 *
			FUMA	0,0060	0,0092
Constante	-0,9255	0,0664 ***	Constante	-1,3279	0,1101 ***
			Coeficiente		Error Estándar Robusto
rho		0,3426			0,0759 ***
Observaciones					23.555

Significación: 1% **** 5% *** 10% ** *

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7: ESTIMACIÓN PROBIT BIVARIANTE PARA LAS VARIABLES ULTVISITAPRIVADA Y SEGUROPRIVADO

Nombre	Coef.	Error Estándar		Nombre	Coef.	Error Estándar	
		Coef.	Robusto			Coef.	Robusto
SEGUOPRIVADO	1,1383		0,2726 ***				
ESTADOSALUDR	0,1259		0,0635 **	ESTADOSALUDR	-0,0975		0,0304 ***
ESTADOSALUDMMM	0,0351		0,0980	ESTADOSALUDMMM	-0,1909		0,0512 ***
ENFCRO	0,0608		0,0643	ENFCRO	0,0870		0,0288 ***
DISCAP	0,5611		0,1982 ***	DISCAP	-0,1564		0,1614
EDAD4064	-0,1339		0,0612 **	EDAD4064	-0,0511		0,0292 *
EDAD65OMAS	-0,2919		0,0956 ***	EDAD65OMAS	-0,1631		0,0438 ***
MUJER	-0,0741		0,0705	MUJER	0,0132		0,0307
MUJER2545	0,1000		0,0738	MUJER2545	-0,0786		0,0348 **
CABEZAFAM	-0,0571		0,0605	CABEZAFAM	0,0570		0,0278 **
ESTPRIM	-0,0606		0,1106	ESTPRIM	0,2490		0,0551 ***
ESTSECU	0,0457		0,1145	ESTSECU	0,5590		0,0579 ***
ESTSUPER	0,1222		0,1351	ESTSUPER	0,8036		0,0634 ***
AUTONOMO	0,0040		0,0691	AUTONOMO	0,2564		0,0285 ***
NOEMPNOASALFIJO	-0,0253		0,0591	NOEMPNOASALFIJO	-0,2175		0,0271 ***
AMACASAR2	0,2228		0,3188	AMACASAR2	0,2889		0,1772
TAMAÑO FAMILIA	0,0039		0,0218	TAMAÑO FAMILIA	-0,0616		0,0106 ***
CASADO	0,0405		0,0546	CASADO	0,1052		0,0258 ***
NUMHABITANTES	-0,0540		0,0125 ***	NUMHABITANTES	-0,0554		0,0052 ***

Significación: 1% **** 5% *** 10% ** *

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7: ESTIMACIÓN PROBIT BIVARIANTE PARA LAS VARIABLES ULTIVISITAPRIVADA Y SEGUROPRIVADO (continuación)

Nombre	Coef.	Error Estándar Robusto	Nombre	Coef.	Error Estándar Robusto
ACTIVIDADLIM	0,1235	0,0639 *	ACTIVIDADLIM	0,0231	0,0324
ACCIDENTE	0,8708	0,0577 ***	ACCIDENTE	0,1120	0,0376 ***
INGRESOHOSP	0,3938	0,0671 ***	INGRESOHOSP	0,1051	0,0392 ***
INGRESODIA	0,0746	0,0825	INGRESODIA	0,1596	0,0443 ***
RENTA1	0,1227	0,0555 **	RENTA1	0,1136	0,0256 ***
RENTA2	0,3023	0,1133 ***	RENTA2	0,4494	0,0544 ***
CALIDADPERC	-0,0082	0,0025 ***	CALIDADPERC	-0,0048	0,0011 ***
			OCUPACION2	0,2076	0,0310 ***
			OCUPACION3	0,0433	0,0291
			CLASE1	0,3571	0,0310 ***
			IMC	-0,0046	0,0028 *
			FUMA	0,0034	0,0093
Constante	-2,5440	0,1730 ***	Constante	-1,3252	0,1116 ***
	Coeficiente		Error Estándar Robusto		
rho	0,0307			0,1474	
Observaciones				23.555	

Significación: 1% **** 5% *** 10% **

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abásolo, I., Manning R., Jones A. (2001): "Equity in the utilisation of and access to public-sector GPs in Spain", *Applied Economics*, n.º. 33, págs. 349-364.
- Abásolo, I., Pinilla, J., Negrin, M. (2008): "Equidad en la utilización de servicios sanitarios públicos por Comunidades Autónomas en España: un análisis multinivel", *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, n.º. 187 (4), págs. 87-106.
- Alonso, M., Hernández, R., Busto del Prado, F., Cueto, A. (1993): "Utilización de un servicio de urgencias hospitalario", *Revista de Sanidad e Higiene Pública*, n.º. 67, págs. 39-45.
- Álvarez, B. (2001): "La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España", *Investigaciones Económicas*, n.º. XXV (1), págs. 93-138.
- Arruza, J.A., Arribas, S., Gil De Montes, L., Irazusta, S., Romero, S., Cecchini, J.A. (2008): "The impact of duration in sport and physical activity on the psychological well-being", *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, n.º. 30 (8), págs. 171-183.
- Barret, G., Conlon, R. (2003): "Adverse Selection and the Decline in Private Health Insurance Coverage in Australia: 1989-95", *The Economic Record*, n.º. 79 (246), págs. 279-296.
- Besley, T., Hall, J., Preston, I. (1999): "The Demand for Private Health Insurance: Do Waiting Lists Matter?", *Journal of Public Economics*, n.º. 72, págs. 155-181.
- Borell, C., García-Calvente, M.M., Martí-Boscà, J.V. (2004): "La salud pública desde la perspectiva de género y clase social", *Gaceta Sanitaria*, n.º. 18 Supl1, págs. 2-6.
- Cancela, J.M., Pariente, S. (2008): "Análisis de los hábitos nutricionales y de actividad física en relación con el estado de salud y obesidad en la adolescencia. Estudio de Caso", *KRONOS, Rendimiento en el deporte*, n.º. 7, págs. 4-13.
- Castells, X. (2002): "La necesidad de profundizar en el debate y análisis de las listas de espera", *Gaceta Sanitaria*, n.º. 16 (5), págs. 374-375.
- Cibera, M. (2008): "Análisis de la relación entre calidad y satisfacción en el ámbito hospitalario en función del modelo de gestión establecido", Directores: Salvador, M. y Moliner, M. A., Tesis Doctoral, Universitat Jaume I, Departamento de Administración de Empresas y Marketing.
- Clavero, A., González, M. (2005): "Una revisión de modelos econométricos aplicados al análisis de demanda y utilización de servicios sanitarios", *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, n.º. 173 (2), págs. 129-162.
- Costa, J., García, J. (2002): "Cautividad y demanda de seguros sanitarios privados", *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, n.º. 66, págs.71-87.
- Costa, J., García, J. (2003): "Demand for private health Insurance: how important is the quality gap?", *Health Economics*, n.º. 12, págs. 587-599.
- Chai Cheng, T., Vahid, F. (2011): "Demand for Hospital Care and Private Health Insurance in a Mixed Public-Private System: Empirical Evidence Using a Simultaneous Equation Modeling Approach", *Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University*, Working Paper 22/11.
- Deb, P., Trivedi, P.K. (2006): "Maximum simulated likelihood estimation of a negative binomial regression model with multinomial endogenous treatment", *Stata Journal*, n.º. 6, págs. 246-255.
- Doiron, D., Jones, G., Savage, E. (2008): "Healthy Wealthy and Insured? The Role of Self-Assessed Health in the Demand for Private Health Insurance", *Health Economics*, n.º. 17, págs. 317-334.
- Escobar, A., González, N., Quintana, J. M., Las Hayas, C. (2005): "Priorización de pacientes en lista de espera para prótesis de rodilla y cadera: la opinión de los pacientes", *Gaceta Sanitaria*, n.º. 19 (5), págs. 379-385.

- Freire, J. M. (1999): “La nueva fiscalidad de los seguros sanitarios privados y el Sistema Nacional de Salud”, *Gaceta Sanitaria*, nº. 13 (3), págs. 233-236.
- Geraci, A., Fabbriy, D., Monfardini, C. (2012): “Testing exogeneity of multinomial regressors in count data models: does two stages residual inclusion work?”, ISER, University of Essex (UK). Presentado en Italian Congress of Econometrics and Empirical Economics (ICEE), enero 2013.
- González, Y. (1995): “La demanda de seguros sanitarios”, *Revista de Economía Aplicada*, nº. 8 (III), págs. 111-142.
- Hansen, L. (1982): “Large simple properties of generalized method of moments estimators”, *Econometrica*, nº. 50 (3), págs. 1029-1054.
- Harmon, C., Nolan, B. (2001): “Health insurance and health services utilization in Ireland”, *Health Economics*, nº. 10, págs. 135-145.
- Hidayat, B., Pokhrel, S. (2010): “The Selection of an Appropriate Count Data Model for Modelling Health Insurance and Health Care Demand: Case of Indonesia”, *Int. J. Environ. Res. Public Health*, nº. 7, págs. 9-27.
- Hoel, M., Magnus, E. (2003): “Public health care with waiting time: the role of supplementary private health care”, *Journal of Health Economics*, nº. 22, págs. 599-616.
- Jiménez-Martín, S., Labeaga, J.M., Martínez-Granado, M. (2002): “Latent class versus two-part models in the demand for physician services across the European Union”, *Health Econ.*, nº. 11, págs. 301-321.
- Jofre, M. (2000): “Public health care and private insurance demand: The waiting time as a link”, *Health Care Management Science*, nº. 3, págs. 51-71.
- Kenkel, D.S. (1990): “Consumer health information and the demand for medical care”, *The Review of Economics and Statistics*, nº. 72, págs. 587-595.
- Lee, A., Hazlett, C.B., Chow, S., Lau, F.L., Kam, C.W., Wong, P., Wong, T.W. (2003): “How to minimize inappropriate utilization of accident and emergency departments: improve the validity of classifying the general practice cases amongst the A&E attendees”, *Health Policy*, nº. 66, págs. 159-168.
- Lokuge, B., Denniss, R., Faunce, T.A. (2005): “Private Health Insurance and Regional Australia”, *MJA*, nº. 182 (6), págs. 290-293.
- López-Casasnovas, G., Sáez, M. (2005): “A vueltas con el aseguramiento sanitario privado” *Gaceta Sanitaria*, nº. 19, págs. 59-64.
- López, A., Vera-Hernández, M. (2008): “Are tax subsidies for private medical insurance self-financing? Evidence from a microsimulation model”, *Journal of Health Economics*, nº. 27, págs. 1285-1298.
- Mancera, J., Romero, M.J., Paniagua, F., Fernández, M.L., Sánchez, R., Baca, A. (2011): “Utilización de la sanidad privada por las embarazadas seguidas en un centro de salud público”, *Semergen*, nº. 37 (7), págs. 333-339.
- Marqués, J. (2012): “La doble cobertura sanitaria, al alza en Cataluña”, *Diario Negocio*, 2 de julio de 2012. Disponible en: <http://www.diarionegocio.es/print/7366>.
- Martí, J. (2002): “La gestión de las listas de espera quirúrgicas por los centros sanitarios y los profesionales”, *Gaceta Sanitaria*, nº. 16 (5), págs. 440-443.
- Ministerio de Economía y Hacienda (2002-2012): *Seguros y Fondos de Pensiones. Informe 2002-2012*, Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones, Madrid.
- Montero, R., Jiménez, J.D., Martín, J. (2005): “La influencia del area geográfica de residencia en la demanda de servicios sanitarios públicos en España”, *Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Granada*, Documento de Trabajo nº. 05/2005.

- Morris, S., Sutton, M., Gravelle, H. (2005): "Inequity and inequality in the use of health care in England: an empirical investigation", *Social Science and Medicine*, nº. 60 (6), págs. 1251-1266.
- Ordaz, J.A. (2004): "Análisis del seguro privado de enfermedad en España", Tesis Doctoral, Departamento de Economía Aplicada III, Universidad de Sevilla.
- Ordaz, J.A., Guerrero, F.M., Murillo, C. (2005): "Análisis empírico de la demanda de seguro privado de enfermedad en España", *Estudios de Economía Aplicada*, nº. 23, págs. 303-329.
- Pagan A., Vella F. (1989): "Diagnostic Tests for Models Based on Individual Data: A Survey", *Journal of Applied Econometrics*, nº. 4, págs. S29-59.
- Parra, P., Bermejo, R.M., Más, A., Hidalgo, M.D., Gomis, R., Calle, J.E. (2012): "Factores relacionados con la satisfacción del paciente en los servicios de urgencias hospitalarios". *Gaceta Sanitaria*, nº. 26, págs. 159-165.
- Peiró, S., Artells, J.J., Meneu, R. (2011): "Identificación y priorización de actuaciones de mejora de la eficiencia en el Sistema Nacional de Salud", *Gaceta Sanitaria*, nº. 25 (2), págs. 95-105.
- Pohlmeier, W., Ulrich, V. (1995): "An econometric model of the two part decisionmaking process in the demand for health care", *The Journal of Human Resources*, nº. 30 (2), págs. 339-361.
- Powell, K.E., Thompson, P.D., Casperson, C.J., Kendrick, J.S. (1987): "Physical activity and the incidence of coronary heart disease", *Annual Review of Public Health*, nº. 8, págs. 253-287.
- Propper, C. (1993): "Constrained choice sets in the UK demand for private medical insurance", *Journal of Public Economics*, nº. 51 (3), págs. 287-307.
- Propper, C. (2000): "The demand for private health care in the UK", *Journal of Health Economics*, nº. 19, págs. 855-876.
- Propper, C., Rees, H., Green, K. (2001): "The demand for Private Medical Insurance in the UK: A cohort analysis", *The Economic Journal*, nº. 111, págs. C180-C200.
- Propper, C., Eachus, J., Chan, P., Pearson, N., Smith, G.D. (2005): "Access to health care resources in the UK: the case of care for arthritis", *Health Economics*, nº. 14 (4), págs. 391-406.
- Redondo-Sendino, A., Guallar-Castillón, P., Banegas, J.R., Rodríguez-Artalejo, F. (2006): "Gender differences in the utilization of health-care services among the older adult population of Spain", *BMC Public Health*, nº. 6, págs. 155.
- Rodríguez, E., Álvarez, B., Abad, P. (2008): "Racionamiento vía listas de espera: medidas de mejora y posibles implicaciones Rationing through waiting lists: measuring improvement and possible implications", *Cad. Saúde Pública*, nº. 24 (3), págs. 702-707.
- Rodríguez, M. (2001): "El espacio de los seguros privados en los sistemas sanitarios públicos: marco conceptual y políticas". *Gaceta Sanitaria*, nº. 15, págs. 527-537.
- Rodríguez, M., Stoyanova, A. (2004): "La influencia del tipo de seguro y la educación en los patrones de utilización de los servicios sanitarios", *Gaceta Sanitaria*, nº. 18, págs. 102-111.
- Rodríguez, M., Stoyanova, A. (2008): "Changes in the demand for private medical insurance following a shift in tax incentives", *Health Economics*, nº. 17, págs. 185-202.
- Romero, P.A., García, B.A., Míguez, E.R., Sampayo, A.R. (2006): "Preferencias sociales en las decisiones públicas: priorización de pacientes en lista de espera quirúrgica", *Hacienda Pública Española*, nº. 179, págs. 113-134.
- Rothschild, M., Stiglitz J. (1976): "Equilibrium in competitive insurance markets: an essay on the economics of imperfect information" *Quarterly Journal of Economics*, nº. 90, págs. 629-649.
- Saez, M., Saurina, C., Coenders, G., González-Raya, S. (2006): "Use of primary health care services according to the different degrees of obesity in the Girona Health Region, Spain", *Health Economics*, nº. 15 (2), págs. 173-93.

- Santana, M.M., Deán, A.R., García, J.O., Fernández, I.S., Tabares, E.G. (2004): “Aplicación del análisis conjunto en la priorización de una lista de espera quirúrgica”, *Cuadernos económicos de ICE*, nº. 67, págs. 93-106.
- Schellhorn, M., Stuck, A.E., Minder, C.E., Beck, J.C. (2000): “Health services utilization of elderly swiss: evidence from panel data”, *Health Economics*, nº. 9, págs. 533-545.
- Sempere, T., Peiró, S., Sendra, P., Martínez, C., López, I. (2001): “Inappropriate use of an accident and emergency department: magnitude, associated factors, and reasons - an approach with explicit criteria”, *Annals of Emergency Medicine*, nº. 37, págs. 568-579.
- Simó, J. (2009): “El «techo de cristal» de la atención primaria española”, *Atención Primaria*, nº. 41 (10), págs. 572-577.
- Sindelar, J.L. (1982): “Differential use of medical care by sex”, *Journal of Political Economy*, nº. 90, págs. 1003-1019.
- Sobejano, I., Moreno, C., Viñes, J.J., Grijalba, A.M., Amézqueta, C., Serrano, M. (2009): “Estudio poblacional de actividad física en tiempo libre”, *Gaceta Sanitaria*, nº. 23 (2), págs. 127-132.
- Szabó, T. (1997): “La demanda de seguros médicos privados y el uso de servicios sanitarios en España”, *Centro de Estudios Monetarios y Financieros*. Madrid.
- Terza, J.V., Basu, A., Rathouz, P.J. (2008): “Two-stage residual inclusion estimation: Addressing endogeneity in health econometric modeling”, *Journal of Health Economics*, nº. 27, págs. 531-543.
- Tittel, K., Israel, L. (1991): “La inactividad física aumenta los factores de riesgo para la salud y la capacidad física. (Declaración de posición de la Federación Internacional de Medicina del Deporte - FIMS)”, *Boletín Femedé*, nº. 12, págs. 2-3.
- Triadó, X.M. (2003): “La doble cobertura sanitaria: análisis de las preferencias y oportunidades del mercado”, *El Médico Interactivo Diario Electronico de la Sanidad*, 10 de enero de 2003, nº. 892. Disponible en: <http://www.elmedicointeractivo.com/ap1/emiold/informes/gestion/doblecobertura.htm>.
- Urbanos, R. (2000): “La prestación de los servicios sanitarios públicos en España: cálculo y análisis de la equidad horizontal interpersonal para el período 1987-1995”, *Hacienda Pública Española*, nº. 153, págs. 139-160.
- Van Ourti, T. (2004): “Measuring horizontal inequity in Belgian health care using a Gaussian random effects two part count data model”, *Health Economics*, nº. 13 (7), págs. 705-24.
- Vera-Hernández, A.M. (1999): “Duplicate coverage and demand for health care. The case of Catalonia”, *Health Economics*, nº. 8, págs. 579-598.
- Viñes, J.J., Díez, J., Guembe, M.J., González, P., Amézqueta, C., Barba, J., Sobejano, I., Wallace, S. P., Gutiérrez, V. F. (2005): “Equity of access to health care for older adults in four major Latin American cities”, *Revista Panamericana de Salud Pública*, nº. 17 (5-6), págs. 394-409.
- Windmeijer, F.A.G., Santos Silva, J.M.C. (1997): “Endogeneity in count data models: an application to demand for health care”, *Journal of applied econometrics*, nº. 12, págs. 281-294.
- Zweifel, P. (1981): “Supplier-induced demand in a model of physician behavior”, en J. Van der Gaag y M. Perlman (eds.), *Health, Economics, and Health Economics*, Amsterdam, Ed: North Holland.

Fecha de recepción del original: junio, 2013

Versión final: septiembre, 2014

ABSTRACT

The aim of this study is to analyse the factors that determine the demand for private health insurance and the use of emergency services in Spain by applying a binary logit model and a count data model with endogenous explanatory variable. The analysis of the demand for private health insurance shows the positive effect of educational level, income, social class and job skills. Another important factor is specified by means of two variables which are related to physical activities. The use of emergency services is conditioned by variables closely related to double health coverage, as well as to other health-related variables. The paper also analyses the effect of public health system quality on both the demand for private health insurance and the use of emergency services by using a subjective quality perception variable.

Key words: private health insurance, emergency service, quality.

JEL Classification: I11, C35.