

## LA DEMANDA ATENDIDA DE CONSULTAS MÉDICAS Y SERVICIOS URGENTES EN ESPAÑA

BEGOÑA ÁLVAREZ

*Universidad de Vigo*

*El objetivo de este artículo es estudiar los determinantes de la utilización de consultas al médico y servicios urgentes en España. Los datos proceden de la Encuesta Nacional de Salud 1993, complementada con la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91. Los parámetros de los modelos de regresión se estiman por máxima verosimilitud binomial negativa y por mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos. Se obtienen resultados a favor de un modelo de decisión en dos partes en las consultas médicas. Las variables biológicas, los estilos de vida, la situación profesional y el lugar de residencia de los entrevistados aparecen como predictores principales en los modelos. No se encuentra un efecto significativo de la renta.*

*Palabras clave: Demanda de asistencia sanitaria, modelo binomial negativo, modelo valla binomial negativo, estimación semiparamétrica.*

(JEL C21, C52, I11)

### 1. Introducción

La demanda de atención médica puede interpretarse como la manifestación que hacen los individuos de sus necesidades sanitarias. Esta visión de la realidad presenta al ciudadano como el actor principal encargado de ligar el gasto sanitario a su finalidad última, esto es, la consecución de un mayor nivel de salud. Los datos muestran que, durante el periodo 1960-1997, la evolución de la prestación sanitaria media fue, junto con la extensión de la cobertura sanitaria pública, el principal factor responsable del crecimiento del gasto sanitario español (Otero y Martín, 1997). Por ese motivo, el estudio de las variables que

Esta investigación ha estado financiada por el proyecto con referencia 96/1787 concedido por el Fondo de Investigaciones Sanitarias (FIS) del Ministerio de Sanidad y Consumo. Quiero agradecer la supervisión y las sugerencias recibidas de Miguel A. Delgado y Félix Lobo durante la realización de este artículo. También doy las gracias a Matilde P. Machado, Marcos Vera-Hernández y a dos evaluadores anónimos por sus comentarios sobre versiones anteriores de este trabajo.

determinan el comportamiento de los ciudadanos como demandantes de asistencia sanitaria se convierte en un aspecto particularmente relevante.

A pesar de que la literatura internacional que se ha ocupado de este tema es amplia, en España los estudios no han sido abundantes y la mayoría se han restringido al ámbito catalán. Cabe citar el trabajo de Calonge (1988) que aplica modelos tobit para analizar la demanda de servicios médicos con datos de la Encuesta del Ayuntamiento de Barcelona de 1983; González y Murillo (1988) estiman, a partir de los mismos datos, un sistema de ecuaciones lineales en el que las variables dependientes son transformaciones logarítmicas del número de consultas al médico, los días de hospitalización y el número de medicamentos consumidos por los entrevistados; Sáez et al. (1994) utilizan modelos logit para estudiar la probabilidad de acudir al médico con datos de la Encuesta de Barcelona de 1991; y, recientemente, Vera-Hernández (1999) aborda la endogeneidad de la doble cobertura en el número de visitas al especialista realizadas por los entrevistados en la Encuesta de Salud Catalana de 1995, utilizando un modelo basado en datos de recuento. En un ámbito de estudio más amplio, Szabó (1997) trata la endogeneidad de la compra de un seguro privado en la decisión de consultar al médico con datos de la Encuesta Nacional de Salud de 1993 y Murillo et al. (1997) estudian el gasto privado de los hogares españoles en atención dental, a partir de los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91.

El trabajo que se presenta a continuación se añade a esta literatura y tiene como objetivo el análisis de los factores explicativos del número de consultas ordinarias al médico y del número de consultas realizadas a los servicios de urgencia en España, implementando desarrollos econométricos recientes propuestos en la literatura para el tratamiento de datos de recuento. La información utilizada procede de la Encuesta Nacional de Salud de 1993 que, en esta ocasión, se ha complementado con una muestra independiente, la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91, con la finalidad de imputar un indicador de la renta del hogar a los entrevistados en la primera encuesta.

El interés de la consulta médica ordinaria, bien sea de atención primaria o especializada, se debe a que es la principal vía de entrada a cualquier sistema sanitario. Se trata del servicio sanitario más frecuentado y, por tanto, más permeable a las condiciones de acceso y a las propias características de los usuarios. Las consultas a los servicios

de urgencia tienen otros matices añadidos que las hacen particularmente relevantes. En teoría, se trata de una atención extraordinaria, ligada a estados de urgencia médica. En la práctica, esto no ocurre siempre. En un estudio elaborado por Alonso et al. (1993), se presenta una recopilación de investigaciones acerca del uso impropio de los servicios de urgencia hospitalarios españoles. Los datos que allí se ofrecen identifican como consultas inapropiadas porcentajes que oscilan entre el 35,5 % y el 71,2 % —según los hospitales— del total de consultas urgentes atendidas. El mal uso de los servicios urgentes está protagonizado, unas veces, por quienes los utilizan como cortocircuitos del sistema, es decir, como una forma de evitar el paso por la atención primaria y las listas de espera para acceder a la atención especializada. Otra vez, la utilización inapropiada de las urgencias está asociada a problemas de percepción de la gravedad o a la somatización de ciertas circunstancias sociales que podrían ser resueltas por otro nivel asistencial.

El análisis teórico de la demanda de asistencia sanitaria sugiere dos enfoques alternativos. El primero, y más habitual, supone que el paciente es el único decisor de la cantidad de servicios médicos que utiliza. Aquí, formalizamos este enfoque planteando un modelo basado en el propuesto por Cameron et al. (1988). Básicamente, se presenta un contexto en el que el individuo contrata un seguro sanitario que le cubre frente al riesgo financiero provocado por las enfermedades, elige su cesta de consumo preferida y combina diferentes formas de asistencia sanitaria y otros bienes de consumo cotidiano para producir salud.

El segundo enfoque plantea que la asimetría de información que caracteriza la relación médico-paciente (Arrow, 1963), unida a los incentivos económicos a los que se enfrenta el personal sanitario, inducen una usurpación de la soberanía del paciente por parte de quienes les prestan los servicios médicos. Este supuesto implica que el proceso de decisión del individuo se divide en dos partes. En la primera, es el paciente quien decide contactar con los servicios. Una vez establecido el contacto, el usuario delega su soberanía en el médico que, condicionado por incentivos económicos, de prestigio o, simplemente, por lo que él considera una buena práctica médica, acaba determinando la cantidad final de servicios que recibe el enfermo. La existencia de inducción de la demanda por parte del médico hace que la oferta y la demanda dejen de ser independientes, incumpliendo de este modo una de las condiciones para que el mercado asigne de forma eficiente.

Desde el punto de vista econométrico, el primer tipo de modelos se especifica como un proceso de decisión en una sola parte. En el contexto de datos de recuento en el que nos movemos, el proceso generador de los datos suele modelarse mediante la distribución Poisson. Sin embargo, esta especificación ha demostrado que es muy restrictiva en casos, como el que nos ocupa, en los que la varianza es mayor que la media, fenómeno conocido como sobredispersión. Para resolver este problema, se han introducido formas paramétricas más flexibles, como la binomial negativa o la geométrica, que permiten mayor o menor dispersión que la impuesta por la distribución Poisson. Esta flexibilidad conlleva la inclusión de parámetros adicionales no siempre relevantes en el análisis. Dado que sólo nos vamos a centrar en la estimación de los parámetros de la esperanza condicional, se puede prescindir de una parametrización previa de la distribución, estimando los parámetros de la media por mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos, como han sugerido Robinson (1987) y Delgado (1992), entre otros. Las varianzas condicionales, en este caso, no se parametrizan y son estimadas de forma no paramétrica. Estos estimadores son los pesos en la estimación por mínimos cuadrados generalizados. Las estimaciones de los parámetros de la media obtenidas mediante este procedimiento son consistentes y asintóticamente eficientes si la especificación del modelo de regresión es correcta. En este artículo, los resultados del estimador semiparamétrico se comparan con los obtenidos por máxima verosimilitud binomial negativa.

En la literatura económica, la contrastación de la hipótesis de inducción de la demanda se ha llevado a cabo examinando el efecto del ratio de médicos en la población sobre las tarifas de los servicios sanitarios (Fuchs, 1978), la demanda atendida de servicios (Evans, 1974; Pohlmeier y Ulrich, 1995), la intensidad de los servicios prestados (Stano, 1985) o la renta de los médicos (Evans et al., 1973). Los estudios recientes que abordan el impacto de la oferta de médicos en la demanda de asistencia sanitaria plantean modelos de decisión en dos partes (Manning et al. 1981, Pohlmeier y Ulrich, 1995, entre otros). En el trabajo que aquí se presenta, se adopta esta estrategia. La hipótesis de existencia de demanda inducida por la oferta en las consultas ordinarias al médico se contrasta mediante una especificación binomial negativa con valla, en la que el proceso que gobierna la decisión de acudir al médico se considera independiente del que determina la frecuencia de consultas una vez establecido el contacto. Un efecto significativo del ratio de médicos en la segunda parte del modelo se interpreta como

un indicio a favor de la hipótesis de inducción de demanda.

La organización del artículo es la siguiente. En la sección 2 se presenta el marco teórico del trabajo. En la sección 3 se describe la información de la ENS93 y de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 que se utiliza en la estimación de las ecuaciones de demanda. Los diferentes modelos econométricos que se han empleado en el estudio de la demanda de asistencia sanitaria, así como los métodos de estimación aplicados, se presentan en la sección 4. Por último, se realiza una comparación de los modelos y se describen los resultados obtenidos a partir de las especificaciones preferidas. En un apéndice final, se describen algunos detalles técnicos del trabajo.

## 2. El marco teórico

El modelo que se presenta a continuación está basado en el propuesto por Cameron et al. (1988). Suponemos que cada persona puede verse afectada por las enfermedades, representadas por la variable aleatoria  $h$ , sobre la cual tiene definidas probabilidades a priori  $\Pi(h | A)$ , condicionadas por sus características personales  $A$  (edad, sexo, enfermedades crónicas, etc.). Antes de conocer la realización de esta variable, el individuo puede protegerse frente al riesgo financiero provocado por las enfermedades contratando un seguro sanitario  $j$ , cuyas características (cobertura, copagos, organización de los servicios, etc.) están representadas por el vector  $J$ . Una vez que el individuo ha contratado la cobertura sanitaria y conoce la realización de las enfermedades, lleva a cabo actividades de producción de salud. Denotamos por  $H_j$  la salud que el individuo produce mediante una tecnología que toma como factores productivos asistencia sanitaria,  $M$ , y otros bienes no sanitarios de consumo cotidiano representados por el vector  $D$

$$H_j = H(D, M | h, A, J). \quad [1]$$

El vector  $D$  contiene bienes con efectos saludables,  $D^S$ , y bienes con repercusiones nocivas para la salud que se denotan por  $D^N$ . La aportación marginal de los factores productivos es tal que,

$$\begin{aligned} H_M(h; A, J) &= \frac{\partial H_j}{\partial M} \geq 0 \\ H_{D^S}(h; A, J) &= \frac{\partial H_j}{\partial D^S} \geq 0 \\ H_{D^N}(h; A, J) &= \frac{\partial H_j}{\partial D^N} \leq 0. \end{aligned}$$

Este tipo de funciones de producción de salud, en las que intervienen bienes cuyo consumo contribuye directamente a la utilidad (tabaco, alcohol, ciertos alimentos, etc.), han sido estudiadas en los artículos de Grossman (1972 a), Rosenweight y Schultz (1983) y Kenkel (1995), entre otros. Suponemos que la tecnología de producción de salud está determinada por las enfermedades que padece el individuo. Es razonable pensar que las enfermedades aumentan, en términos absolutos, la productividad marginal de los factores productivos. Por ejemplo, la contribución marginal que puede tener una consulta médica en la salud de una persona enferma es mayor que en la de una sana; un cigarrillo fumado por una persona sana es prácticamente inocuo, pero puede ser dañino para una persona con una afección pulmonar.

Algunas características de los individuos actúan también en este sentido. Por ejemplo, la edad y las enfermedades crónicas reducen la productividad marginal de la asistencia sanitaria y pueden actuar como catalizadores del efecto perjudicial provocado por los bienes nocivos. Los aspectos biológicos relacionados con el género del individuo definen también formas distintas de producir salud. Una de las variables que más interés ha suscitado en este caso es la educación. Por una parte, las personas con mayor nivel educativo se consideran más eficientes en la producción de salud (Grossman, 1972a,b). Esta mayor capacidad para generar salud de los más educados tiene que ver, en el caso de la asistencia sanitaria, con aspectos tan importantes como el cumplimiento del tratamiento prescrito por el médico, la comprensión del mismo por parte del paciente o, simplemente, el tipo de servicio utilizado. Por otra parte, un mayor nivel educativo también facilita el acceso a información sanitaria, así Kenkel (1990) muestra que los individuos mejor informados utilizan una cantidad de asistencia sanitaria que se aproxima más a la requerida por los síntomas, mientras que en los individuos menos informados detecta una infrautilización de la atención médica.

Finalmente, la tecnología de producción de salud también está condicionada por las características de la cobertura sanitaria,  $J$ . Este efecto se materializa en el tipo y la calidad de la asistencia que una persona utiliza frente a una dolencia determinada.

Las preferencias de un individuo que ha elegido la cobertura  $j$  se representan mediante una función creciente y cuasi-cóncava en sus argumentos:

$$U = U(C, D, H_j | A). \quad [2]$$

donde  $C$  incluye todos aquellos bienes que generan utilidad al individuo sólo a través de su consumo, mientras que los bienes incluidos en  $D$  afectan al nivel de bienestar del individuo por dos vías: directamente a través de su consumo, e indirectamente por su intervención en la producción de salud. Nótese que la asistencia sanitaria contribuye a la utilidad del individuo exclusivamente a través de su aportación a la salud, por tanto su demanda va a estar derivada de la interacción entre la función de demanda de salud y la función de producción de salud: las personas desean salud y demandan asistencia sanitaria para producirla.

Los incentivos económicos afectan al consumidor a través de su restricción presupuestaria. Denotamos por  $Y$  la renta disponible durante el periodo. En este modelo, la renta se supone exógena, de modo que se elimina cualquier consideración de la salud como una forma de inversión en capital humano. Al comienzo del periodo, el individuo destina una parte de su renta,  $P_j$ , al pago de la prima correspondiente al seguro sanitario contratado. Puesto que la renta se considera neta de impuestos y cotizaciones a la Seguridad Social (que son las fuentes de financiación principales del gasto sanitario español) esa prima será mayor que cero cuando el individuo contrate un seguro de financiación privada. Una vez que ha contratado la cobertura sanitaria, tiene lugar la realización de las enfermedades y el individuo adquiere los bienes  $D$  en el mercado a un precio  $P_D$ , asistencia sanitaria  $M$  a un precio  $P_{M_j}$  y el agregado  $C$ , que se toma como numerario. La restricción presupuestaria se expresa entonces como,

$$C + P_D D + P_{M_j} M = Y - P_j. \quad [3]$$

Conviene detenerse un momento en el significado del precio de la asistencia sanitaria en un sistema sanitario como el español. El Sistema Nacional de Salud garantiza la atención médica a todos los ciudadanos sin exigir contraprestación monetaria por servicio recibido. Evidentemente, este hecho no quiere decir que la asistencia sanitaria cubierta por un seguro, bien público o privado, sea gratuita. Por una parte, los impuestos, las cotizaciones y las primas pagadas en los seguros privados imputan un coste a la atención sanitaria total recibida por los individuos. Por otra parte, el sistema de racionamiento de los servicios sanitarios por medio de colas y listas de espera exige al paciente la dedicación de una parte -en ocasiones considerable- de su tiempo para recibir atención médica. La magnitud del coste del tiempo para el individuo depende de las facilidades de acceso al servicio y del tipo

de actividad que deba interrumpir para realizar la consulta (ver Coffey, 1983, Wagstaff, 1986 y Cauley, 1987). De modo que la asistencia sanitaria no sólo tiene un precio sino que, además, éste es diferente para cada individuo.

Una vez definidos los elementos que intervienen en la decisión del individuo y sin otra información adicional, las demandas de los bienes  $C$ ,  $D$  y  $M$ , se obtienen de la maximización que realiza el consumidor de su utilidad esperada

$$EU_j = \int_h U(C, D, H_j | A) d\Pi(h | A) \quad j = 1, \dots, Q, \quad [4]$$

sujeto a la restricción tecnológica (1) y a la monetaria (3), siendo  $Q$  el número de coberturas sanitarias distintas que pueden contratarse.

Dada la elección de la cobertura sanitaria, la demanda condicionada de asistencia sanitaria vendría expresada por una función

$$M_j = f(P_{M_j}, P_D, P_j, h, A, Y),$$

donde el precio de la asistencia sanitaria percibido por cada usuario,  $P_{M_j}$ , depende del tipo de cobertura sanitaria que tenga la persona y de su situación profesional, de modo que:

$$P_{M_j} = P(T_j, R),$$

siendo  $T_j$  una variable artificial con valor uno si el individuo ha elegido la cobertura sanitaria  $j$  y  $R$  un vector de variables que determinan el coste de oportunidad del tiempo para el individuo, tales como la situación profesional o las facilidades de acceso a los servicios sanitarios.

Aunque no es el propósito de este trabajo, resulta interesante señalar que el modelo presentado permite estudiar la elección óptima de la cobertura sanitaria. Dicha elección sería la que maximizase (4) dada la elección óptima de cada uno de los bienes que en ella intervienen (ver Cameron et al., 1988 y Vera-Hernández, 1999).

La forma reducida de la demanda de asistencia sanitaria sin condicionar a la elección de la cobertura sanitaria se obtiene introduciendo  $Q$  variables explicativas que indican si el individuo posee o no cada una de las coberturas sanitarias que existen en el sistema,

$$M = f(T_1, \dots, T_Q, R, P_D, P_j, h, A, Y). \quad [5]$$

En la siguiente sección, nos centramos en la estimación de una forma funcional de esta demanda. Puesto que vamos a considerar datos de corte transversal, suponemos que la variabilidad de los precios  $P_D$  y  $P_J$  a los que se enfrentan los individuos no es relevante y, por tanto, estas variables se omiten en la especificación final del modelo. Como medida de la demanda de asistencia sanitaria se suele emplear la demanda atendida, es decir, el volumen de servicios utilizado por el individuo, expresado en términos de gasto o de frecuentación, según la disponibilidad de los datos. Sin embargo, “utilización” y “demanda” no son conceptos idénticos. Por una parte, las dificultades de acceso a los servicios, relacionadas con las propias características del individuo o con la organización de los sistemas sanitarios, hacen que parte de la demanda quede insatisfecha o desatendida. De modo que, entre los no usuarios de los servicios sanitarios, están las personas que no necesitan atención médica, quienes necesiéndola no perciben esa necesidad y aquéllas cuya demanda permanece desatendida. Por otra parte, si no se añade ninguna puntualización adicional, aproximar la demanda mediante la utilización supone aceptar que el paciente es el único responsable de la cantidad final de servicios utilizada. Stoddart y Barer (1981), entre otros, apuntan que esta aproximación es errónea cuando existen incentivos a la inducción de la demanda por parte de los profesionales sanitarios. En este caso, los factores que determinan la decisión de contacto con los servicios sanitarios son diferentes de los que explican la frecuencia de consultas una vez establecido el contacto. La existencia de una utilización inducida por el médico se relaciona con un impacto positivo del ratio de médicos en la población en la segunda parte de la decisión. Por tanto, la especificación del modelo empírico podría mejorarse considerando estos dos componentes de la decisión por separado. En las secciones siguientes se plantea una especificación econométrica que contempla esta posibilidad.

### **3. Los datos: Encuesta Nacional de Salud 1993 y Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91.**

Los datos utilizados en las estimación de los modelos de demanda de asistencia sanitaria proceden de la Encuesta Nacional de Salud de 1993 (ENS93), elaborada por el Ministerio de Sanidad y Consumo entre enero y febrero de 1993 y de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91 (EPF90-91), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística entre abril de 1990 y marzo de 1991.

La ENS93 de adultos ofrece información sobre 21.061 encuestados mayores de 16 años. La muestra está diseñada manteniendo cuotas de sexo y edad entre la población no institucionalizada de todo el territorio nacional. Los entrevistados declaran la utilización de asistencia sanitaria realizada durante el periodo de referencia, el estado de salud, los hábitos de vida de los entrevistados y aspectos sociodemográficos relativos a sus hogares. Esta encuesta no contiene datos sobre el nivel de renta individual o del hogar al que pertenece. La EPF90-91, por el contrario, presenta una amplia información socioeconómica sobre 21.115 hogares españoles, pero ofrece escasa información sanitaria<sup>1</sup>. Ambas encuestas tienen en común un conjunto de variables explicativas del nivel de renta de los hogares españoles que abre la posibilidad de utilizar de forma complementaria ambas bases de datos con el fin de obtener un indicador de la posición económica del hogar de los entrevistados en la ENS93. En la sección 4, se exponen los detalles sobre la utilización complementaria de las dos encuestas.

El estudio empírico que se presenta a continuación se basa en una muestra de 14.922 hombres y mujeres mayores de dieciséis años compuesta por los entrevistados en la ENS93 que respondieron a todas las preguntas relevantes<sup>2</sup>.

A continuación se presenta una descripción de las variables utilizadas en la estimación de los modelos de demanda de asistencia sanitaria.

### *3.1 La utilización de asistencia sanitaria: M*

#### *Número de consultas al médico.*

La ENS93 ofrece información sobre el número de veces que los entrevistados han consultado al médico durante los quince días previos a la entrevista (Cuadro 1). El 19'3 % de las personas de la muestra utilizaron este servicio, con una media de 1'3 consultas durante los quince días de referencia.

La ENS93 no permite conocer la especialidad consultada en cada una

<sup>1</sup>La información sobre utilización sanitaria que ofrece se restringe al gasto privado realizado por los hogares y al tipo de cobertura sanitaria de los miembros del hogar.

<sup>2</sup>Aunque el porcentaje de información perdida debido a la no respuesta, en cualquiera de las variables utilizadas, es elevada -aproximadamente el 30 %-, la posibilidad de que exista sesgo de selección muestral es pequeña ya que los individuos que no respondieron a las preguntas sobre utilización de asistencia sanitaria representaron solamente el 2,3 % del total de entrevistados, siendo las cuestiones relacionadas con la salud de los individuos las que mostraron la mayor incidencia de no respuesta.

de las ocasiones, si la consulta se realizó bajo la cobertura de un seguro médico o fue pagada por el paciente, o si se realizó por motivos curativos o meramente preventivos. Sólo se dispone de esta información en el caso de la última consulta efectuada por los entrevistados. En el Cuadro 2, se ofrecen algunos de estos detalles. En primer lugar, se han distinguido las consultas realizadas al generalista de las atendidas por otras especialidades. Se observa que el médico general tiene una función más importante en la atención pública que en la privada, como cabe esperar de su papel de puerta de entrada a la asistencia especializada pública. Así, un 76,5 % de los pacientes con cobertura pública fueron atendidos en la última ocasión por un generalista. Sin embargo, este porcentaje se reduce trece puntos en el caso de las personas con cobertura privada.

CUADRO 1  
Frecuencia de las consultas  
Muestra de individuos mayores de 16 años, entrevistados en la ENS93

	0	1	2	3	4	5	6	7	+8	Total
Consultas ordinarias	12038	2218	495	109	29	11	5	2	15	14922
Consultas urgentes	12992	1559	236	74	20	16	6	5	14	14922

CUADRO 2  
Especialidad consultada y motivo

Datos relativos a la última consulta realizada por las personas que afirmaron haber acudido al médico en los quince días previos a la entrevista. Porcentajes por tipo de cobertura sanitaria (ver sección 3.2.)

	Especialidad			Motivo	
	Generalista	Especialista	Diagnóstico	Revisión	Otros
Cobertura pública	76.5	23.5	55.1	24.8	20.1
Cobertura privada	63.8	36.2	60.9	28.6	10.5
Cobertura pub. y privada	63.6	36.4	55.5	26.7	17.8

Fuente: Encuesta Nacional de Salud 1993. Elaboración propia.

En cuanto al motivo de la consulta, más de la mitad de las personas que acudieron al médico —el 54'6 %— lo hicieron, en la última ocasión, por un motivo de diagnóstico. Aproximadamente el 25 % realizaron una consulta de revisión y un 15 % acudieron en busca de recetas. El resto visitaron al médico para certificar altas o bajas laborales y por otros motivos no declarados, sin que existan diferencias importantes entre los individuos con distintas formas de cobertura sanitaria.

*Número de consultas a los servicios de urgencias*

La utilización de las urgencias se mide por el número de consultas realizadas por los entrevistados a los servicios de urgencias durante el año previo a la entrevista. Un 13 % de los encuestados seleccionados en la muestra declararon haber utilizado estos servicios. Entre los que lo hicieron, la utilización media fue de 1'3 consultas al año.

CUADRO 3

Lugar de atención de las urgencias

Centro sanitario al que acudieron, en su última consulta, las personas que utilizaron servicios de urgencia durante el año previo a la entrevista. Porcentajes por tipo de cobertura sanitaria (ver sección 3.2)

	Hospital		Centro médico		Otros
	Seg. social	Privado	Seg. Social	Privado	
Cobertura pública	82.2	2.25	12.2	1.6	1.6
Cobertura privada	30.9	32.3	4.4	27.9	2.6
Cobertura pública y privada	52.6	14.0	12.0	18.7	4.4
Total	78.0	4.3	11.9	3.9	1.9

Fuente: Encuesta Nacional de Salud 1993.

En el Cuadro 3, se muestran las preferencias de los entrevistados por diferentes centros de atención urgente, según el tipo de cobertura sanitaria que declaran. Prácticamente el 90 % de los entrevistados que solicitaron atención urgente durante el año previo a la entrevista, utilizaron servicios de la red asistencial pública (ambulatorios y hospitales), de los cuales el 80 % acudieron a un hospital de la Seguridad Social. Estos centros atendieron también al 30.9 % de las personas con cobertura privada que requirieron este tipo de atención. La atracción que ejercen los hospitales públicos como centros de atención urgente se explica tanto por las facilidades de acceso, como por el gran despliegue de medios sanitarios y tecnológicos que ofrecen, elementos todos ellos que el paciente potencial interpreta como garantía de una atención adecuada.

La autonomía del paciente en la decisión de utilizar la atención urgente hospitalaria<sup>3</sup> es un aspecto deseable en un servicio que, en principio, se concibe para la atención rápida y eficaz de estados de salud gra-

<sup>3</sup>Un 76'5 % de las personas de la muestra que utilizaron estos centros lo hicieron por iniciativa propia o de sus familiares y sin consejo médico.

ves. Pero la ausencia de filtros en el acceso a los servicios de urgencia hospitalarios que son, por otra parte, los más caros, también puede facilitar un uso indebido de los mismos al atender a personas que acuden buscando una atención especializada o una hospitalización rápida, eludiendo de este modo las habituales listas de espera. No hay que olvidar que los servicios de urgencia hospitalarios son la principal vía de acceso a los hospitales españoles. Como dato ilustrativo, cabe citar que de las 1038 personas de nuestra muestra que fueron hospitalizadas durante el año previo a la entrevista, 593 ingresaron en el hospital a través de los servicios de urgencia.

### 3.2 Variables explicativas

#### *Indicadores de salud y características personales: h, A*

En la ENS93 aparecen diversos indicadores que expresan la salud percibida por la persona, sin ningún tipo de evaluación médica. La variable *ENF.CRONICAS* recoge si la persona padece alguna de las dolencias crónicas que se describen en la encuesta (ver Cuadro 4). La variable *ENF.AGUDAS* denota si el individuo ha padecido alguna dolencia que haya limitado su actividad durante el periodo de referencia, dos semanas en el caso de las consultas al médico y un año en el caso de las consultas urgentes. En el modelo de consultas urgentes, también se incluye como variable explicativa *ACCIDENTES* que recoge si el entrevistado ha sufrido algún accidente durante el año previo a la entrevista. Tanto esta variable, como la referida a las enfermedades agudas, pueden interpretarse como la salud que, de acuerdo con el modelo teórico, la naturaleza asigna de forma aleatoria a cada persona al comienzo del periodo. Finalmente, la variable *SALUD SUB* representa la valoración subjetiva que realizan los entrevistados de su propia salud y manifiesta, de algún modo, el impacto psíquico que las enfermedades, o la ausencia de las mismas, ejercen en el individuo.

Entre las características personales que condicionan tanto las preferencias por la salud como la forma de combinar asistencia sanitaria y otros bienes para producirla, se han considerado la *EDAD*, el género, *MUJER* y el nivel educativo de los entrevistados, aproximado por los años de escolarización declarados.

Si bien la configuración de un sistema de salud adecuado es responsabilidad de las autoridades en cuanto a la salud de los ciudadanos, la adopción de conductas saludables define la mejor o peor gestión de

CUADRO 4  
Definición de variables

Consultas ordinarias	Número de consultas al médico en las últimas dos semanas
Consultas urgentes	Número de consultas a los servicios de urgencias en el último año
Cob. privada	Variable dicotómica. Seguro sanitario de producción privada (ver sección 3.2): =1 sí, =0 no
Cob. pub.-priv.	Variable dicotómica. Doble cobertura, producción pub y priv. (ver sección 3.2.): =1 sí, =0 no
Mujer	Variable dicotómica. Sexo: (=1 mujer, =0 hombre)
Edad	Edad del entrevistado
Enf. crónicas*	Variable dicotómica. Padece enfermedades crónicas (=1 sí, =0 no)
Enf. aguda	Variable dicotómica. Enfermedades fisiológicas agudas en el período de referencia (15 días o 1 año):=1 sí, =0 no.
Salud sub.	Percepción del estado de salud. Toma cinco valores: 1=muy buena, 2=buena, 3=regular, 4=mala, 5=muy mala
Accidente	Variable dicotómica. Accidente sufrido en el último año: (=1 sí, =0 no)
Fumador	Variable dicotómica. Fumador habitual de más de 10 cigarrillos (=1 sí, =0 no)
Exfumador	Variable dicotómica. Exfumador (=1 sí, =0 no)
Alcohol**	Variable dicotómica. Bebedor habitual de más de 100 cc. de alcohol diarios (=1 sí, =0 no)
Asalariado	Variable dicotómica. Trabajador asalariado: (=1 sí, =0 no)
Sus labores	Variable dicotómica. Sus labores (ama/o de casa): (=1 sí, =0 no)
Autónomo	Variable dicotómica. Trabajador autónomo: (=1 sí, =0 no)
Sin estudios	Variable dicotómica. Sin estudios: (=1 sí, =0 no)
Secundarios	Variable dicotómica. Estudios secundarios: (=1 sí, =0 no)
Universitarios	Variable dicotómica. Estudios universitarios o superiores: (=1 sí, =0 no)
Log. (RENTA)	Logaritmo de la renta estimada del hogar
Norte	Variable dicotómica. Región geográfica: (=1 si reside en Asturias, Navarra, Cantabria, País Vasco, o Castilla-León, =0 otro caso)
Sur	Variable dicotómica. Región geográfica: (=1 si reside en Andalucía, Murcia o Extremadura, =0 otro caso)
Rural	Variable dicotómica. Residencia en una zona rural de < 10 000 habitantes (=1 sí, =0 no)
Médicos	Variable continua. Número de médicos por 1000 habs. en la provincia del entrevistado. Fuente: Anuario Estadístico del INE
Hosge	Número de hospitales generales en la provincia del entrevistado. Fuente: Estadística de Establecimientos Sanitarios INE

\* Las enfermedades crónicas son: enfermedades cardiovasculares, bronquitis crónica, asma, diabetes, hipertensión, alergia, colesterol elevado y úlcera de estómago. \*\* Para crear esta variable se ha utilizado una tabla de conversión que permite transformar los centímetros cúbicos de diversos tipos de bebidas alcohólicas y su graduación media respectiva, en centímetros cúbicos de alcohol puro (ver Ministerio de Sanidad y Consumo, 1989, pp. 298). La frecuencia de consumo que declaran los entrevistados se ha utilizado para aproximar el consumo medio diario, se trata por tanto de una medida probablemente sesgada a la baja

cada individuo en lo que concierne a su salud. En este sentido, diversos estudios han puesto de manifiesto que las personas exhibimos cierta consistencia interna en los patrones de comportamiento que afectan a nuestra salud. Por ejemplo, Hu et al. (1995) encuentran que los fumadores exhiben mayor número de hábitos nocivos que el resto de ciudadanos. Belloc y Breslow (1980) muestran también evidencias acerca de la correlación existente entre la práctica de diversos hábitos de vida perjudiciales para la salud. Otros artículos hablan de la predisposición de las personas a negar los efectos nocivos de los estilos de vida que practican (Kenkel, 1991) y del rechazo mostrado por las personas a lo que la sociedad les ofrece como tratamientos compensatorios de sus hábitos nocivos, como pueden ser los chequeos médicos de detección precoz de enfermedades. La extrapolación de este argumento al contexto de demanda de asistencia sanitaria sugiere la hipótesis de que, frente a un mismo problema de salud, las personas que practican hábitos de vida nocivos manifiestan su menor grado de preocupación, o de reacción frente al mismo, realizando una utilización de atención sanitaria menor que quienes no los practican. Para contrastar esta idea, se han incluido como variables explicativas algunos indicadores de estilos de vida de los entrevistados<sup>4</sup>, elaborados de acuerdo a su condición de *FUMADOR*, *EXFUMADOR* o no fumador y consumidor habitual de cantidades elevadas de *ALCOHOL*.

*Coste del tiempo y posición económica del hogar:  $T_1, \dots, T_Q, R, Y$*

Las características particulares del SNS hacen que los incentivos económicos a los que se enfrentan los usuarios de la sanidad deban ser reinterpretados. Como veíamos, dado que la cobertura de los servicios considerados está garantizada a todos los ciudadanos, suponemos que el precio que condiciona las decisiones de los individuos es aquél que se deriva del coste del tiempo necesario para recibirla. Conceptualmente, el valor del tiempo dedicado a una actividad es igual al coste de oportunidad de dedicar ese mismo tiempo a actividades alternativas<sup>5</sup>.

<sup>4</sup>Los hábitos de vida se entienden como un estatus que el individuo adopta previamente al momento en el que la persona utiliza los servicios sanitarios y que condiciona también el consumo de otros inputs en la producción de salud. En principio, se consideraron también otras variables como el índice de Quetelet (kilos de peso/altura al cuadrado), la práctica de ejercicio físico y la realización de esfuerzo físico en el trabajo, pero no resultaron significativas. Este hecho unido a la elevada incidencia de la no respuesta en alguna de ellas hizo que se excluyeran de la especificación final.

<sup>5</sup>En los modelos de producción del hogar este valor o precio sombra del tiempo se

Para medir su efecto se ha clasificado a los individuos de acuerdo a su situación profesional. Por una parte, consideramos a las personas ocupadas que trabajan por cuenta propia, *AUTONOMO*. Para éstos, el coste de consultar al médico en horas de trabajo se materializa en las pérdidas monetarias derivadas de la interrupción de su actividad laboral durante ese espacio de tiempo. Sin embargo, un trabajador *ASALARIADO* no tiene por qué sufrir costes monetarios por acudir al médico en horario de trabajo ya que se le reconoce el derecho a ausentarse por este motivo un número determinado de horas. Pero la existencia de colas en la atención sanitaria o el hecho de abandonar una determinada tarea puede generar al trabajador retrasos en su actividad y una mayor presión laboral para recuperar el tiempo dedicado a la consulta médica. En cuanto a las personas que realizan labores no remuneradas dentro del hogar o fuera de él, clasificadas como *SUS LABORES*, pueden enfrentarse a rigideces en la utilización de su tiempo si desempeñan actividades que requieren atención continuada como el cuidado de niños o de ancianos. Las personas desempleadas, pensionistas y jubiladas se toman como grupo de referencia.

La cantidad de tiempo utilizada por el individuo para recibir atención sanitaria depende de la organización de los servicios ofrecida por cada forma de cobertura sanitaria. Definiremos la cobertura sanitaria de acuerdo al tipo de producción, pública o privada, de los servicios prestados. Centrándonos en este criterio, se han clasificado en la categoría de privada, *COB. PRIVADA*, no sólo a los que declaran explícitamente estar asegurados (como titulares o beneficiarios y de forma exclusiva) con una sociedad médica privada, sino también quienes tienen iguala con algún médico, los que están acogidos a seguros de empresa y los funcionarios pertenecientes a alguna mutualidad del Estado que han optado por los servicios de una aseguradora privada. En la cobertura con producción pública de servicios se contabilizan, además de los que dicen estar acogidos a la Seguridad Social, las personas que utilizan la Beneficencia y los que pertenecen a una mutualidad estatal y han elegido los servicios del INSALUD o de los Servicios Autonómicos de Salud con transferencias. Los entrevistados que declaran ambas

mede mediante el salario de mercado percibido por los individuos, si trabajan, y por el salario de reserva, si no trabajan. Los límites de esta afirmación vienen establecidos por las hipótesis que requiere: el individuo 1) trabaja, 2) elige libremente su oferta de trabajo, 3) no obtiene utilidad o desutilidad no pecuniaria del trabajo que desempeña y 4) no se enfrenta a ningún coste fijo para mantener el trabajo (Coffey, 1983, pp 412-413).

coberturas, es decir que tienen acceso, bien como titulares o beneficiarios, a servicios de producción pública y privada, se clasifican en la categoría de *COB. PUBPRIV*.

Cuando se estudia la decisión de demanda de asistencia sanitaria, parece natural suponer que la elección del seguro sanitario es, en principio, endógena. Sin embargo, la construcción de las variables que definen aquí la cobertura sanitaria de los entrevistados hace menos evidente la hipótesis de endogeneidad. Nótese que, por ejemplo, se considera cobertura privada no sólo la posesión de un seguro privado (decisión ésta que sí podría ser endógena) sino también a la cobertura mediante un seguro de empresa o la de los mutualistas de la Administración que han elegido servicios de producción privada, circunstancias estas últimas que están ligadas al tipo de ocupación del entrevistado. De modo que la contrastación adecuada de la endogeneidad de la cobertura sanitaria en un sistema como el español debería realizarse a partir de una variable en la que se contemplase si el individuo ha adquirido un seguro privado, adicional a la cobertura que tiene garantizada por ley. Los trabajos de Szabó (1997) y Vera-Hernández (1999) abordan este aspecto particular. En concreto, Szabó (1997) no encuentra indicios de endogeneidad de esta decisión utilizando la misma base de datos que en este artículo.

Desde el punto de vista teórico, es difícil predecir cuál es el papel de la posición económica de los ciudadanos, aproximada por una medida de la renta del hogar, en un sistema sanitario que, como el español, garantiza la cobertura de la atención pública a toda la población. Por una parte, la renta determina una mayor capacidad de pago y, por ello, facilita el acceso a los servicios sanitarios privados. Este hecho nos permite predecir inmediatamente una influencia positiva en el gasto sanitario privado, pero su repercusión en la frecuencia de utilización de los servicios no está tan clara. Pensemos en un ejemplo sencillo. Imaginemos una persona de renta baja con una lesión muscular que requiere asistencia especializada. El afectado acudirá, en primer lugar, al médico general del seguro público que, posteriormente, le derivará al traumatólogo. Supongamos a la misma persona pero con mayor renta y, por tanto, capaz de afrontar el coste monetario de un médico privado. Cualquiera de las siguientes reacciones es razonable: 1) acude directamente a un traumatólogo de pago y se ahorra de este modo la visita al generalista; 2) sigue las vías ordinarias de la atención pública y, posteriormente, contrasta el diagnóstico del médico del se-

guro acudiendo a un médico particular. Cualquiera de las dos opciones aumenta el gasto sanitario privado en relación a la persona de renta más baja, pero mientras 1) supone una menor frecuencia de utilización que la persona de renta baja, 2) implica una frecuencia mayor. Por otra parte, el efecto de la renta aparece oscurecido por su influencia intermedia en la salud y en el tipo de cobertura sanitaria. Comprobar su efecto se convierte, entonces, en una cuestión meramente empírica. Para contrastar su influencia se ha construido la variable *RENTA* a partir de datos de la EPF90-91, siguiendo la metodología que se expone más adelante.

#### *Otras variables:*

Finalmente, se han incluido algunas variables de carácter territorial con el fin de contrastar diferencias en la utilización provocadas por aspectos culturales, geográficos y por las condiciones de acceso derivadas de las dotaciones sanitarias existentes y de la proximidad de las mismas. Con esta finalidad, se han incluido en los modelos variables que miden el ratio de médicos en la población a nivel provincial (*MEDICOS*) y el número de hospitales generales, también a nivel provincial (*HOSGE*). Asimismo se estudian otras posibles diferencias geográficas en la utilización de asistencia sanitaria con las variables *NORTE*, *SUR* y *CENTRO*, cuya definición se presenta en el Cuadro 4. Por último, se contrasta la repercusión que en términos de acceso a los servicios sanitarios tiene el tamaño de la población en la que residen los entrevistados.

En el Cuadro 5 se presentan algunos estadísticos descriptivos de las variables enumeradas.

#### **4. Modelos econométricos**

El principal objetivo que se plantea en esta sección se centra en la realización de inferencias sobre los parámetros del modelo de regresión,

$$E(Y_i | X_i) = f(X_i; \beta), \quad i = 1, \dots, N \quad [6]$$

donde  $Y_i$  representa el número de veces que el individuo  $i$  utiliza un determinado servicio sanitario,  $X_i$  es un vector  $m \times 1$  de variables explicativas que se deriva del modelo teórico y fue descrito en la sección anterior y  $\beta = (\beta_1, \beta_2)$  es un vector  $m \times 1$  de parámetros desconocidos.

En la aplicación, consideramos que  $X_i = (X_{1i}, X_{2i})$ , donde  $X_{1i}$  el vector  $(m - 1) \times 1$  de variables observables en la muestra de la ENS93

que explican  $Y_i$ , y  $X_{2i}$  es también una variable explicativa del modelo que representa la renta familiar del individuo y es inobservable en la ENS93 pero puede ser estimada utilizando la información de una muestra independiente, la EPF90-91. Los métodos de estimación basados en la utilización complementaria de muestras independientes han sido analizados por Murphy y Topel (1985) e implementados por Arellano y Meghir (1992) y Angrist y Krueger (1992), entre otros.

CUADRO 5  
Estadísticos descriptivos

	Media	Desv típica	Mínimo	Máximo
Cob. Privada	0.03	0.18	0	1
Cob. Pub -Priv	0.06	0.25	0	1
Mujer	0.48	0.50	0	1
Edad	43	16.41	16	97
Enf Crónicas	0.39	0.47	0	1
Enfer. Aguda (2 semanas)	0.09	0.29	0	1
Enfer. Aguda (1 año)	0.18	0.38	0	1
Salud Sub.	2.24	0.74	1	5
Accidente	0.07	0.26	0	1
Fumador	0.34	0.47	0	1
Exfumador	0.14	0.34	0	1
Alcohol	0.04	0.20	0	1
Asalariado	0.28	0.45	0	1
Sus labores	0.21	0.40	0	1
Autónomo	0.15	0.35	0	1
Sin estudios	0.51	0.50	0	1
Secundarios	0.19	0.39	0	1
Universitarios	0.17	0.37	0	1
log(RENTAx10 <sup>-6</sup> )	14.80	0.47	13.26	16.47
Norte	0.26	0.44	0	1
Sur	0.16	0.37	0	1
Rural	0.30	0.45	0	1
Médicos	3.85	0.79	2.23	5.61
Hosge	14.42	14.40	2	59

Para llevar a cabo este procedimiento, es necesario realizar algunas pruebas preliminares de compatibilidad entre ambas encuestas. Como se observa en el Cuadro 6, en algunos casos existen discrepancias considerables entre los estadísticos descriptivos de las variables procedentes de una y otra base de datos. Es razonable que esto ocurra ya que se trata de encuestas elaboradas por dos agencias gubernamentales diferentes y, por tanto, ni el diseño muestral, ni la definición de todas las variables es idéntica. En cualquier caso, a efectos de combinar ambas encuestas, lo que nos interesa es contrastar si los individuos entrevistados en los dos casos responden de forma semejante y con la misma intensidad frente a estímulos iguales. Para comprobar esta hipótesis,

se procedió de la siguiente forma. En primer lugar, se estimó mediante un modelo logit la decisión de contratar un seguro privado añadido a la cobertura de financiación pública, en cada una de las muestras por separado. Posteriormente, se predijeron las probabilidades de decisión de compra de un seguro privado, para los individuos entrevistados en la ENS93, utilizando el modelo estimado con datos de la EPF90-91 y el estimado con la propia ENS93. La correlación de las probabilidades estimadas con ambos modelos fue 0.94. Aunque el resultado no es concluyente respecto a la complementariedad de las muestras, sí puede tomarse como una prueba importante a favor de un efecto condicional de las variables explicativas similar en las dos poblaciones entrevistadas, que es un requisito necesario para la implementación del proceso de estimación en dos etapas implementado.

CUADRO 6

Comparación descriptiva de la información de la ENS93 y de la EPF90-91  
Los estadísticos están ponderados por los factores de elevación de cada una de las encuestas.

VARIABLES	Media Ens.	D. T. Ens	Media EPF	D T. EPF
Edad media de los adultos del hogar	44.71	13.95	46.24	15.49
Cabeza de familia sin estudios	0.18	0.38	0.26	0.44
Cabeza de familia con estudios primarios	0.52	0.50	0.55	0.49
Cabeza de familia con estudios secundarios	0.14	0.35	0.10	0.30
Cabeza de familia diplomado	0.06	0.24	0.04	0.20
Cabeza de familia licenciado o superior	0.08	0.28	0.04	0.19
Núm. adultos en el hogar	2.74	1.22	2.53	1.10
Núm. de niños en el hogar	0.71	0.98	0.85	1.10
Cabeza de familia ocupado	0.41	0.49	0.58	0.49
Cabeza de familia parado	0.09	0.29	0.05	0.22
Cabeza de familia inactivo	0.50	0.50	0.36	0.48
Residencia en núcleo urbano	0.51	0.50	0.51	0.50
Asturias	0.03	0.17	0.03	0.17
Baleares	0.02	0.14	0.02	0.13
Cantabria	0.01	0.11	0.01	0.11
Cataluña	0.16	0.37	0.15	0.36
Extremadura	0.03	0.16	0.03	0.17
Galicia	0.07	0.26	0.07	0.25
Madrid	0.12	0.33	0.12	0.33
Navarra	0.01	0.11	0.01	0.11
País Vasco	0.05	0.23	0.05	0.22
Ceuta y Melilla	0.003	0.47	14.51	0.65
Log(renta), observada en la EPF y estimada en la ENS	14.78	0.47	14.51	0.65

Tomando en cuenta estos resultados, se llevó a cabo la estimación de la variable  $X_2$  que mide la posición económica del hogar a partir de los

datos ofrecidos por la EPF90-91. Para ello, se seleccionó un vector  $Z_i$ , formado por  $p$  variables (algunas de las cuales estaban incluidas en  $X_{1i}$ ) que aparecen tanto en la EPF90-91 como en la ENS93. Concretamente, estas variables fueron algunas características del hogar en su conjunto, como el número de miembros, el lugar de residencia o la edad media de los adultos, y variables relativas al cabeza de familia como la situación profesional, la ocupación y el nivel educativo. Con esta información, en una primera etapa se estimó la siguiente regresión con datos de la EPF90-91,

$$X_{2i} = Z_i' \gamma + \zeta_i, \quad [7]$$

donde  $E(\zeta_i) = 0$  y  $Var(\zeta_i) = \sigma_\zeta^2$  y  $\gamma$  es un vector de parámetros desconocidos. Como medida de  $X_{2i}$  se consideró el logaritmo del gasto total de los hogares entrevistados. En la Tabla 7, se presentan los resultados de la estimación del modelo (7). Dada la finalidad predictiva de este modelo, en la especificación final sólo se mantuvieron las variables explicativas significativas. El  $R^2$  es igual a 0.48, lo cual supone una bondad de ajuste bastante aceptable teniendo en cuenta la elevada heterogeneidad de los datos.

A partir de las estimaciones obtenidas de los parámetros  $\gamma$  y utilizando las variables  $Z_i$  observadas en la ENS93, se imputaron valores estimados de la variable  $X_2$  a los individuos entrevistados en esta encuesta. Posteriormente se procedió a la estimación de los parámetros  $\beta$  del modelo (6) tal y como se expone a continuación.

#### 4.1 Modelo binomial negativo

Cuando se trata de estudiar un modelo en el que la variable dependiente toma valores enteros positivos, como es el caso que nos ocupa, el modelo lineal clásico no resulta adecuado. El supuesto de normalidad de los residuos no se cumple, las predicciones que se obtienen a partir de la estimación de estos modelos proporcionan valores que se salen del rango de definición de la variable dependiente y la consistencia de las estimaciones no está garantizada.

En el contexto de datos de recuento, el modelo estándar supone que los datos siguen una distribución condicional Poisson. La falta de adecuación del modelo Poisson en un contexto de demanda de asistencia sanitaria ha sido mostrada repetidas veces en la literatura. Las críticas de las que es objeto hacen referencia a las siguientes cuestiones: a) la propiedad de equidispersión del modelo (igualdad de la media

CUADRO 7

Estimaciones del nivel de renta de los entrevistados. Encuesta EPF 1990-91

VARIABLES	MCO*
Constante	13.770 (0.042)
Edad media de los adultos del hogar	0.013 (0.002)
Edad media de los adultos del hogar (cuadrado)	-0.0002 (0.000)
Cabeza de familia sin estudios	-0.196 (0.008)
Cabeza de familia con estudios secundarios	0.208 (0.010)
Cabeza de familia diplomado	0.368 (0.014)
Cabeza de familia licenciado	0.427 (0.015)
log(Número de adultos en el hogar+0.5)	0.554 (0.009)
log(Número de niños en el hogar+0.5)	0.118 (0.007)
Cabeza de familia parado	-0.210 (0.017)
Cabeza de familia inactivo	-0.112 (0.010)
Residencia en el núcleo urbano	0.118 (0.007)
Asturias	0.124 (0.022)
Baleares	0.206 (0.022)
Cantabria	0.068 (0.025)
Cataluña	0.162 (0.012)
Extremadura	-0.111 (0.018)
Galicia	0.045 (0.012)
Madrid	0.217 (0.016)
Navarra	0.281 (0.021)
País Vasco	0.139 (0.012)
Ceuta y Melilla	-0.299 (0.033)
R <sup>2</sup>	0.49

\* Errores estándar robustos entre paréntesis.

y la varianza condicional) es muy restrictiva y se adecúa poco a la naturaleza real de los datos; b) los datos presentan, generalmente, una frecuencia de ceros que no es consistente con el modelo Poisson y; c) la independencia de los sucesos que supone esta distribución no siempre se cumple.

En este contexto, el modelo binomial negativo se propone como una especificación alternativa a la Poisson, más flexible, que resuelve las carencias que se acaban de exponer y se ajusta mejor a la naturaleza de los datos estudiados (Cameron et al., 1988 y Pohlmeier y Ulrich, 1995). La función de distribución condicional binomial negativa propuesta responde a la siguiente expresión,

$$\Pr(Y_i = y | X_i) = \frac{\Gamma(y + \nu_i)}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\nu_i)} \left(\frac{\nu_i}{\nu_i + \lambda_i}\right)^{\nu_i} \left(\frac{\lambda_i}{\nu_i + \lambda_i}\right)^y. \quad [8]$$

La especificación habitual en los trabajos aplicados supone  $\lambda_i = \exp(X_i'\beta)$ , siendo  $\beta$  un vector  $m \times 1$  de parámetros desconocidos y  $\nu_i = (1/\alpha)\lambda_i^t$ . Denotamos por  $\alpha$  el parámetro de dispersión del modelo y  $t$  es una constante arbitraria. La esperanza condicional de este modelo es,

$$E(Y_i | X_i) = \exp(X_i'\beta) \quad [9]$$

y la varianza condicional se define dentro de un amplio rango de funciones de acuerdo a la relación que se establezca entre  $\lambda_i$ ,  $\nu_i$  y las variables explicativas del modelo. Su expresión genérica es la siguiente:

$$Var(Y_i | X_i) = \exp(X_i'\beta) + \alpha \exp((2 - t)X_i'\beta), \quad [10]$$

donde  $\alpha > 0$  y, por tanto,  $Var(Y_i | X_i) \geq E(Y_i | X_i)$ . Es decir, la especificación binomial negativa contempla la existencia de sobredispersión, que es una característica que se observa normalmente en los datos.

La forma habitual de estimación del modelo binomial negativo es máxima verosimilitud. Distintos valores del parámetro  $t$  en (10) implican supuestos específicos sobre la forma de la heterocedasticidad del modelo y tienen repercusiones en la estimación de los parámetros relevantes del mismo. El supuesto más utilizado en los trabajos aplicados consiste en fijar  $t = 0$ . Gouriéroux et al. (1984) demuestran que la estimación máximo verosímil de todos los parámetros del modelo,  $\alpha$  y  $\beta$ , puede conducir a inconsistencias si esa no es la verdadera distribución condicional de los datos.

Cuando sólo estamos interesados en la estimación de los parámetros de la media condicional, como es el caso que nos ocupa, una alternativa consiste en estimar el modelo por mínimos cuadrados no lineales. Se trata de un enfoque más robusto que sólo exige la especificación de la esperanza condicional del modelo definida por (9). Si partimos de la correcta especificación de la misma, la estimación de  $\beta$  es consistente bajo determinadas condiciones de regularidad, pero ineficiente dada la naturaleza heterocedástica de los datos. Para corregir los problemas que plantea la heterocedasticidad, la literatura econométrica propone utilizar mínimos cuadrados generalizados (MCG). Cuando sólo se conoce la forma funcional de la esperanza condicional del modelo y la existencia de una varianza condicional  $Var(Y_i | X_i) = \sigma^2(X_i)$  de forma funcional desconocida, no existe una estimación más eficiente que la obtenida aplicando MCG infactibles,

$$\hat{\beta}_{MCG} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \exp(X_i' \beta))^2}{\sigma^2(X_i)}. \quad [11]$$

Como la verdadera varianza del modelo  $\sigma^2(X_i)$  no se conoce, en la práctica se sustituye por estimaciones consistentes basadas en alguna forma funcional de la misma. La propuesta de Robinson (1987) consiste en utilizar estimaciones consistentes de  $\sigma^2(X_i)$  obtenidas de forma no paramétrica a partir de los residuos generados por una estimación previa del modelo. La expresión de las varianzas condicionales estimadas responde a la siguiente expresión

$$\hat{\sigma}^2(X_i) = \sum_j \tilde{U}_j^2 W_j(X_i) = \sum_j (Y_j - \exp(X_j' \tilde{\beta}))^2 W_j(X_i), \quad [12]$$

donde  $\tilde{\beta}$  es una estimación preliminar  $\sqrt{n}$ -consistente de  $\beta$  y la sucesión  $\{W_j(X_i) \ j = 1, \dots, N\}$  está formada por pesos probabilísticos, positivos, que suman uno y se calculan utilizando el procedimiento de  $k$ -vecinos más cercanos (ver Robinson, 1987 y Delgado y Kniesner, 1997).

La estimación por MCGS es adaptativa, es decir, tan eficiente como la que se obtendría con una correcta parametrización de la varianza aunque es, en general, asintóticamente menos eficiente que la máximo verosímil cuando se conoce la verdadera función de distribución. Sin embargo, la estimación por MCGS es consistente con mayor generalidad que la obtenida por máxima verosimilitud y más eficiente que la estimación por mínimos cuadrados.

Delgado (1991) propone estimadores que corrigen por heterocedasticidad de forma desconocida, siendo robustos a la presencia de atípicos. En Delgado (1992) puede encontrarse la extensión de este método a sistemas de ecuaciones no lineales. Delgado y Kniesner (1997) aplican este método a un modelo de datos de recuento sobre absentismo laboral.

#### *4.2 Modelo valla binomial negativo*

Las críticas al supuesto de soberanía del consumidor en la decisión de demanda de asistencia sanitaria han constituido la base de una teoría paralela que se conoce como Teoría de la demanda inducida por la oferta. Este enfoque alternativo parte de los problemas relacionados con la asimetría de información entre el consumidor y el proveedor de los servicios sanitarios. El paciente acude al médico con una demanda indeterminada de atención médica provocada por algún tipo de dolencia, pero no puede definir el tipo ni la cantidad de servicios que requiere. Delega, entonces, en el médico la toma de decisiones. La relación de agencia que se establece entre ellos es completa si el médico obra exclusivamente en función de los intereses del paciente. Pero si actúa en función de su propio beneficio, la relación de agencia es incompleta y se genera un incentivo a la inducción de la demanda por parte del médico.

Desde el punto de vista empírico parece, por tanto, conveniente plantear un modelo en el que se suponga que la decisión de contacto con los servicios sanitarios es independiente de la que determina la frecuencia de utilización una vez establecido el contacto. Pohlmeier y Ulrich (1995) aplicaron esta idea en un modelo de demanda de asistencia sanitaria estimado con datos de recuento. En la primera parte del modelo, el individuo decide voluntariamente si acude o no al médico. Las variables que afectan a esta decisión son las que se derivan del marco teórico presentado en la sección 2. Una vez que decide utilizar la asistencia médica, la frecuencia de las consultas depende no sólo de su propia decisión, sino también del criterio de los profesionales que le atiendan, dados los incentivos institucionales existentes y su conocimiento particular de la práctica médica. La dotación de recursos sanitarios en la población juega un papel relevante en esta especificación. Así, un impacto positivo y significativo de esta variable en la decisión de contacto con los servicios se atribuye a una mayor facilidad de acceso a los mismos. Por otra parte, si entre el médico y el paciente existiese una relación de agencia perfecta, la frecuencia

de consultas una vez establecido el contacto debería responder exclusivamente a las necesidades del individuo que requiere atención. De modo que un efecto positivo y significativo del ratio de profesionales sanitarios en esta parte de la decisión, se considera un indicio de la existencia de demanda inducida por la oferta.

El modelo econométrico se plantea en este caso como un proceso generador de datos formado por dos componentes independientes: el que gobierna la decisión de pasar de un valor de la variable igual a cero a otro mayor que cero y el que determina los valores de la variable mayores que cero. Desde el punto de vista estadístico, esta especificación contempla la existencia de sobredispersión en los datos y la presencia de un exceso de ceros en los mismos (Gurmu, 1997).

Para contrastar correctamente el modelo de decisión en dos partes, sería necesario que los datos sobre utilización de los servicios sanitarios correspondiesen a episodios completos de consultas, entendiéndose como episodio el conjunto de consultas provocadas por un mismo motivo. Generalmente, las encuestas de salud no muestran una información tan detallada, como ocurre en el caso de la ENS93. Sin embargo, dado que este modelo sólo se va a estimar para el caso de las consultas al médico, y puesto que el periodo de referencia correspondiente es sólo de dos semanas, la probabilidad de que las consultas realizadas por los individuos correspondan a episodios diferentes es relativamente pequeña, lo cual si bien reduce el riesgo de clasificar mal las consultas, también aumenta la posibilidad de observar episodios incompletos.

En este trabajo, suponemos que la distribución condicional en ambas partes del modelo es la binomial negativa. Bajo esta especificación, la probabilidad de establecer el contacto con el servicio sanitario está regida por el siguiente proceso:

$$\Pr(Y_i = 0 | X_i) = \left( \frac{\nu_{1i}}{\nu_{1i} + \lambda_{1i}} \right)^{\nu_{1i}} \quad [13]$$

$$\Pr(Y_i > 0 | X_i) = 1 - \left( \frac{\nu_{1i}}{\nu_{1i} + \lambda_{1i}} \right)^{\nu_{1i}}. \quad [14]$$

Una vez que el individuo decide consultar el servicio sanitario, la frecuencia de utilización está gobernada por una distribución condicional binomial negativa truncada,

$$\Pr(Y_i = y | X_i, y > 0) = \frac{\Gamma(y + \nu_{2i})}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\nu_{2i})} \left[ \left( \frac{\nu_{2i} + \lambda_{2i}}{\nu_{2i}} \right)^{\nu_{2i}} - 1 \right]^{-1} \left( \frac{\lambda_{2i}}{\nu_{2i} + \lambda_{2i}} \right)^y, \quad [15]$$

donde  $\lambda_{j_i} = \exp(X_i' \beta_j)$ ,  $\nu_{j_i} = 1/\alpha_j$ , para  $j = 1, 2$ . La media condicional del modelo es la siguiente:

$$E(Y_i | X_i) = \left[ 1 - \left( \frac{\nu_{1_i}}{\nu_{1_i} + \lambda_{1_i}} \right)^{\nu_{1_i}} \right] E(Y_i | Y_i > 0, X_i). \quad [16]$$

donde

$$E(Y | Y > 0, X_i) = \frac{\lambda_{2_i}}{\left[ 1 - \left( \frac{\nu_{2_i}}{\nu_{2_i} + \lambda_{2_i}} \right)^{\nu_{2_i}} \right]}.$$

El logaritmo de la función de verosimilitud consta de dos componentes independientes que pueden maximizarse por separado,

$$\begin{aligned} \ln L(\beta_1, \beta_2, \alpha_1, \alpha_2) &= \ln L(\beta_1, \alpha_1) + \ln L(\beta_2, \alpha_2) \\ \ln L(\beta_1, \alpha_1) &= \sum_{i=1}^n (1 - d_i) \ln \Pr(Y_i = 0 | X_i) + \\ &\quad \sum_{i=1}^n d_i \ln(1 - \Pr(Y_i = 0 | X_i)) \\ \ln L(\beta_2, \alpha_2) &= \sum_{i=1}^n d_i \ln \Pr(Y_i = y_i | Y_i > 0, X_i). \end{aligned}$$

siendo  $d_i = \mathbf{1}(Y_i > 0)$ . La identificación de los parámetros de la primera etapa requiere imponer la restricción  $\alpha_1 = 1$ .

Como se verá en la próxima sección, esta especificación no se ha aplicado al caso de la utilización de consultas urgentes. En primer lugar, las razones económicas que justifican estos modelos carecen de sentido en una atención de carácter extraordinario y discontinuo como las urgencias. En segundo lugar, y tal como observa Gurmú (1997), la elevada proporción de no usuarios de los servicios urgentes hace que la segunda parte del modelo valla pierda interés, ya que prácticamente toda la variabilidad de los datos se centra en la decisión de contacto con el servicio.

## 5. Resultados

Los modelos de utilización de las consultas al médico y a los servicios de urgencia basados en un proceso de decisión en una sola parte se han estimado por máxima verosimilitud binomial negativa (MVBN) bajo la especificación que resulta de fijar  $t = 0$  en (10) y por mínimos cuadrados generalizados paramétricos<sup>6</sup> (MCGS). La hipótesis de un

<sup>6</sup>Las estimaciones de MCNL han servido como valores iniciales en las estimaciones de MCGS. Se ha considerado  $k = n^{1/2}$ .

proceso de decisión en dos partes en el modelo de consultas ordinarias al médico se ha contrastado estimando el modelo valla binomial negativo descrito en la sección anterior.

En todos los casos, las estimaciones se presentan acompañadas por los errores estándar robustos calculados teniendo en cuenta la posible mala especificación del modelo (White, 1980), y el hecho de que la renta del hogar sea una variable estimada previamente (Murphy y Topel, 1985). En el apéndice se describen los detalles analíticos de su obtención en este contexto. La bondad de ajuste de la especificación binomial negativa y de los modelos estimados por MCGS se han calculado<sup>7</sup> a partir de los  $R^2$  presentados en Cameron y Windmeijer (1996). Los resultados de las estimaciones se presentan en los Cuadros 8, 9 y 10.

El contraste de Wald basado en la significatividad del parámetro de dispersión  $\alpha$  en la especificación binomial negativa (Cuadros 8 y 10) constata la existencia de sobredispersión en los datos y apoya, por tanto, la utilización de esta especificación en la modelización de la demanda de ambos servicios sanitarios frente a un modelo como el Poisson basado en el supuesto de equidispersión.

Como se apuntó anteriormente, el método de MCGS es una alternativa de estimación apropiada cuando sólo estamos interesados en los parámetros del modelo de regresión. En los resultados observamos, además, que los coeficientes estimados por MCGS son muy parecidos a los que obtenemos por MVBN. Dada la robustez de MCGS, es decir, su consistencia en condiciones más generales que máxima verosimilitud, esta similitud de los coeficientes puede interpretarse como un indicio adicional a favor de la especificación binomial negativa propuesta.

El Criterio Consistente de Akaike (CAIC) y el contraste basado en el ratio de verosimilitudes muestran indicios a favor del modelo en dos partes respecto al modelo en una sola parte estimado por MVBN, aunque la diferencia no es sustancial. Los valores del CAIC son similares, 17272 en el primer caso y 17284 en el segundo. El contraste de ratio de verosimilitudes rechaza la especificación binomial negativa están-

<sup>7</sup>Estas medidas de bondad de ajuste están basadas en la diferencia entre la máxima log-verosimilitud alcanzable y la que se obtiene a partir del modelo estimado,  $R_{dev}^2$ . En el caso de las estimaciones Poisson, este estadístico cumple todas las propiedades aconsejables en cualquier medida de bondad de ajuste. Sin embargo el  $R_{dev}^2$  bajo el supuesto de distribución binomial negativa no disminuye cuando se añaden regresores en el modelo. La bondad de ajuste de las estimaciones MCGS se ha calculado a partir del  $R_{buse}^2$  presentado también en el artículo citado.

CUADRO 8  
Estimaciones del modelo de consultas al médico

	MVBN	MCGS
CTE	-2.569 [0.920]	-2.683 [0.796]
Edad x 10 <sup>-1</sup>	0.204 [0.073]	0.237 [0.070]
Edad <sup>2</sup> x 10 <sup>-3</sup>	-0.184 [0.075]	-0.209 [0.074]
Mujer	0.320 [0.057]	0.399 [0.053]
Enf. crónicas	0.206 [0.027]	0.160 [0.025]
Enf. aguda	1.163 [0.059]	0.985 [0.054]
Salud sub.	0.426 [0.033]	0.445 [0.028]
Fumador	-0.051 [0.061]	-0.049 [0.056]
Ex fumador	0.207 [0.065]	0.305 [0.061]
Alcohol	-0.279 [0.149]	-0.371 [0.108]
Cob. privada	0.194 [0.128]	0.255 [0.119]
Cob. pub-priv.	0.082 [0.086]	0.080 [0.077]
Asalariado	-0.070 [0.065]	-0.094 [0.058]
Autónomo	-0.317 [0.087]	-0.369 [0.079]
Sus labores	-0.198 [0.067]	-0.211 [0.059]
Sin estudios	-0.095 [0.069]	-0.144 [0.064]
Secundarios	-0.068 [0.068]	-0.036 [0.069]
Universitarios	-0.037 [0.080]	-0.062 [0.072]
log (Renta x 10 <sup>-6</sup> )	-0.077 [0.062]	-0.085 [0.054]
Rural	-0.002 [0.054]	0.009 [0.047]
Norte	-0.123 [0.056]	-0.104 [0.049]
Sur	0.216 [0.062]	0.219 [0.059]
Médicos	0.117 [0.031]	0.100 [0.027]
α	0.662 [0.073]	
log-ver	-851468	
R <sup>2</sup>	0.20	0.08

Errores estándar corregidos Perfil de referencia en las estimaciones Hombre que no padece enfermedades crónicas ni ha sufrido enfermedades que hayan limitado su actividad durante los 15 días previos a la entrevista, no fumador y con un consumo de alcohol no excesivo, con cobertura sanitaria de producción pública, jubilado o parado, con estudios primarios y residente en una población mayor de 10 000 habitantes localizada en el centro del país

CUADRO 9  
Modelo de consultas al médico. Especificación valla binominal negativa.

	Parte I (Contacto)	Parte II (Frecuencia)
CTE	-2.377 [0.927]	-4.270 [2.270]
Edad x 10 <sup>-1</sup>	0.206 [0.079]	0.201 [0.146]
Edad <sup>2</sup> x 10 <sup>-3</sup>	-0.173 [0.084]	-0.224 [0.148]
Mujer	0.322 [0.057]	0.378 [0.111]
Enf. crónicas	0.290 [0.032]	0.126 [0.053]
Enf. aguda	1.625 [0.067]	0.723 [0.104]
Salud sub.	0.496 [0.033]	0.380 [0.062]
Fumador	-0.104 [0.061]	0.121 [0.127]
Ex-fumador	0.292 [0.067]	-0.047 [0.144]
Alcohol	-0.308 [0.128]	-0.211 [0.497]
Cob. privada	0.239 [0.127]	0.098 [0.314]
Cob. Pub-priv.	0.101 [0.093]	-0.024 [0.164]
Asalariado	-0.110 [0.065]	0.080 [0.136]
Autónomo	-0.406 [0.083]	-0.069 [0.195]
Sus labores	-0.150 [0.073]	-0.399 [0.142]
Sin estudios	-0.124 [0.075]	-0.002 [0.137]
Secundarios	0.0008 [0.068]	-0.331 [0.155]
Universitarios	0.057 [0.076]	0.063 [0.177]
log (Renta x 10 <sup>-6</sup> )	-0.111 [0.062]	-0.028 [0.144]
Rural	0.008 [0.053]	-0.004 [0.119]
Norte	-0.203 [0.057]	0.090 [0.116]
Sur	0.274 [0.064]	0.158 [0.139]
Médicos	0.124 [0.031]	0.106 [0.075]
$\alpha$		6.262 [7.213]
log-ver	-6315.95	-2.070.96

Errores estándar corregidos Perfil de referencia en las estimaciones Hombre que no padece enfermedades crónicas ni ha sufrido enfermedades que hayan limitado su actividad durante los 15 días previos a la entrevista, no fumador y con un consumo de alcohol no excesivo, con cobertura sanitaria de producción pública, jubilado o parado, con estudios primarios y residente en una población mayor de 10 000 habitantes localizada en el centro del país

dar, frente al modelo en dos partes, con un valor aproximado de 256 y una distribución  $\chi^2(23)$ . Nótese que la magnitud y significatividad de los regresores en la decisión de contacto con el médico son similares a las obtenidas a partir de las estimaciones MVBN del modelo estándar. El corto espacio de tiempo para el que se dispone de información –dos semanas– y la consiguiente elevada frecuencia de ceros en los datos explican, en parte, la relevancia de esta parte del modelo y pueden explicar la limitada capacidad explicativa de las variables en la segunda parte. Gurmu (1997) sugiere que la escasa presencia de variables significativas en la segunda parte de estos modelos puede deberse a la sobreparametrización generada por mantener el mismo número de regresores que en la primera parte con un tamaño muestral menor, 2.884 entrevistados en nuestro caso. Sin embargo, se probaron modelos más parcos en variables y los resultados se mantuvieron. También es posible que la escasa capacidad informativa de la submuestra de usuarios se deba a la variabilidad limitada de los datos. Como se observa en el Cuadro 1, el 98 % de las personas que decidieron consultar al médico lo hicieron en cuatro o menos ocasiones durante las dos semanas de referencia.

La discusión de los resultados más relevantes se presenta en los siguientes apartados.

### *5.1 Modelo de consultas al médico*

Las enfermedades se perfilan como la principal causa explicativa de la probabilidad de acudir al médico y del número de consultas realizadas. El efecto positivo provocado por las enfermedades agudas padecidas durante el periodo de referencia es superior al generado por las dolencias de tipo crónico. En particular, la probabilidad de que una persona con enfermedades crónicas acuda al médico es, aproximadamente, el 30 % de la probabilidad de consulta de una persona con enfermedades agudas. De estos resultados, difícilmente se pueden extrapolar conclusiones acerca de la presión que uno y otro tipo de enfermos ejercen sobre el sistema sanitario. Hay que tener en cuenta que la clase de atención que se requiere en ambos casos es diferente. Las enfermedades crónicas exigen, en la mayoría de las ocasiones, unos cuidados menos sofisticados e intensos que las dolencias agudas, aunque más prolongados y continuados en el tiempo. De modo que para realizar cualquier tipo de evaluación, debería considerarse, además de la frecuencia de utilización, la intensidad y la duración de la misma.

CUADRO 10  
Estimaciones del modelo de consultas urgentes

	MVBN	MCGS
CTE	-4.303 [1 516]	-2 907 [1.198]
Edad x 10 <sup>-1</sup>	-0.154 [0.027]	-0.172 [0.021]
Mujer	0.057 [0.088]	0.076 [0 066]
Enf. crónicas	0.203 [0.051]	0 171 [0.036]
Enf aguda	1.046 [0.096]	1.079 [0.067]
Accidente	1.393 [0.061]	1.132 [0.069]
Salud sub.	0.460 [0.082]	0.442 [0 040]
Fumador	0.104 [0.087]	0.064 [0.073]
Exfumador	0.160 [0.112]	0 228 [0.075]
Alcohol	-0.0004 [0.167]	0.077 [0.153]
Cob. privada	0 117 [0.168]	0.152 [0.158]
Cob. pub-priv.	0.173 [0 118]	0.264 [0 101]
Sus labores	-0.127 [0 111]	-0.040 [0.081]
Autónomo	-0.288 [0.113]	-0.289 [0.103]
Asalariado	-0 092 [0.090]	-0.073 [0.070]
Sin estudios	0.019 [0.132]	0 112 [0.096]
Secundarios	-0.161 [0.096]	0.004 [0.076]
Universitarios	-0.075 [0.102]	0.031 [0.087]
log (Renta x 10 <sup>-6</sup> )	0 104 [0.101]	0.0002 [0 079]
Rural	-0.319 [0 089]	-0.303 [0.067]
Norte	-0.061 [0.0923]	-0.074 [0.071]
Sur	0.029 [0.103]	0 021 [0.078]
Médicos	0.0006 [0.003]	0.002 [0 002]
α	1 155 [0.121]	
log-ver	-6298 86	
R <sup>2</sup>	0.20	0.07

Errores estándar corregidos Perfil de referencia en las estimaciones Hombre que no padece enfermedades crónicas ni ha sufrido enfermedades que hayan limitado su actividad durante los 15 días previos a la entrevista, no fumador y con un consumo de alcohol no excesivo, con cobertura sanitaria de producción pública, jubilado o parado, con estudios primarios y residente en una población mayor de 10 000 habitantes localizada en el centro del país

La cronicidad de ciertas dolencias está asociada también al proceso de envejecimiento. De ahí que el efecto de la edad deba ser analizado conjuntamente con el provocado por los indicadores de salud. Las estimaciones por MVBN ponen de manifiesto la existencia de una relación cóncava significativa entre el número de consultas al médico y la edad de los entrevistados que alcanza el máximo alrededor de los sesenta años. Si bien la reducción de las consultas al médico que se estima a partir de ese punto de inflexión resulta, en principio, sorprendente, tiene sentido pensar que la tendencia creciente de la utilización de las consultas médicas a partir de esa edad ya esté recogida por los indicadores de salud, en particular, por el padecimiento de enfermedades crónicas cuya prevalencia es mayor en los grupos de edad avanzada. El modelo en dos partes muestra que este efecto significativo de la edad se restringe a la decisión de contacto con el médico. Sin embargo, una vez decidido el contacto, esta variable no explica el número de consultas realizadas<sup>8</sup>.

El estado de salud subjetivo explica de forma significativa la utilización de consultas al médico. Como se hacía referencia anteriormente, esta variable actúa como indicador del verdadero estado de salud del individuo, pero también de la intensidad con la que el individuo percibe la necesidad, aspecto éste que puede estar condicionado por factores psicológicos, como un mayor o menor grado de hipocondría, el estado de ánimo o determinadas situaciones personales.

En cuanto al género del individuo, encontramos que la utilización de las consultas médicas por parte de las mujeres es significativamente superior a la que realizan los hombres, tanto en la probabilidad de contacto como en el número de consultas realizadas una vez que deciden acudir al médico. Se trata de un resultado común en los estudios de demanda de asistencia sanitaria. En la literatura se han ofrecido explicaciones alternativas del mismo. Unas sugieren que los hombres sustituyen con mayor facilidad que las mujeres la atención médica por los cuidados recibidos en el hogar (Sindelar, 1982). Otras interpretaciones argumentan que la distinta utilización de asistencia sanitaria de hombres y mujeres se debe a diferencias en la tecnología de producción de salud determinadas por cuestiones biológicas (Wagstaff, 1986). También se han dado razones basadas en la mayor propensión a la prevención que manifiestan las mujeres en relación a los hombres (Kenkel, 1991).

<sup>8</sup>Se estimaron otros modelos eliminando la transformación cuadrática de la edad, pero los resultados no mejoraron.

Las actitudes, percepciones y gustos que incitan a las personas a mantener unos determinados hábitos de vida que afectan a su salud actúan como determinantes significativos de la decisión de acudir al médico, pero no de la frecuencia de consultas. En particular, encontramos que las personas exfumadoras acuden al médico con mayor probabilidad que los no fumadores, mientras que los fumadores se muestran menos dispuestos al contacto, aunque en este caso el coeficiente estimado no es significativo. El estatus de exfumador puede estar aportando información sobre la salud del entrevistado y no sólo sobre las preferencias del individuo hacia la misma. De hecho, aproximadamente la mitad de los exfumadores de la muestra justificaron la decisión de dejar de fumar aludiendo a problemas de salud, mientras que el resto declararon como razones la preocupación por los efectos nocivos del tabaco y otras circunstancias personales. Sin embargo, el consumo habitual de cantidades elevadas de alcohol sí aparece asociado significativamente a una menor probabilidad de acudir al médico. Los resultados están en consonancia con la hipótesis inicial planteada: las personas que practican hábitos de vida nocivos muestran una predisposición menor a remediar sus problemas de salud que el resto de personas, bien porque frente a una enfermedad su preocupación es menor o bien porque asocian la falta de salud a unas prácticas nocivas que, por el momento, no están dispuestos a modificar.

Si tomamos como referencia a las personas que poseen cobertura pública, quienes disfrutan de algún tipo de cobertura privada exhiben una mayor utilización de las consultas al médico. Sin embargo, este efecto únicamente es significativo en el caso de las personas cubiertas exclusivamente por un seguro con provisión privada de servicios (ver segunda columna del Cuadro 8) y en la decisión de contacto estimada a partir del modelo en dos partes, en este caso, a un nivel de significatividad del 90 %. La mayor facilidad para el acceso a la consulta médica de las personas con cobertura privada tiene que ver con la menor presencia de listas de espera y colas, así como con la posibilidad de acceso directo a la atención especializada que, generalmente, ofrece este tipo de cobertura.

El coeficiente de la posición económica estimada del hogar es negativo, pero no significativo. En principio, la falta de significatividad de esta variable es esperable y deseable en un sistema que garantiza la atención pública a todos los ciudadanos, rigiéndose por un principio claro de equidad en el acceso. En cuanto al signo negativo de su efecto, se

puede interpretar como un indicio de que, en este contexto, la renta debe tomarse como un indicador de calidad de vida, es decir, un input sustitutivo de la asistencia sanitaria en la producción de salud y, no tanto, como un determinante del acceso. También es posible que nos hallemos frente a un problema de identificación del efecto de esta variable, derivado de la imposibilidad de separar las consultas realizadas a médicos generalistas de las efectuadas a otras especialidades. De hecho, algunos estudios han puesto de manifiesto que tanto la cobertura sanitaria como la renta afectan más a la calidad y al tipo de servicios utilizados que al número de consultas realizadas. Por ejemplo, Pohlmeier y Ulrich (1995) estimaron, con datos alemanes, un efecto significativo y positivo de la renta en el número de consultas realizadas a un médico especialista y un efecto negativo en las realizadas a un generalista; Vera-Hernández (1999) encuentra un efecto positivo y significativo de la renta del hogar en el número de consultas realizadas a médicos especialistas en Cataluña.

Tomando como referencia a las personas jubiladas y paradas, encontramos que los entrevistados que trabajan como autónomos tienen una menor probabilidad de acudir al médico. Este resultado coincide con el obtenido por Calonge (1988) con datos de la Encuesta de Salud de Barcelona. La realización de tareas del hogar no remuneradas repercute también de forma negativa en la utilización de las consultas al médico. Pero, además, el efecto se traslada al número de consultas realizadas una vez establecido el contacto. Los asalariados no manifiestan un comportamiento sensiblemente diferente al colectivo de referencia. Siguiendo con nuestro argumento teórico, podemos inferir que un sistema que raciona la provisión de los servicios sanitarios mediante listas de espera y colas impone un mayor precio de los servicios a quienes realizan actividades laborales por cuenta propia, seguidos por los que realizan labores del hogar y, finalmente, por los asalariados, jubilados y parados. De las estimaciones se deduce la conveniencia de considerar separadamente a las personas que se dedican a labores del hogar y al resto de personas que no realizan una actividad remunerada, cuando se utiliza el estatus laboral para aproximar el coste del tiempo de los individuos. La significatividad de este tipo de situación profesional en la utilización de las consultas al médico indica que la realización de ciertas labores del hogar puede conducir a restricciones en la disposición del tiempo por parte de quienes las realizan.

Los entrevistados que no tienen estudios tienen una probabilidad de

acudir al médico menor que las personas con estudios primarios. Una vez establecido el contacto, los pacientes con estudios secundarios realizan significativamente menos consultas que las personas con estudios primarios. Sin embargo, los individuos con estudios universitarios no muestran un comportamiento diferente al del grupo de referencia. Folland et al. (1993) argumentan que las personas con mayor nivel educativo tienen una mayor preferencia por el consumo de bienes que repercuten positivamente en su salud. Es posible que estos gustos particulares de los más educados compensen, en el caso de las personas con estudios universitarios, la mayor eficiencia en la producción de salud. Además, hay que tener en cuenta que una mayor eficiencia en la producción de salud no sólo está relacionada con el volumen de servicios consumidos sino con la calidad y adecuación de los mismos a la dolencia tratada e incluso con una mayor propensión a la prevención.

Las estimaciones muestran que una mayor densidad de médicos por habitante favorece el acceso a sus servicios, pero no influye en la frecuencia de las consultas que el individuo decide en la segunda parte del modelo. Este matiz queda oculto en el modelo de decisión en una sola parte. En ese caso, el número de médicos per cápita aparece como una variable significativa en la explicación de la utilización medida de las consultas al médico. (ver Cuadro 8). Quienes defienden la existencia de una demanda inducida por la oferta argumentan que cuando a los médicos se les remunera por servicio prestado la presencia de una mayor competencia acaba provocando un aumento de las consultas a sus pacientes con el objetivo de mantener sus rentas. Este tipo de actuaciones tiene justificación económica cuando la remuneración del médico depende del volumen de servicios prestado. Pero en un contexto sanitario como el español en el que la medicina pública es la más utilizada y los profesionales que las prestan son mayoritariamente asalariados, los incentivos a seguir este comportamiento no son tan fuertes. La no significatividad del ratio de médicos en la segunda parte del modelo valla está en concordancia con esta afirmación. De todos modos, las conclusiones en este sentido no son definitivas. La inducción de la demanda no sólo se manifiesta en el número de consultas realizadas, sino que puede darse en forma de pruebas adicionales o procedimientos que repercuten un mayor coste del tratamiento prestado (Kenkel, 1990), aspectos éstos que no pueden ser contrastados a partir de los datos disponibles.

Una vez que controlamos por el resto de variables, se observan di-

ferencias geográficas significativas en el acceso a la consulta médica. Concretamente, las personas que residen en las comunidades autónomas del norte tienen una menor probabilidad de acudir al médico y las que residen en el sur una mayor probabilidad, que el resto de ciudadanos españoles. El origen de las diferencias geográficas en la demanda sanitaria no es fácil de identificar. Muchas veces se trata de cuestiones culturales, otras veces responden a la disponibilidad de los servicios y las condiciones de acceso definidas por el tipo de estructura urbana predominante en cada zona. Ligado con esta explicación puede considerarse el hecho de que las respuestas de los entrevistados en la ENS93 estén sometidas a algún tipo de componente estacional, ya que la encuesta fue realizada entre los meses de enero y febrero, de modo que las condiciones climatológicas de esa época del año pudieron incidir en las facilidades o en la voluntad de acceso a la consulta médica por parte de los individuos.

## 5.2 *Modelo de consultas urgentes*

La principal conclusión que se extrae de la estimación de este modelo es la limitada capacidad explicativa de las variables consideradas. Este hecho subraya la complejidad y la dificultad de predicción del uso de un servicio de carácter tan extraordinario como la atención urgente. Nuevamente, las enfermedades vuelven a ser los predictores principales de las consultas a este servicio, actuando en este caso como variables *proxy* de situaciones de gravedad clínica. En particular, haber sufrido un accidente provoca una utilización media de las urgencias tres veces superior a las realizadas por quienes no se vieron afectadas por esta circunstancia. Este efecto pone de manifiesto la importancia del componente excepcional y esporádico de gran parte de las consultas a estos servicios. La valoración subjetiva de la salud declarada por los entrevistados explica de forma significativa la utilización de estos servicios, lo cual puede asociarse al grado de percepción de la gravedad o a la propensión a padecer dolencias que requieran este tipo de atención. De las estimaciones se deduce que las personas que valoran su salud como “mala” acuden, en media, 2,5 veces más a urgencias que quienes la consideran “buena”<sup>9</sup>.

Las mujeres no muestran un comportamiento diferente al de los hombres como usuarias de las urgencias. Sin embargo, la edad sí induce

<sup>9</sup>Para la interpretación de los coeficientes en un modelo de datos de recuento consultar Cameron y Trivedi (1998).

niveles de utilización diferentes. Concretamente, los jóvenes utilizan con mayor frecuencia que las personas de más edad este tipo de atención. Las estimaciones permiten inferir que a la edad de sesenta años —edad para la que estimamos una mayor probabilidad de consultar al médico— los individuos realizan, en media, menos de la mitad de consultas urgentes que a los veinte años. La práctica de actividades arriesgadas en el caso de los más jóvenes puede justificar esta mayor necesidad de asistencia sanitaria urgente. Por otra parte, el proceso de envejecimiento lleva implícito un deterioro de la salud en el cual las necesidades están más orientadas al cuidado que a la curación de enfermedades. Este seguimiento más o menos continuo de la salud sirve, al mismo tiempo, como medida preventiva de las situaciones de riesgo que conducen al uso de las urgencias.

En cuanto a los estilos de vida, los exfumadores frecuentan con mayor asiduidad las urgencias que los no fumadores. Este resultado nos remite a la sugerencia anterior acerca de la relación de esta variable con el estado de salud del entrevistado.

Aunque, en principio, la atención urgente se asocia con una atención rápida, no siempre es así. En primer lugar, cuando se realiza una consulta urgente fuera del horario de consultas ordinarias, el ciudadano encuentra que, la mayoría de las veces, los centros a los que debe acudir no son los más próximos a su lugar de residencia. En segundo lugar, si la gravedad del caso es menor, posiblemente tiene que guardar colas parecidas —incluso superiores, en algunos hospitales públicos— a las que pueden encontrarse en las horas de consulta normal. Ambas circunstancias pueden desincentivar al usuario potencial que se enfrenta a un mayor coste de tiempo, como se deduce del signo negativo y significativo del estatus de autónomo.

Vivir en un área rural actúa como factor inhibitor de las consultas urgentes. En este sentido, sería conveniente matizar un aspecto relacionado con la elaboración de la encuesta. La pregunta que responden los entrevistados en el apartado de consultas urgentes es la siguiente: *“En estos últimos 12 meses, ¿ha tenido usted que acudir a algún servicio de urgencias por algún problema o enfermedad propia?”*. El planteamiento de la pregunta no es adecuado para zonas rurales en las que los casos urgentes se atienden generalmente en el domicilio del paciente. De modo que las respuestas pueden estar recogiendo dos aspectos. Por una parte las dificultades de acceso en las zonas rurales a los servicios de urgencia, cuya utilización masiva es un fenómeno

propio de las grandes ciudades<sup>10</sup>. Y, por otra parte, el sesgo negativo que corresponde a la idea de consulta urgente como una visita a un centro prestador de este tipo de atención.

Por último, a pesar de que la prestación de la atención urgente se lleva a cabo, principalmente, en los hospitales, la dotación de este tipo de establecimientos en la provincia de residencia de los entrevistados no provoca niveles de utilización significativamente diferentes, aunque el signo estimado de la variable es positivo.

## 6. Conclusiones

En este artículo se han estudiado los factores que determinan la utilización de las consultas médicas y la demanda atendida de urgencias en España a partir de los datos de la ENS93 y de la EPF90-91. La literatura ofrece resultados comunes y similares, independientemente de la población estudiada, sobre el efecto que provocan las enfermedades, la edad o el sexo en la demanda de atención médica. Sin embargo, no ocurre lo mismo con las variables de corte socioeconómico como la renta o los precios. Su capacidad explicativa depende del diseño de cada sistema sanitario y de la dimensión de la demanda que se utilice en el estudio.

Nuestra atención se ha centrado en el número de consultas realizadas por los entrevistados a los dos servicios considerados. La comparación de los modelos econométricos propuestos permite comprobar la superioridad de la especificación binomial negativa con valla a la hora de explicar la utilización de consultas al médico. En el caso de las consultas urgentes, se ha estimado un modelo de decisión en una sola parte basado en la especificación binomial negativa. Las estimaciones por MCGS de un modelo de regresión exponencial lineal son similares a las obtenidas por MVBN. Este resultado se añade al encontrado por Delgado y Kniesner (1997) y apoya la idea de que el método semi-paramétrico es adecuado cuando el interés del investigador se centra en los parámetros que definen la media condicional del modelo y no tanto en el proceso generador de datos. Cuando este último aspecto es el relevante, la utilización MCGS puede utilizarse también como una herramienta que nos ayuda a discriminar entre especificaciones alternativas. En el presente estudio, los resultados indican que el modelo

<sup>10</sup>Las variables indicativas de la residencia en ciudades grandes o en zonas metropolitanas no resultaron significativas y se excluyeron de la especificación final

binomial negativo es consistente con los datos que observamos.

En cuanto a los resultados económicos, confirmamos que los indicadores de salud son los principales predictores del comportamiento del individuo. El libre acceso de todos los ciudadanos españoles a los servicios públicos, la ausencia de copagos en el sistema y el racionamiento mediante listas de espera y colas desvirtúan el papel de la renta como factor condicionante del acceso a los servicios. Sin embargo, estas mismas características conceden una relevancia especial a los determinantes del coste de oportunidad del tiempo de los individuos. La significatividad de las variables relativas al estatus profesional apuntan hacia esta hipótesis. Desafortunadamente en este estudio no hemos dispuesto de información sobre los tiempos de espera o la distancia al centro sanitario, cuyo efecto sobre la demanda podría ofrecer conclusiones más contundentes en este sentido.

Cabe destacar, también, la importancia de los estilos de vida en la utilización de asistencia sanitaria, aunque la posible interacción de esas variables con el resto de regresores del modelo y, en concreto, el tratamiento de los estilos de vida como variables endógenas en este marco de decisión abre una línea para futuras investigaciones.

No obtenemos resultados concluyentes acerca de la relevancia de la intervención del médico en la frecuencia de utilización de las consultas. La significatividad de los indicadores de salud en esta segunda parte de la decisión parece indicar que el volumen de consultas realizadas por el paciente responden más a la necesidad de atención sanitaria del paciente que a los incentivos económicos del médico. En cualquier caso, el desconocimiento de la intensidad de las consultas y del tipo de tratamientos prescritos por el médico en cada caso no permite dejar cerrada esta cuestión.

El análisis de las consultas urgentes no arroja demasiada luz sobre los factores determinantes de su utilización. La ausencia de variables significativas en la modelización de este comportamiento ha sido mostrada también por Gurmu (1997) con datos americanos. Hallamos un marcado protagonismo de las enfermedades y la edad en la utilización media de este servicio. El coste del tiempo al que se enfrentan los pacientes potenciales y el tamaño de la población en la que residen se emergen también como condicionantes relevantes del acceso a las urgencias. Sin embargo, si bien es cierto que entre las razones explicativas del aumento reciente de la demanda de atención urgente se ha

vinculado a las situaciones de marginación social y económica, en las estimaciones ni la renta, ni el nivel educativo muestran un efecto significativo. Es posible que la somatización de la situación socioeconómica por parte de los individuos esté implícita en la percepción subjetiva de la salud declarada, que sí es significativa en el modelo.

## Apéndice

*Errores estándar corregidos en los procedimientos de estimación en dos etapas.*

Los procedimientos de estimación en dos etapas, como el utilizado en el modelo de consultas al médico, permiten obtener estimadores de los parámetros de la media condicional consistentes bajo condiciones de regularidad muy generales. Sin embargo, los errores estándar obtenidos en la segunda etapa, es decir, aquéllos que corresponden al modelo relevante para el investigador, no son correctos. Murphy y Topel (1985) muestran la forma de calcular errores estándar asintóticamente correctos en este tipo de modelos. Utilizaremos su metodología para derivar los errores estándar en un contexto de máxima pseudo verosimilitud, es decir, cuando permitimos que existan errores de especificación en la distribución condicional de las variables.

Suponemos que el modelo principal es estimado por máxima pseudoverosimilitud, a partir de los datos de la ENS93. Denotamos por  $L(X_i, \theta)$  al logaritmo de la función de verosimilitud condicional de la variable  $Y_i$ , donde  $\theta = (\gamma, \beta)$ ,  $X_i = (X'_{1i}, X'_{2i})'$  es un vector  $m \times 1$  de variables exógenas y  $X'_{2i}$  no es observable. Suponemos que los valores de esta variable se predicen estimando por MCO la siguiente regresión a partir de los datos procedentes de la EPF90-91:

$$X_{2i} = Z'_i \gamma + \zeta_i \quad [\text{A.1}]$$

donde  $Z'_i$  es un vector de variables explicativas de  $X_{2i}$ , de orden  $1 \times p$ , y los  $\zeta_i$  son i.i.d, tales que  $E(\zeta_i) = 0$  y  $Var(\zeta_i) = \sigma_\zeta^2$ .

Suponemos que se cumple la condición habitual de mínimos cuadrados,

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i Z'_i \xrightarrow{p} A = E(Z_i Z'_i).$$

Aplicando la Ley de los Grandes Números obtenemos el siguiente resultado asintótico,

$$\sqrt{n}(\hat{\gamma} - \gamma) = A^{-1} \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i + o_p(1). \quad [\text{A.2}]$$

El estimador máximo verosímil del modelo principal satisface la siguiente condición de primer orden:

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \hat{\gamma}, \hat{\beta})}{\partial \beta} = 0,$$

que expandimos en un entorno de los verdaderos valores de los parámetros,  $\theta_0 = (\gamma_0, \beta_0)$ , aplicando el Teorema del Valor Medio,

$$\begin{aligned} & -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} = & [A.3] \\ & \frac{1}{n} \left[ \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_{1i}, Z_i; \bar{\theta})}{\partial \beta \partial \gamma'} \right] \sqrt{n}(\hat{\gamma} - \gamma_0) + \\ & \frac{1}{n} \left[ \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_{1i}, Z_i; \bar{\theta})}{\partial \beta \partial \beta'} \right] \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0). \end{aligned}$$

donde  $\|\bar{\theta} - \theta_0\| \leq \|\hat{\theta} - \theta_0\|$ . Sabemos que

$$\begin{aligned} & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta \partial \gamma'} \xrightarrow{p} R_{12} \\ & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta \partial \beta'} \xrightarrow{p} R_{22}. \end{aligned}$$

Por tanto, podemos escribir la siguiente equivalencia asintótica de (A.3)

$$\begin{aligned} \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0) &= \left[ R_{22}^{-1} R_{12} A^{-1}; R_{22}^{-1} \right] & [A.4] \\ & \left( \begin{array}{c} \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i \\ \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} \end{array} \right) + o_p(1) \end{aligned}$$

Por el Teorema Central del Límite,

$$\begin{aligned} & \sqrt{n} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i \xrightarrow{d} N(0, B) \\ B &= E(Z_i Z_i' \zeta_i^2) \\ & \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} \xrightarrow{d} N(0, C) \\ C &= E \left( \frac{\partial L}{\partial \beta}(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0) \frac{\partial L}{\partial \beta'}(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0) \right) \end{aligned}$$

y

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} Z_i' \zeta_i \xrightarrow{d} N(0, D)$$

$$D = E \left( \frac{\partial L}{\partial \beta} (X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0) Z_i' \zeta_i \right)$$

Puesto que estamos considerando muestras independientes, podemos trabajar con la restricción  $D = 0$ , de modo que la distribución asintótica de  $\hat{\beta}$  es la siguiente

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0) \xrightarrow{d} N \left( 0, R \begin{pmatrix} B & 0 \\ 0 & C \end{pmatrix} R' \right) \quad [\text{A.5}]$$

donde  $R = \begin{bmatrix} R_{22}^{-1} R_{12} A^{-1} & R_{22}^{-1} \end{bmatrix}$ .

La expresión de la matriz de varianzas-covarianzas del estimador máximo pseudoverosímil de  $\beta$  es:

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = R_{22}^{-1} [R_{12}' A^{-1} B A^{-1} R_{12} + C] R_{22}^{-1} \quad [\text{A.6}]$$

Es inmediato comprobar que si la especificación de  $L(X_i, \theta)$  es correcta, entonces,

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = R_{22}^{-1} + R_{22}^{-1} [R_{12}' A^{-1} R_{12}] R_{22}^{-1}. \quad [\text{A.7}]$$

La estimación de  $\text{Var}(\hat{\beta})$  se obtiene sustituyendo cada una de las matrices que aparecen en su expresión por estimaciones consistentes de las mismas.

## Referencias

- Alonso M., R. Hernández, F. Busto del Prado y A. Cueto (1993): "Utilización de un servicio de urgencias hospitalario", *Revista de Sanidad e Higiene Pública* 67, pp. 39-45.
- Angrist, J.D. y A.B. Krueger (1992): "The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples", *Journal of the American Statistical Association* 87, pp. 328-336.
- Arellano, M. y C. Meghir (1992): "Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data sets", *Review of Economic Studies* 59, pp. 537-557.
- Arrow K.J (1963): "Uncertainty and the welfare economics of medical care", *American Economic Review* 53, pp. 941-973.
- Belloc, N.B. y L. Breslow (1980): "Relationship of physical health status and health practices", *Preventive Medicine* 1, pp. 409-421.

- Calonge, S. (1988): "La demanda sanitaria: evidencia empírica en un modelo Tobit", Tesis doctoral, Universitat de Barcelona.
- Cameron, A.C., P.K. Trivedi, F. Milne y J. Piggot, (1988): "A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia", *Review of Economic Studies* 46(3), pp. 347-364.
- Cameron, A.C. y P.K. Trivedi (1998): "Regression analysis of count data", *Econometric Society Monographs* 30, Cambridge University Press, Cambridge..
- Cameron, A.C. y F.A Windmeijer (1996): "R- Squared measures for count data regression models with applications to health care utilization", *Journal of Business & Economic Statistics* 14, pp. 209-220.
- Cauley, S.D. (1987): "The Time Price of Medical Care", *The Review of Economics and Statistics* 69, pp. 59-66.
- Coffey, R.M. (1983): "The effect of time price on the demand for medical care services", *The Journal of Human Resources* 13, pp. 407-424.
- Delgado, M.A., (1991): "Bounded influence regression in the presence of heteroskedasticity of unknown form", *Nonparametric Functional Estimation and Related Topics* G. Roussas (ed.), pp. 297-313.
- Delgado, M.A., (1992): "Semiparametric generalized least squares in the multivariate nonlinear regression model", *Econometric Theory* 8, pp. 203-222.
- Delgado, M.A. y T.J. Kniesner, (1997): "Count data models with variance of unknown form. An application to a hedonic model of worker absenteeism", *Review of Economics and Statistics* 79, pp. 41-49.
- Evans, R.G., E.M.A. Parish y F. Sully (1973): "Medical productivity, scale effects and demand generation", *Canadian Journal of Economics* 6, pp. 376-393.
- Evans, R. G. (1974): "Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications", en M. Perlman, ed., *The Economics of Health and Medical Care*, John Wiley and Sons, New York.
- Folland, S., A.C. Goodman y M. Stano (1993), *The Economics of Health and Health Care* MacMillan, Nueva Yor, Oxford.
- Fuchs, V. (1978): "The supply of surgeons and the demand for operations", *Journal of Human Resources* 13 (supl.), pp. 5-18.
- González, B. y C. Murillo, (1988): "Producción de salud y consumo de servicios médicos: evidencia empírica", en *Público y privado en Sanidad*, *Asociación de Economía de la Salud* (dir. ),VI Jornadas de Economía de la Salud, Valencia.
- Gourieroux, C., A. Monfort y A. Trognon, (1984): "Pseudo maximum likelihood methods: applications to poisson models", *Econométrica* 52(3), pp. 701-720.
- Grossman, M., (1972a), *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Grossman, M., (1972b): "On the concept of health capital and the demand for health", *Journal of Political Economy* 80, pp. 223-255.

- Gurmu, S. (1997): "Semiparametric estimation of hurdle regression models with an application to medicaid utilization", *Journal of Applied Econometrics* 12, pp. 225-242.
- Hu, T.W, Q.F. Ren, T.E. Keeler y J. Bartlett (1995): "The demand for cigarettes in California and behavioural risk factors", *Health Economics* 4, pp. 7-14.
- Kenkel, D.S. (1990): "Consumer health information and the demand for medical care", *The Review of Economics and Statistics* 72, pp. 587-595.
- Kenkel, D.S. (1991): "Health behaviour, health knowledge, and schooling", *Journal of Political Economy* 99, pp. 287-305.
- Kenkel, D.S. (1995): "Should You Eat Breakfast? Estimates from Health Production Functions", *Health Economics* 4, pp. 15-29.
- Manning, W. G. et al. (1981): "A two-part model of the demand for medical care: preliminary results from the health insurance study", en Van der Gaag, J. y M. Perlman (eds.), *Health, Economics and Health Economics*, North-Holland, Amsterdam.
- Ministerio de Sanidad y Consumo (1989), *Encuesta Nacional de Salud 1987*, Madrid.
- Murillo, C., S. Calonge y Y. González (1997): "La financiación privada de los servicios sanitarios", en *La regulación de los servicios sanitarios en España*, G. López-Casasnovas y D. Rodríguez eds., Editorial Civitas.
- Murphy, K.M. y R.H. Topel (1985): "Estimation and inference in two-step econometric models", *Journal of Business & Economic Statistics* 3, pp. 370-379.
- Otero, A. y J.M Martín (1997): "El sistema sanitario español y las reformas en Europa", en *Reformas sanitarias en Europa: análisis de las estrategias actuales*, Saltman R.B. y J. Figueras (eds.), Ministerio de Sanidad y Consumo y Organización Mundial de la Salud, Madrid.
- Pohlmeier, W. y V. Ulrich (1995): "An econometric model of the two part decision process of the demand for health care", *The Journal of Human Resources* 30, pp. 339-361.
- Robinson, P.M. (1987): "Asymptotically efficient estimation in the presence of heteroskedasticity of unknown form", *Econometrica* 55, pp. 875-891.
- Rosenzweig, M. y Schultz, T.P. (1983): "Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs and their effect on birth weight", *Journal of Political Economy* 91, pp. 723-746.
- Sáez, M., E. Martínez y L. Prieto (1994): "An analysis of physician utilization in Barcelona", Proceedings from the Third European Workshop on Econometrics and Health Economics.
- Sindelar, J.L. (1982): "Differential use of medical care by sex", *Journal of Political Economy* 90, pp. 1003-1019.
- Stano, M. (1985): "An analysis of the evidence on competition in the physician services markets", *Journal of Health Economics* 4, pp. 197-211.
- Stoddart, G.L. y M. L. Barer (1981): "Analyses of demand and utilization", in *Health, Economics and Health Economics*, J. van der Gaag and M. Perlman eds., North-Holland Company.

- Szabó, T. (1997): "La demanda de seguros médicos privados y el uso de servicios sanitarios en España", Tesina CEMFI 9706.
- Vera-Hernández, A. M. (1999): "Duplicate coverage and demand for health care: the case of catalonia", *Health Economics* 8, pp. 579-598.
- Wagstaff, A. (1986): "The demand for health: some new empirical evidence", *Journal of Health Economics* 5, pp. 195-233.
- White, H., (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct test of heteroskedasticity", *Econometrica* 48, pp. 817-838.

## Abstract

*The aim of this paper is to study the determinants of doctor consultations and emergency room visits in Spain. Data come from the 1993 Spanish Health Survey, complemented with the 1990-91 Spanish Household Expenditure Survey. The parameters of the regression models are estimated by maximum likelihood based on negative binomial specification as well as semiparametric generalized least squares. A two-part model seems to be a better specification for the doctor consultations model. Results show that biological factors, lifestyles, individual's working status and geographical differences are relevant explanatory variables of health care utilization. Income, however, is not significant.*

*Keywords: Demand for health care, negative binomial model, hurdle negative binomial model, semiparametric estimation.*

*Recepción del original, junio de 1998*

*Versión final, enero de 2000*