

La demanda de asistencia sanitaria en España desde la perspectiva de la decisión del paciente(*)

por
ANTONIO CLAVERO BARRANQUERO
y
M^a LUZ GONZÁLEZ ÁLVAREZ

Departamento de Economía Aplicada (Estadística y Econometría)
Universidad de Málaga

RESUMEN

Este trabajo pretende identificar los factores determinantes de la utilización de asistencia sanitaria en España. Con objeto de explicar el número de consultas efectuadas a un facultativo de medicina general o a un especialista se ha llevado a cabo un análisis econométrico, basado en modelos de variable dependiente limitada y discreta, empleando la información proporcionada por 4 olas del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) (1995-1998). Las estimaciones ponen de manifiesto que las consultas a especialistas responden a un doble proceso de decisión, debido fundamentalmente a la organización asistencial del sistema sanitario español.

(*) La primera versión del artículo se ha visto enriquecida gracias a las sugerencias realizadas por dos evaluadores anónimos. La responsabilidad de cualquier error debe atribuirse a los autores.

Palabras clave: utilización de asistencia sanitaria, PHOGUE, count data, hurdle count data, datos de panel.

Clasificación AMS: 62P20

1. INTRODUCCIÓN

El carácter ilimitado que suele mostrar la demanda de servicios sanitarios en la mayoría de los países industrializados, exige establecer mecanismos eficaces de asignación de los recursos para satisfacer las necesidades de los pacientes. Aunque el criterio de eficiencia es fundamental para cualquier sistema sanitario, no pueden dejarse de lado los aspectos de equidad, solidaridad y redistribución, de especial relevancia para los Sistemas de Seguridad Social o Servicios Nacionales de Salud.

Los problemas financieros y de sostenibilidad que afectan a estos sistemas sanitarios, provocados por el aumento continuado del gasto sanitario público, han obligado a plantear reformas en todos los países europeos. Las principales medidas adoptadas por el Sistema Nacional de Salud español han sido la firma de contratos-programa entre la administración y los centros sanitarios, vinculando la producción con la financiación; la habilitación de nuevas formas de gestión, con objeto de garantizar el servicio público mediante normas de derecho privado; y la libre elección de médico por parte del paciente.

Aunque no existen trabajos que permitan evaluar el impacto de estas medidas sobre el gasto sanitario, debido al escaso tiempo transcurrido, no parece que el gasto sanitario se reduzca, ni siquiera que se mantenga. El incremento experimentado por el gasto sanitario se atribuye, principalmente, a la incorporación de tecnologías más costosas y a un aumento considerable de la demanda o utilización de servicios sanitarios, consecuencia, entre otros factores, del envejecimiento de la población, de una mayor concienciación de la población ante los problemas de salud, de un aumento del nivel educativo, cultural y económico de la misma, y de una mayor cobertura sanitaria e información sobre la oferta disponible.

La literatura científica a veces emplea el término demanda, cuando lo que se pretende explicar es la necesidad o la utilización de servicios sanitarios. Se trata de tres términos diferentes, como muy bien señala Matthew (1971): "la necesidad no se expresa forzosamente como demanda, y a ésta no le sigue necesariamente la utilización; en cambio, puede haber demanda y utilización sin una verdadera necesidad del servicio que se usa". La correcta definición de la necesidad es un tema de gran relevancia dadas sus implicaciones sobre la equidad y eficiencia; sin embargo,

las dificultades para medir operativamente dicho concepto constituyen una de las razones por las que la investigación se ha enfocado hacia la demanda o la utilización de servicios sanitarios.

Los problemas de información presentes en el contexto de la demanda y la importancia de los factores de oferta en su determinación, cuestionan el planteamiento de muchas investigaciones dedicadas en exclusiva a aspectos de la demanda frente al concepto de utilización. El estudio de esta otra variable se suele realizar bajo dos puntos de vista, individual y agregado. Puesto que los objetivos en cada una de las investigaciones son diferentes, los métodos econométricos que se aplican también deben ser diferentes. En el segundo caso, el tema de interés en la literatura ha sido tratar de explicar las diferencias encontradas en la utilización de servicios sanitarios entre áreas geográficas, y demostrar si una de las causas de tal variabilidad es la utilización inapropiada de ciertos servicios. Desde un punto de vista individual, la variable de interés se aproxima mediante el gasto sanitario o el número de consultas efectuadas por una persona durante un período de tiempo determinado. Estos datos proceden de encuestas que además proporcionan información sobre aspectos relevantes de la persona, su entorno, nivel cultural, económico, etc.

Puesto que el objetivo del trabajo es analizar los factores explicativos de la decisión del paciente en cuanto al consumo de servicios sanitarios en España, éste será el enfoque adoptado habiendo utilizado como fuente de información el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE).

La estructura del trabajo es la siguiente: en primer lugar, se realiza una breve revisión de modelos teóricos sobre la demanda y utilización de servicios sanitarios. En segundo lugar, se expone la metodología econométrica más apropiada para el tratamiento de la misma, concretamente, los modelos de probabilidad y modelos *count data*. El siguiente epígrafe trata de describir la fuente de datos empleada para el análisis y definir las variables representativas de la utilización de asistencia sanitaria, así como sus factores explicativos. Los resultados de la estimación se comentan en el quinto epígrafe del trabajo, y las conclusiones, en el último.

2. LA DEMANDA DE ASISTENCIA SANITARIA: MODELIZACIÓN TEÓRICA

Pohlmeier y Ulrich (1995) manifiestan la importancia de comprender el proceso subyacente en la decisión de demandar asistencia sanitaria para conocer las causas del incremento del gasto sanitario. Los enfoques teóricos susceptibles de aplicación al análisis de la utilización de servicios sanitarios son dos: teoría tradicional del consumidor (Grossman, 1972a, b), considerando al individuo como el principal agente para determinar la demanda de servicios sanitarios, aunque condiona-

do por la organización del sistema sanitario y, por otro lado, modelos principal-agente, en los que el médico, como agente del paciente, determina la cantidad de servicios médicos utilizados en nombre del paciente (principal) una vez que se ha producido la primera visita. (Zweifel, 1981). La aportación de Pohlmeier y Ulrich (1995) es combinar ambos puntos de vista para tratar la demanda de servicios sanitarios como un proceso compuesto por dos etapas.

Grossman (1972a, b) plantea un modelo fruto de la inquietud por el estudio de la demanda de salud y por la distinción entre los conceptos salud y servicios médicos, considerando a la primera como un bien fundamental en la demanda del consumidor, mientras que los servicios médicos son *inputs*, objeto de una demanda derivada, para producir más salud.

Grossman considera que cada individuo trata de maximizar una función de utilidad intertemporal, en función de un conjunto de bienes de consumo Z_t , y del consumo total de "servicios de salud", h_t , entendiendo esta variable como el tiempo saludable producido por el nivel de salud, H_t :

$$\begin{aligned} U &= U(h_t, Z_t), & t &= 0, 1, \dots, T \\ h_t &= \phi_t H_t, & \phi_t' &> 0. \end{aligned} \quad [1]$$

El *stock* de salud cambia a lo largo del tiempo dependiendo de la inversión I_t , y de la tasa de depreciación de la salud δ_t , como muestra la siguiente relación:

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t, \quad 0 < \delta_t < 1, \quad [2]$$

Los consumidores pueden verse como productores de aquellos servicios que incrementan sus niveles de utilidad, comprando *inputs* del mercado, y combinándolos con su propio tiempo. Dichas funciones de producción se expresan como:

$$\begin{aligned} I_t &= I_t(M_t, TH_t; E_t), \\ Z_t &= Z_t(X_t, T_t; E_t), \end{aligned} \quad [3]$$

donde M es un vector de *inputs* que, según Grossman, contribuyen a la inversión bruta en asistencia médica; TH es el tiempo empleado en mejorar la salud; X son *inputs* de mercado para la producción del bien Z ; T representa el tiempo libre empleado en producir dicho bien; y E es el nivel de educación exógeno, que opera como un factor de eficiencia en la función de producción.

Al utilizar el tiempo como *input* se requiere la formulación de una restricción sobre la distribución del mismo, de tal forma que el tiempo total está compuesto por los siguientes sumandos:

$$\Omega = TH_t + T_t + TW_t + TS_t, \quad [4]$$

TW es el tiempo dedicado a trabajo, y TS el tiempo perdido por enfermedad. Por tanto, el tiempo saludable se obtendría mediante la siguiente relación:

$$\Omega - TS_t = h_t = \phi_t H_t. \quad [5]$$

Finalmente, el consumidor se enfrenta con una restricción presupuestaria a lo largo de su vida, que iguala los ingresos actualizados con el valor actual de los *inputs* empleados en la producción de salud y otros bienes:

$$\sum_{t=0}^T \frac{p_t^x X_t + p_t^m M_t + w_t (TS_t + TH_t + T_t)}{(1+i)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{w_t \Omega}{(1+i)^t} + A_0. \quad [6]$$

donde p_t^x y p_t^m son los precios de los *inputs* X y de la asistencia sanitaria M, respectivamente; w_t es la tasa salarial; i es la tasa de interés para obtener valores actualizados; y A_0 es el valor descontado de rentas no salariales.

Las cantidades de equilibrio entre los bienes H_t y Z_t se obtienen maximizando la función de utilidad [1] sujeta a las restricciones [2], [4] y [6]. Dado que el estado de salud heredado y las tasas de depreciación son dadas, las cantidades óptimas de inversión bruta determinarán las cantidades óptimas de capital salud(1). El valor óptimo se alcanza cuando los beneficios marginales se igualan al coste marginal del capital salud para el usuario, determinado por la siguiente expresión:

$$\phi_t' \left(w_t + \frac{\partial U / \partial h_t}{\lambda} (1+i)^t \right) = CMg_{t-1} (i + \delta_t - \tilde{C}Mg_{t-1}) \quad [7]$$

Esta ecuación constituye la ecuación básica del modelo de Grossman, donde ϕ_t' es la productividad marginal del *stock* de salud, es decir, el incremento en la cantidad de tiempo saludable causado por el incremento unitario en el *stock* de salud. Para valorar monetariamente dicho producto marginal son necesarias dos magnitudes, el primer sumando representa la tasa salarial (w_t) que mide el valor monetario de un incremento unitario en la cantidad total de tiempo disponible para desarrollar actividades de mercado y no-mercado. El segundo término, dado por $\partial U / \partial h_t$, utilidad marginal del tiempo saludable, y λ , utilidad marginal de la riqueza, mide el valor monetario descontado del aumento en la utilidad debido a un incremento unitario en el tiempo saludable.

(1) El detalle analítico de las condiciones de primer orden para la optimización de la inversión bruta puede consultarse en Grossman (1972a).

El segundo miembro de la igualdad representa el precio ofertado del capital, incluyendo el coste marginal de la inversión en salud en el período t-1 (CMg_{t-1}), el coste de oportunidad del capital (i), la depreciación (δ_t) y la tasa de cambio porcentual en el coste marginal entre los períodos t-1 y t (\tilde{CMg}_{t-1}), pudiendo interpretarse como el coste para el usuario del capital salud.

Grossman (2000) declara haber puesto especial énfasis en el desarrollo teórico del modelo de inversión pura(2), porque genera buenas predicciones mediante un análisis simple y por la facilidad de estimarlo aplicando la transformación logarítmica. A pesar de la trascendencia de este modelo en la explicación económica de la toma de decisiones de salud también ha sido objeto de críticas (Cropper, 1977; Muurinen, 1982). Y por otro lado, la mayoría de las aplicaciones empíricas no siempre se han fundamentado en este modelo teórico.

El modelo económico del comportamiento médico de Zweifel (1981) establece que el médico no sólo determina el tratamiento de acuerdo a criterios clínicos o éticos (I), sino que también es producto de incentivos económicos, como la renta (Y) o su tiempo de ocio (L). La función de utilidad se representa por la siguiente expresión:

$$U = E[U(Y, I, L)] = \int_0^1 U[Y(\bar{s}), I(\bar{s}), L(\bar{s})] ds \quad [8]$$

donde \bar{s} es un parámetro desconocido que representa el nivel medio de síntomas. Si bien es difícil especificar conductas que constituyan un comportamiento no ético, éste se fijará en función de si la compensación en términos de renta y ocio es suficientemente grande. Dicha función de utilidad está sujeta a las siguientes restricciones:

$$Y = f a P_{ob} \quad [9]$$

En la mayoría de los países europeos la retribución de los profesionales sanitarios se regula mediante contratos fijos, en los que se establece exógenamente el honorario por actividad (f). a mide el número medio de actividades desarrolladas y P_{ob} el número de pacientes tratados. El número medio de servicios prestados está

(2) Bajo el supuesto que la utilidad marginal de los días de enfermedad sea nula, se elimina el segundo sumando del primer miembro de la expresión [7] $\frac{w_t \phi_t'}{CMg_{t-1}} = i + \delta_t - \tilde{CMg}_{t-1}$.

relacionado con el tiempo dedicado a cada paciente (t) mediante la relación $t = a * t_a$, siendo t_a el tiempo medio empleado para desarrollar cualquier actividad. Por tanto:

$$Y = \frac{f}{t_a} t P_{ob} \quad [10]$$

interpretándose la ratio (f/t_a) como una tasa salarial implícita o precio bruto por hora de servicio. Dicha tasa es endógena porque el médico es libre de ajustar t_a , ya sea hablando más o menos tiempo con el paciente o delegando ciertas tareas a sus ayudantes.

En este modelo el médico establece un nivel de sintomatología (c), justo en el momento en que ve al paciente, por encima del cual decidirá no tratarlo, lo que no significa que no reciba tratamiento, sino que lo derivará a otros proveedores del sistema sanitario. El número de pacientes tratados se determina por:

$$P_{ob} = \int_0^c d\left(\frac{f_n}{t_a}, nh, s\right) * F(s, \bar{s}) ds \quad [11]$$

La formulación considera la demanda de una primera visita $d(\cdot)$ estocástica, dependiendo de la función de densidad $F(s, \bar{s})$. La probabilidad será más elevada para valores altos de s , aunque también estará condicionada por otras variables no relativas a salud – nh –. Por otro lado, se espera que la elasticidad de la demanda con respecto al salario neto por actividad (f_n/t_a) se aproxime a cero, a medida que s aumente.

La segunda restricción se refiere a condicionantes éticos, en el sentido que el objetivo principal del médico debe ser combatir la enfermedad y la muerte. Aunque, al actuar como agente de sus pacientes, su preocupación también será comprobar cuál es su contribución para mejorar la salud de los mismos. La siguiente expresión tiene en cuenta ambos aspectos:

$$I = \int_0^c [p(s, 0) - p(s, t)] * d\left(\frac{f_n}{t_a}, nh, s\right) * F(s, \bar{s}) ds \quad [12]$$

$p(s, \cdot)$ es la probabilidad de muerte en el período de decisión, por tanto, la diferencia presentada entre corchetes simboliza la mejora de la salud del paciente con una sintomatología s conseguida tras la atención del médico durante un período de tiempo t .

La última restricción es bastante simple. Si t es el tiempo empleado por paciente y P_{ob} el número de pacientes tratados, entonces el producto de ambos representa

el tiempo de trabajo total, por tanto, el tiempo de ocio se obtiene por una simple diferencia:

$$L = T - t * \text{Pob} \quad [13]$$

Como conclusión final sólo cabe destacar una de las peculiaridades de este modelo. Únicamente la demanda de primeras visitas está bajo el control de los pacientes. Una vez que se produce el primer contacto, el médico es libre de elegir t , ya sea con visitas de mayor o menor duración, o con más o menos visitas por paciente.

3. LA DEMANDA DE ASISTENCIA SANITARIA: MODELIZACIÓN ECONOMETRICA

Los dos enfoques teóricos sobre la utilización de asistencia sanitaria, comentados en el apartado anterior, son susceptibles de modelización econométrica mediante los modelos de elección discreta y *count data*, en el primer caso, y los modelos en dos etapas, como los modelos *hurdle*, en el segundo.

Por lo que respecta a los modelos de elección discreta, binaria y múltiple, el proceso de toma de decisión puede verse como una comparación de funciones de utilidad indirecta. Dos de los más empleados en el análisis de demanda de asistencia sanitaria han sido los modelos *probit* y *logit*, en los que suponiendo a los individuos maximizadores de su utilidad, éstos elegirán entre dos alternativas aquella que le proporciona mayor utilidad. La decisión observada revela cuál de las alternativas proporciona más utilidad, pero no sus utilidades, que son inobservables. Por ejemplo, sea U_0 , la utilidad que reporta al individuo la decisión de no demandar asistencia y U_1 , la utilidad de solicitar asistencia. La probabilidad de que $Y=1$, es decir que el individuo decida demandar asistencia, vendrá dada por la expresión:

$$\Pr (Y = 1|x) = \Pr (U_{1i} > U_{0i}). \quad [14]$$

El modelo de utilidad aleatoria lineal explicaría dichas utilidades mediante las siguientes especificaciones:

$$\begin{aligned} U_{1i} &= x_i' \beta_1 + \varepsilon_{1i}, \\ U_{0i} &= x_i' \beta_0 + \varepsilon_{0i}. \end{aligned} \quad [15]$$

Ambas especificaciones pretenden analizar qué factores influyen en la probabilidad de que un individuo demande o no un servicio sanitario, qué variables tiene en cuenta el paciente cuando toma la decisión de realizar una consulta (Galarraga,

1981; Sáez, Martínez y Prieto, 1994), o de ingresar en el hospital (Gutiérrez y Fletcher, 1997), o por qué elige la sanidad privada frente a la pública.

Los modelos de elección múltiple se han empleado para explicar qué factores tienen en cuenta los consumidores cuando eligen una opción entre más de dos alternativas. Se trata de una generalización de los modelos *logit* y *probit*, basada igualmente en los modelos de utilidad aleatoria. De esta forma, si el consumidor escoge una de las J opciones posibles, equivale a decir que la utilidad que le reporta esa opción es mayor a la de cualquier otra.

Propper (2000) estima un modelo *logit* multinomial para distinguir tres posibles actuaciones de la población británica, dependiendo de la gravedad de la enfermedad y de la diferencia entre beneficios y costes de cada una de las opciones: no demanda, demanda de asistencia pública (*National Health Service*), y demanda de asistencia privada. Del mismo modo, López-Nicolás (2001) observa diferencias de comportamiento, que no dependen de la salud ni de características socioeconómicas, entre los individuos que sólo disponen de cobertura sanitaria pública y aquéllos que además contratan un seguro de asistencia privado. Estos últimos muestran una menor probabilidad de uso de la sanidad pública.

Este modelo supone la independencia entre las distintas alternativas posibles; si dicha hipótesis no puede mantenerse, habría que aplicar modelos alternativos como el modelo *probit* multivariante o *logit* anidado. Éste fue planteado por Puig, Sáez y Martínez (1998) para analizar los factores que determinan la elección de un individuo entre las tres alternativas que ofrece el sistema sanitario español: médico general, urgencias hospitalarias y especialista.

Cuando el análisis se enfoca hacia la utilización, ésta se suele aproximar tanto por el nivel de gasto como por el número de contactos con el sistema sanitario. El empleo de una u otra variable condiciona la especificación y la elección de la técnica econométrica más apropiada.

Los modelos censurados son aptos para analizar el comportamiento de la variable gasto sanitario, sobre todo para explicar el gasto sanitario privado realizado por las familias. En estos casos, el gasto nulo suele representar un número importante de las respuestas, por lo que si se quiere obtener una representación adecuada de los patrones de consumo observados, habrá que tener en cuenta la naturaleza de esos ceros y sus consecuencias en la especificación y estimación de las ecuaciones de demanda del consumidor. El elevado porcentaje de gasto nulo puede deberse a tres razones: infrecuencia de compra, solución de esquina o no participación en el consumo. En el primer caso no significa ausencia de consumo, sino que el consumo puede realizarse en otros períodos. Se trata de una explicación muy plausible, puesto que el período de observación de la muestra suele ser fijo y relativamente

pequeño(3). Aunque un elevado porcentaje de ceros se deba a la infrecuencia de compra, no debe olvidarse que la compra de bienes y servicios privados está muy relacionada con la renta, (solución de esquina) y con las preferencias de los consumidores (no participación en el consumo). Existen tres posibilidades para especificar, por un lado, la decisión de compra y, por otro, el nivel de gasto; se trata del modelo *tobit* (1958), modelo de Heckman (1979) y el modelo de Cragg (1971)(4).

El nivel de utilización de servicios sanitarios, medido mediante el número de visitas médicas al año por persona o el número de ingresos hospitalarios, ha sido objeto de estimación en numerosos estudios aplicando métodos muy diversos. La estimación minimocuadrática ha sido la más empleada, tanto en los primeros trabajos que formulaban una única ecuación de demanda, como trabajos más recientes que especifican una primera ecuación para determinar la probabilidad de utilización, y una segunda para estimar el número de visitas y días de estancia (Nolan, 1993; Van der Heyden *et al.*, 2003). Los modelos basados en la especificación del modelo de Grossman (1972a, b), los cuales consideran la asistencia sanitaria como un *input* para conservar o mejorar la salud y plantean modelos multiecuacionales para su estimación, aplican mínimos cuadrados en dos etapas. En el caso de modelos de múltiples indicadores y múltiples causas (MIMIC), la estimación maximoverosímil era el método recomendado por Joreskog y Goldberger (1975) y aplicado por Van der Gaag y Wolfe (1983), Van de Ven y Van der Gaag (1982), Wagstaff (1986, 1993), y Erbsland, Ried y Ulrich (1995). Los mismos autores señalan la existencia de errores de especificación, al cuestionar la hipótesis de normalidad del término de perturbación, puesto que las variables de utilización son limitadas y discretas.

Los modelos *count data* fueron aplicados al análisis de la utilización de servicios sanitarios por Cameron y Trivedi (1986), dadas las características de la distribución de dicha variable, ya que ésta sólo toma valores enteros positivos. El modelo *count data* más simple, y quizás el más empleado, está basado en la distribución de Poisson. Asumiendo una variable aleatoria Y , que sólo puede tomar valores enteros positivos $Y \in \{0, 1, 2, \dots\}$, la probabilidad de que se observe un valor y viene dada, bajo la hipótesis de Poisson, por la siguiente expresión:

(3) Murillo, Calonge y González (1997) y López-Nicolás (1998), al considerar una muestra de familias procedentes del panel de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, observan que el elevado porcentaje de gasto nulo se reduce cuando analizan el comportamiento de individuos o familias durante cuatro y ocho trimestres, respectivamente.

(4) Véase González (2003) para una discusión más detallada de las tres especificaciones en el ámbito de la economía de la salud.

$$\Pr(Y = y | \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!}, \quad y = 0, 1, \dots, \infty. \quad [16]$$

Este modelo se caracteriza por un único parámetro λ , y por ser demasiado restrictivo, ya que asume la igualdad de la media y la varianza, hipótesis poco frecuente en el comportamiento económico y en el contexto de la utilización sanitaria.

Una generalización del modelo de Poisson es el modelo binomial negativo, en el cual la ratio varianza/media es lineal con respecto a esta última. En este caso, la probabilidad de que una variable aleatoria Y tome un determinado valor, partiendo de la hipótesis que el parámetro λ se distribuye como una gamma (ϕ, ν) , se obtiene de la siguiente expresión:

$$\Pr(Y = y) = \int_0^{\infty} \Pr(Y = y | \lambda) f(\lambda) d\lambda = \frac{\Gamma(y + \nu)}{\Gamma(y + 1) \Gamma(\nu)} \left(\frac{\nu}{\nu + \phi} \right)^{\nu} \left(\frac{\phi}{\nu + \phi} \right)^y \quad [17]$$

con $E(y_i) = \phi$ y $\text{Var}(y_i) = \phi + \alpha\phi^2$, siendo $\alpha=1/\nu$. Dado que ambos parámetros son positivos, la varianza será mayor que la media y el modelo permitirá la sobredispersión, hecho que caracteriza muchos conjuntos de datos. En el caso de que α fuese igual a cero, se obtendría como caso particular el modelo de Poisson.

Este modelo ha sido aplicado por Cameron *et al.* (1988) al número de consultas médicas, número de ingresos hospitalarios, días de estancia y número de medicamentos consumidos en Australia; Pohlmeier y Ulrich (1995) a las consultas al médico general y al especialista en Alemania; Gerdtham (1997) a las visitas médicas y las semanas de estancia hospitalaria en Suecia; Urbanos (2000) analiza las visitas a médicos generales, especialistas, servicios de urgencias y días de estancia en el hospital; y Álvarez (2001) a las urgencias hospitalarias en España.

La aportación de Pohlmeier y Ulrich (1995), como ya se expuso en el epígrafe anterior, radica en la consideración del proceso de toma de decisión como un proceso de dos etapas. En la primera etapa es el paciente quien decide visitar al médico pero, una vez que el médico entra en acción, es éste quien determina la intensidad del tratamiento en la segunda etapa. La especificación econométrica apropiada para captar este doble proceso está basada en el modelo *hurdle* para *count data*, propuesto por Mullahy (1986), ya que los modelos de Poisson y binomial negativo no pueden captar la distinción existente entre los valores iguales a cero (no observados) y los valores positivos de la variable. La especificación de los dos procesos de decisión se realiza con las mismas variables explicativas, aunque deben interpretarse de forma diferente, dependiendo de la etapa del proceso. La función de verosimilitud para este modelo se expresa:

$$L = \prod_{i \in N_0} \Pr\{y_i = 0 | x_i' \beta_1, \sigma_1^2\} \times \prod_{i \in N_1} (1 - \Pr\{y_i = 0 | x_i' \beta_1, \sigma_1^2\}) \frac{\Pr\{y_i | x_i' \beta_2, \sigma_2^2\}}{\Pr\{y_i \geq 1 | x_i' \beta_2, \sigma_2^2\}}. \quad [18]$$

El primer factor se estima mediante un modelo de probabilidad binomial e indica que no se produce ningún contacto con los servicios sanitarios. El primer término del segundo factor representa la probabilidad de realizar una o más visitas, mientras que el cociente mide la probabilidad que un suceso positivo ocurra condicionado a la realización de un contacto. La aplicación empírica de Pohlmeier y Ulrich (1995) al número de visitas a médicos generales y especialistas en Alemania, confirma que la decisión de contacto y la de frecuencia deben plantearse por separado, al rechazarse otros modelos. Los coeficientes del modelo *probit* eran más precisos que los del modelo binomial negativo truncado, debido posiblemente a la reducción del número de observaciones en el segundo modelo, o a la escasa variación de la variable dependiente en el período de tiempo analizado.

Otras aplicaciones de esta especificación corresponden a Gerdtham (1997), intentando explicar el número de visitas médicas y el número de semanas de hospitalización en Suecia. Urbanos (2000) y Álvarez (2001) también defienden la conveniencia de estos modelos para explicar las visitas médicas en España. Además, Urbanos (2000) lo aplica a los días de hospitalización y urgencias. Una aplicación más específica a los mayores de 65 años la realizan Noro, Hakkinen y Laitinen (1999), ampliando el estudio al número de visitas de enfermería, visitas a domicilio y el número de medicamentos.

Para finalizar, cabría mencionar algunas limitaciones de las conclusiones de estos trabajos. En primer lugar, las variables representativas de salud o disponer de un seguro privado de asistencia se han contemplado como variables explicativas exógenas. Windmeijer y Santos (1997) plantean dos posibilidades para solucionar el problema de las variables de salud: incluir un índice del estado de salud, también endógeno, o bien considerar la variable salud como latente o inobservada, siendo esta última la opción más apropiada. De igual modo, Deb y Trivedi (1997) asumen que la mayor fuente de heterogeneidad inobservada en el número de consultas es el estado de salud latente o inobservado. Para ello desarrollan el modelo *count data* binomial negativo mixto y finito en dos puntos. Éste posibilita la clasificación de la población en grupos saludables y grupos de enfermos, cuyas demandas van a estar caracterizadas por una media y varianzas bajas, en el primer grupo, y elevadas medias y varianzas, en el segundo. Por lo que respecta al seguro privado, Vera (1999), con objeto de explicar la utilización de consultas a especialistas en Cataluña, especifica un modelo binomial negativo incorporando la endogeneidad de la decisión de adquirir un seguro de cobertura sanitaria, así como la heterogeneidad

de las visitas. El método de estimación idóneo para tener en cuenta ambas cuestiones es el método generalizado de momentos.

La segunda limitación se atribuye a las fuentes de datos empleadas. Por un lado, las muestras suelen excluir a grupos de población institucionalizados con elevados niveles de necesidades y, por otro, no es posible reflejar el carácter dinámico del proceso de decisión que conduce a la visita, debido a los problemas de ambigüedad temporal en la relación causa-efecto que presentan las encuestas de corte transversal. Éste resulta un aspecto de gran importancia, puesto que los determinantes de la utilización son parte de un proceso dinámico que implica la respuesta y el *feed-back* del entorno, y que no puede ser resumido mediante variables generales relacionadas con las personas o con su entorno.

Una posible solución a tales carencias la aportan los datos de panel, aunque la metodología econométrica aplicada a modelos no lineales y modelos de probabilidad aún no está muy desarrollada. En este sentido, Jiménez, Labeaga y Martínez (2002) aprovechan la información de 3 olas del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE 1994-1996), consideradas como una muestra de corte transversal, para definir algunas de las variables de interés, salud y renta, de forma retardada. La idea es reducir la endogeneidad latente en la decisión de demandar asistencia sanitaria. Van Doorslaer, Koolman y Jones (2003), empleando la misma fuente de información e incluyendo también la salud como variable retardada, realizan comparaciones entre 12 países de la Unión Europea con objeto de explicar las desigualdades en la utilización de consultas médicas relacionadas con la renta.

Schellhorn *et al.* (2000) es uno de los primeros trabajos sobre datos de panel que aplica un método de estimación que contempla dos de las características de la utilización de servicios sanitarios: *count data* y dependencia entre salud y utilización. Concretamente, seleccionan un modelo binomial negativo de efectos aleatorios, donde la salud retardada un período se incluye como instrumento. El estudio está limitado a la utilización de visitas a médicos generales y especialistas en Suiza por parte de mayores de 75 años, con la idea de estudiar cuál es el impacto de iniciar un proyecto de visitas domiciliarias a estos pacientes.

4. DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS

Como se puede observar las limitaciones de trabajos anteriores pueden verse reducidas con el empleo de fuentes de información apropiadas. Tal es el caso del

PHOGUE, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (I.N.E)(5). La base de datos dedica uno de sus apartados a aspectos del estado de salud de los encuestados. Desde la valoración de su propio estado de salud, hábitos de vida, etc., hasta utilización de determinados servicios sanitarios en el último año, como consultas al médico general, especialista, dentista e ingreso hospitalario. Para evitar el problema de endogeneidad que genera la contratación de un seguro sanitario privado se ha decidido seleccionar únicamente a los individuos que sólo disponen de cobertura sanitaria pública (90 por 100). Dicha decisión no tendrá excesivas consecuencias, puesto que la cultura del seguro sanitario privado en España todavía no está muy extendida; sólo en ciertas CC.AA. se aprecia un comportamiento diferente, tales como Madrid y Cataluña.

A continuación se realiza una descripción de las variables elegidas para analizar la utilización de servicios sanitarios en España.

4.1. Variables dependientes

Aunque la fuente de información permite el análisis de varias variables de utilización, en este estudio se ha optado por elegir el número de visitas efectuadas al médico general y al especialista en el transcurso de los doce meses anteriores a la entrevista. La Tabla 1 muestra la distribución de frecuencias de las dos variables en 1995 y 1998. Los valores se han obtenido teniendo en cuenta las características de la muestra, concretamente, la estratificación y selección de las unidades censales. Además se han aplicado los pesos transversales con objeto de incluir en el análisis transversal a todas las personas con entrevista individual completada (panel y cohabitantes).

(5) La muestra seleccionada se ha diseñado mediante muestreo bietápico estratificado entre las secciones censales. La variable de estratificación es el tamaño del municipio al que pertenece la sección. La selección de las secciones censales, dentro de la muestra general de la cual se ha obtenido, se ha realizado en cada estrato con probabilidad proporcional al tamaño. La selección de la muestra de viviendas en cada sección, se ha realizado mediante un muestreo sistemático con arranque aleatorio.

Tabla 1
DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIAS

Nº de Visitas	Médico General		Nº de Visitas	Médico especialista	
	1995	1998		1995	1998
0	36.42	31.92	0	59.07	57.60
1-2	26.91	29.14	1-2	23.07	24.48
2-6	20.45	22.76	2-4	7.88	8.75
6-12	10.33	10.76	4-6	3.91	4.08
12-24	3.94	3.85	6-12	4.31	3.52
24-48	1.43	1.26	> 12 visitas	1.76	1.58
> 48 visitas	0.53	0.31			
N	14077	12225	N	14080	12229

Durante los cuatro años analizados, el número de individuos que no han requerido atención ha sido 755 y 2.598, en el caso de medicina general y especializada, respectivamente. Por el contrario, 3.691 de los individuos entrevistados (17.711) han hecho uso por lo menos de una consulta de medicina general, reduciéndose a 1.404 al considerar las visitas especializadas.

El análisis conjunto de las dos variables consideradas resulta interesante, ya que pone de manifiesto el grado de integración y coordinación de los dos servicios asistenciales, referidos a la asistencia sanitaria pública. La proporción de individuos que no realiza ninguna consulta ha disminuido de un 27,09 por 100 a un 23,95 por 100. El porcentaje de pacientes que sólo acude al médico general se ha mantenido en torno al 32 por 100, mientras que el porcentaje que únicamente acude al especialista ha disminuido de un 7,84 por 100 a un 5,94 por 100. Por diferencia se deduce que la proporción de individuos que precisa de los dos niveles asistenciales ha aumentado del 32,91 por 100 al 36,87 por 100.

Tras las comprobaciones realizadas se confirma el incremento de la utilización, así como una elevada proporción de individuos que presentan valores nulos, mientras que el resto muestran un escaso rango de variación, lo que justifica el método de estimación econométrico que se aplicará en epígrafes posteriores.

4.2. Factores explicativos

Las variables determinantes de la utilización de cualquier servicio sanitario se pueden agrupar en cinco categorías: indicadores de salud o necesidad, factores demográficos, características socioeconómicas o hábitos de vida, utilización de

otros servicios alternativos o complementarios y oferta de asistencia sanitaria. La fuente estadística empleada no dispone de información sobre esta última categoría, ni tampoco sobre la comunidad autónoma de residencia, con la idea de comprobar si existen desigualdades por Servicios Regionales de Salud. En el cuadro 1 se definen las variables seleccionadas por cada categoría.

Cuadro 1
DESCRIPCIÓN DE VARIABLES

Nombre	Descripción
VMGEN	Visitas anuales al médico general
VMESP	Visitas anuales al médico especialista
MBSAL	Estado de salud: (1= muy bueno)
BSAL	Estado de salud: (1= bueno)
MMMSAL	Estado de salud: (1= malo o muy malo)
CRONIC	Enfermedades crónicas: (1= sí)
EDAD	Edad del individuo
EDAD2	Edad del individuo al cuadrado
SEXO	Sexo: (1= hombre)
ANALF	Nivel educativo: (1= Sin estudios)
BUPFP	Nivel educativo: (1= BUP o FP)
UNIV	Nivel educativo: (1= Estudios universitarios)
OCUP	Actividad principal: (1= ocupado)
PARAD	Actividad principal: (1= parado)
INGPC	Renta del hogar por unidad de consumo/10 ⁶
ESTAN	Días de estancia en un hospital
UTILMG (-1)	(1= consultó al médico general en períodos anteriores)
UTILME (-1)	(1= consultó al médico especialista en períodos anteriores)

- Indicadores de salud. Si bien son varios los indicadores definidos en la literatura, el que suele proporcionar mejores resultados es el estado de salud, definido por el propio individuo mediante varias opciones, desde muy buena hasta muy mala salud (Gerdtham *et al.*, 1999). Una segunda posibilidad es considerar si la persona está afectada por algún problema crónico o enfermedad que le impida o limite desarrollar su vida diaria. El grado de correlación entre estos dos indicadores y declarar un mal o muy mal estado de salud es muy alto, ya que el 90 por 100 de este grupo sufre uno o ambos tipos de enfermedades, por tanto, habrá que prestar atención a la hora de seleccionar los regresores del modelo con vistas a su estimación. Otra cuestión a tener en cuenta es la referencia temporal de estas variables en la encuesta con respecto a la utilización de servicios sanitarios, ya que ésta se refiere al

año anterior y aquéllas al período actual. La disponibilidad de varias olas del PHOGUE permite considerar todas las variables en el mismo período temporal.

- **Características demográficas.** Dado que el PHOGUE sólo proporciona información para los mayores de 16 años, la edad se va a considerar mediante una variable continua y se incluirán dos términos, uno lineal y otro cuadrático, ya que la utilización de servicios sanitarios se incrementa en los últimos años de vida. Además de tener en cuenta el sexo de los individuos, sería interesante descubrir si existen diferencias de comportamiento entre los que viven solos y los que conviven con otros miembros de su familia, porque la necesidad de aquéllos puede ser mayor.
- **Características socioeconómicas.** En esta categoría se incluirán tanto variables propias del individuo, como variables relativas al hogar en el que reside. Unas aluden a factores económicos puramente dichos, mientras que otras se refieren a estilos o hábitos de vida que dichas condiciones económicas generan. En cuanto a las condiciones del hogar, se ha elaborado un indicador mediante el método de componentes principales para comprobar si determinados problemas de habitabilidad, como humedad, goteras, podredumbre o contaminación influyen en la salud y posterior utilización de servicios sanitarios.

Por lo que respecta a las condiciones económicas, existen varias posibilidades de cuantificación; por un lado, el nivel educativo del individuo, por otro lado, su situación con respecto a la actividad, y por otro, la renta. Como se puede comprobar la relación entre las tres variables es muy elevada, ya que la renta es una consecuencia de la actividad y la educación, al igual que la actividad es el resultado del nivel educativo del individuo. Si bien estos dos últimos factores son fáciles de representar mediante variables ficticias, sin estudios, básica, bachillerato, estudios superiores, ocupado, parado o inactivo, la renta da lugar a mayor discusión. No resulta apropiado decantarse por la renta del individuo, puesto que un elevado porcentaje de la muestra no percibe ningún ingreso (parados y ciertos inactivos). Si se opta por la renta del hogar, es preferible obtener la renta per cápita, pero no dividiendo por el tamaño familiar, puesto que sería poco representativo, sino por el número de unidades de consumo⁽⁶⁾. Una última cuestión es si incluir la renta en el modelo de forma lineal o logarítmica. En este caso, las dos posibilidades proporcionaron resultados muy similares.

- **Utilización de otros servicios sanitarios** - Además de las consultas al médico general y especialista, la encuesta proporciona información sobre las consultas al dentista y el número de noches de estancia hospitalaria. Dado que la mayoría de

(6) Según la escala de la OCDE, dicho número se obtiene como la suma ponderada de los miembros del hogar: $(1+0,7*(\text{Mayores de 14 años}-1) +0,5*(\text{Menores de 14 años}))$.

las prestaciones propias del dentista no están cubiertas por el sistema sanitario público, se ha decidido no incluirlas en la especificación al estar referido el estudio únicamente a los individuos que no disponen de cobertura privada. Por lo que respecta a las estancias hospitalarias, éstas son el resultado final de un tratamiento, tanto en atención primaria como en consultas a especialistas, por lo que es de esperar una correlación positiva con ambas variables.

El hecho de trabajar con el PHOGUE también permite contemplar en esta categoría la utilización de los mencionados servicios sanitarios en periodos anteriores. La idea es poner de manifiesto el complejo proceso de la decisión de utilizar asistencia sanitaria.

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

Dado que la fuente de información seleccionada recoge información sobre número de consultas, los métodos aplicados en este apartado serán los correspondientes a los modelos de variable dependiente limitada y discreta, mediante el programa econométrico STATA 7.0.

5.1 Modelos de elección discreta con una muestra de corte transversal

En primer lugar, se han estimado los modelos binomial negativo y *hurdle* binomial negativo con los datos de la última ola del PHOGUE, ya que los criterios estadísticos muestran un indicio de sobredispersión (Tabla 2). El valor del contraste del ratio de verosimilitud para verificar $\alpha=0$, conlleva rechazar el modelo Poisson en los dos casos, debido a las diferencias entre la media y la varianza.

El objetivo de estimar el modelo *hurdle* binomial negativo es verificar si la utilización de servicios sanitarios responde a un doble proceso de decisión, por un lado, la decisión de iniciar el contacto con el sistema sanitario y, por otro, la frecuencia del número de visitas. La aplicación del contraste de Vuong (1989), - *count data* frente a *hurdle count data* - ha supuesto aceptar, al igual que Jiménez, Labeaga y Martínez (2002), la especificación binomial negativa para las consultas de medicina general, y la especificación *hurdle* binomial negativa para las consultas al especialista. Este modelo también es aceptado por Vera (1999), así como otros trabajos que analizan conjuntamente las dos consultas, concretamente, Gerdtham (1997) y Álvarez (2001). La razón de diferenciar ambos modelos debe atribuirse a la propia organización asistencial del sistema sanitario, ya que las visitas de medicina general son de libre acceso para el paciente, mientras que la atención especializada sólo puede ser recomendada por otro profesional del sistema (agente).

Tabla 2
ESTIMACIÓN DE LA UTILIZACIÓN DE CONSULTAS A MÉDICO GENERAL Y
ESPECIALISTA 1998 (Continúa)

Consultas médico general				
Variables	Binomial Neg	Hurdle Binomial Neg		
		Probabilidad	Número	
C	0.3091 ***	-0.0958	1.4430 ***	
MBSAL	-0.2971 ***	0.1681 **	-0.0657	
BSAL	-0.2628 ***	0.2846	-0.0446	
MMMSAL	0.1374 ***	0.5133 ***	0.0074	
CRONIC	0.2037 ***	-0.6100 **	0.0265	
EDAD	0.0099 ***	-0.0068	0.0015 *	
SEXO	-0.2035 ***	0.1471	-0.0272	
ANALF	0.0902 ***	-0.1522	0.0048	
BUPFP	-0.1329 ***	0.0103	-0.0330	
UNIV	-0.2551 ***	0.3341 **	-0.0595	
OCUP	-0.1382 ***	0.1806 *	-0.0202	
PARAD	-0.0406	0.3012 **	0.0021	
INGPC	-0.0466 **	0.0768	-0.0084	
VMESP	0.0968 ***	-2.7147 ***	0.0054 **	
VMESP(-1)	0.0141 ***	-0.0088	0.0017	
VMGEN				
VMGEN(-1)				
ESTAN	0.0111 ***	-7.7036	0.0008	
UTILMG(-1)	0.6826 ***	-1.6926 ***	0.0826 **	
UTILME(-1)				
N	11082	11082		
Pseudo R ²	0.0783			
Ratio verosim.	4262.03	767.34 ***		
α	1.0345	1.0798		
Ratio ver. $\alpha = 0$	2.6 10 ⁴	1.5 10 ⁴ ***		
Test de Vuong		-14.90		

Nivel de significación: *** 1 por 100, ** 5 por 100, * 10 por 100

Categoría de referencia: Mujer con estado de salud aceptable, no padece enfermedades crónicas, con estudios primarios e inactiva.

Tabla 2
ESTIMACION DE LA UTILIZACION DE CONSULTAS A MÉDICO GENERAL Y
ESPECIALISTA 1998 (Conclusión)

Consultas médico especialista						
Variables	Binomial Neg		Hurdle Binomial Neg			
			Probabilidad	Número		
C	-0.4590	***	1.5331	***	0.3361	***
MBSAL	-0.3618	***	0.1657		-0.2769	***
BSAL	-0.1851	**	0.3140	**	-0.0948	**
MMMSAL	0.1618	***	-0.3292		0.2274	***
CRONIC	0.2036	***	-0.7377	***	0.0971	**
EDAD	-0.0020	*	-0.0111	***	-0.0060	***
SEXO	-0.2138	***	0.6523	***	-0.0152	
ANALF	-0.0902	*	0.2722		-0.0597	
BUPFP	0.0219		-0.0659		0.0252	
UNIV	-0.1428	**	-0.3255	*	0.0993	
OCUP	-0.0672		0.0996		-0.0192	
PARAD	-0.0243		0.0221		-0.0284	
INGPC	0.1777	***	-0.3613	***	0.1083	***
VMESP						
VMESP(-1)						
VMGEN	0.0667	***	-0.8217	***	0.0374	***
VMGEN(-1)	0.0090	***	0.0152		0.0098	***
ESTAN	0.0391	***	-7.6230		0.0281	***
UTILMG(-1)						
UTILME(-1)	0.7110	***	-1.2822	***	0.4225	***
N	11082		11082			
Pseudo R ²	0.0764					
Ratio verosim.	2683.16		1312.38	***		
α	1.8684		1.1656			
Ratio ver. $\alpha = 0$	1.4 · 10 ⁴		7103.33	***		
Test de Vuong			17.05	***		

Nivel de significación: *** 1 por 100, ** 5 por 100, * 10 por 100

Categoría de referencia: Mujer con estado de salud aceptable, no padece enfermedades crónicas, con estudios primarios e inactiva

Los resultados de las estimaciones del número de consultas al médico general en 1998, mediante el modelo binomial negativo, no permiten determinar qué variables, ficticias y/o cuantitativas, ejercen mayor influencia sobre el número de con-

sultas, dadas las diferencias en la interpretación de los coeficientes(7) o las distintas unidades de medida. Entre las ficticias destaca la importancia de haber consultado al médico general en años anteriores, la salud, el sexo y poseer estudios universitarios.

Por lo que respecta a los indicadores de salud, las visitas se reducen para aquellos que declaran un buen o muy buen estado de salud con respecto a los que declararon poseer una salud aceptable. El signo es el contrario cuando se trata de los que declararon un mal estado de salud o padecer enfermedades crónicas. Este resultado coincide en todos los trabajos empíricos comentados en el epígrafe 3, en especial los referidos a España (Álvarez, 2001; Jiménez, Labeaga y Martínez, 2002).

De los aspectos demográficos, el sexo presenta signo negativo, es decir, los hombres realizan menos consultas al médico general que las mujeres (Cameron *et al.*, 1988; Pohlmeier y Ulrich, 1995; Schellhorn, 2000); concretamente la media de visitas por hombre es 0,82 veces la de una mujer. La variable edad al cuadrado no resultó significativa en las distintas especificaciones planteadas, por lo que se decidió eliminarla. La relación positiva y lineal con el número de consultas se cifra en un aumento de las consultas del 0,98 por 100 por cada año adicional.

En cuanto a los aspectos socioeconómicos, todas las variables seleccionadas, excepto analfabetos, muestran relaciones negativas con la utilización respecto a la categoría de referencia. Por ejemplo, aquellos pacientes con estudios secundarios o universitarios demandan menos consultas que los que poseen estudios primarios, lo que coincide con Pohlmeier y Ulrich (1995). Los ocupados y parados hacen lo propio con respecto a los inactivos. En el caso de la renta, a medida que la renta anual del hogar se incrementa en un millón de pesetas, la utilización media de médicos generales se reduce un 4 por 100. Aunque el signo es coherente con los resultados de Cameron *et al.* (1988) y Jiménez, Laberaga y Martínez (2002), en estos dos casos no resultaba significativa.

En la categoría de utilización de otros servicios sanitarios se han considerado las visitas a especialistas en el mismo período temporal que las de medicina general y las del período anterior, así como los días de estancia hospitalaria. Los tres factores indican un aumento de las visitas a médicos generales, concretamente, una nueva visita al especialista supone aumentar el número medio de consultas al médico general en un 9,67 y un 1,41 por 100 y un 1,1 por 100 por cada día de estancia hospitalaria. Únicamente la cifra de visitas en el período anterior podría

(7) Los coeficientes de variables ficticias se interpretan mediante la transformación e^{β} . En cambio, los coeficientes de variables continuas se interpretan como variaciones porcentuales ante incrementos unitarios de la variable explicativa.

interpretarse como una demanda derivada, ya que el PHOGUE no es capaz de establecer la secuencia de la utilización y, por otra parte, el período de la encuesta abarca un año, por lo que no se sabe en qué momento se originaron unas consultas y otras.

La principal ventaja del PHOGUE es poder cuantificar la influencia de la utilización de servicios sanitarios en períodos anteriores, aunque dicha decisión tenga consecuencias sobre las propiedades de los estimadores. Para reducirlas de alguna manera no se ha empleado la variable dependiente retardada, sino una variable ficticia que indica si el paciente consultó al médico general el año anterior. La media de visitas de aquellos individuos que sí lo hicieron es casi el doble de los que no consultaron al médico general.

El modelo *hurdle count data*, aceptado para las visitas al especialista, pone de manifiesto que el número de visitas sólo viene determinado por el estado de salud, la edad, la renta y la utilización de otros servicios sanitarios. Para Vera (1999) y Jiménez, Labeaga y Martínez (2002) también resultaron significativas el sexo y la educación, respectivamente.

La posibilidad de diferenciar los dos procesos de decisión pone de manifiesto que algunas variables influyen de forma contraria sobre la probabilidad de contacto o sobre el número de contactos. El primer caso es el de los indicadores de salud. Por ejemplo, padecer enfermedades crónicas o poseer un mal estado de salud influye positivamente en el número de consultas, sin embargo, la probabilidad de contacto con el médico especialista disminuye. Este resultado puede parecer extraño de forma aislada, sin embargo, tras las conclusiones obtenidas en el análisis de consultas de medicina general es justificable. Es decir, la patología de estos pacientes es más propia de la asistencia prestada en atención primaria, por lo que el número de pacientes derivados a atención especializada es menor; sin embargo, aquellos otros pacientes que el médico general no puede tratar necesitan realizar más visitas al especialista.

Esta conclusión se complementa con la interpretación de los coeficientes representativos de la utilización de otros servicios sanitarios. La única variable significativa para explicar la probabilidad de demandar atención especializada es el número de contactos con el médico general, de forma que cuantas más visitas se efectúen en atención primaria, menor será la probabilidad de que el paciente sea derivado en ese mismo período a atención especializada. En cambio, una vez que el médico general encuentra justificada la derivación, las consultas de medicina general de períodos anteriores y los días de ingreso hospitalario también son relevantes e influyen de forma positiva en el número de visitas especializadas (Jiménez, Labeaga y Martínez, 2002).

Las características demográficas de edad y sexo tienen importancia para explicar la probabilidad de contacto, siendo ésta superior para el caso de los hombres, lo contrario de lo obtenido para las visitas de medicina general. En cambio, el sexo no influye en el número de consultas (Pohlmeier y Ulrich, 1995).

La única variable socioeconómica significativa ha resultado ser la renta. Su comportamiento indica que resulta menos probable que los individuos con una renta elevada necesiten una visita al especialista; sin embargo, el efecto será positivo una vez que el paciente requiere de este servicio. Las conclusiones de los trabajos consultados con respecto a esta variable no son unánimes en cuanto a signo y relevancia.

Por lo que respecta a las variables del nivel educativo y la situación con respecto a la actividad, los resultados indican que no están relacionadas con la utilización de servicios sanitarios, coincidiendo con los obtenidos por Gerdtham (1997), Windmeijer y Santos (1997) y Álvarez (2001).

Por último, sólo resta comentar la importancia de la utilización de consultas especializadas en períodos anteriores. Al igual que sucede con la utilización de otros servicios sanitarios, la relación con la probabilidad de contacto y con el número de visitas es diferente. Por un lado, es menos probable que los individuos que consultaron al especialista en el período anterior lo hagan en el actual, ya que una elevada proporción de casos habrán sido resueltos, otros habrán sido ingresados en un hospital y otros remitidos a atención primaria. En el caso del número de visitas la relación es positiva, es decir, entre los individuos que han realizado consultas en este período, el número medio de visitas es 1,5 veces superior para aquellos que también consultaron al médico especialista en el período anterior.

Aunque el planteamiento efectuado permite obtener conclusiones interesantes sobre el proceso de decisión de la utilización de servicios sanitarios, ciertas cuestiones no se pueden abordar con una única muestra de datos de corte transversal. Una de ellas es la existencia de efectos individuales inobservables que afectan a la decisión de demandar asistencia y que pueden estar correlacionados con otras variables incluidas en la especificación, como la edad o la educación (López-Nicolás, 1998). Dichos efectos permiten captar la heterogeneidad de las decisiones de individuos que son homogéneos en cuanto a las características observadas, puesto que ciertos individuos son permanentemente más propensos a efectuar consultas que otros.

La segunda cuestión es la posibilidad de modelizar relaciones dinámicas entre las variables. Como se ha podido comprobar en las dos especificaciones anteriores, la inclusión de los indicadores de utilización en períodos anteriores ha puesto de manifiesto que los individuos que han experimentado un suceso en el pasado son

más probables a volver a experimentarlo en el futuro que los que no lo hicieron. En otras palabras, la probabilidad condicional de que un individuo experimente un suceso en el futuro está en función de su experiencia pasada.

Ambas cuestiones justifican que se adopte un enfoque de datos de panel para analizar la utilización de servicios sanitarios, gracias a la información proporcionada por cuatro olas del PHOGUE. La consideración de varias olas como una única muestra de corte transversal, es decir, sin tener en cuenta la secuencia temporal de las decisiones de los individuos, o dicho de otro modo, como si se tratase de individuos diferentes, tal como hacen Jiménez, Labeaga y Martínez (2002) y Van Doorslaer, Koolman y Jones (2003), sólo permite incluir indicadores de utilización en el pasado, pero no resuelve el problema de la heterogeneidad(8).

5.2 Modelos de elección discreta para datos de panel

En la literatura sobre datos de panel existe gran cantidad de trabajos empíricos en el ámbito de los modelos lineales, tanto para captar heterogeneidad inobservable, como para modelizar relaciones dinámicas, sin embargo, los resultados para modelos no lineales de elección discreta, como los aplicados con anterioridad, son escasos (Arellano y Honoré, 2001; Arellano, 2001; Carrasco, 2001 y Carro, 2003).

Con respecto a la heterogeneidad inobservada, se plantean dos opciones de tratamiento, el enfoque de efectos fijos o el de efectos aleatorios. La decisión de tratar los efectos individuales como fijos o aleatorios no es sencilla. El primer enfoque resulta atractivo, ya que no requiere realizar supuestos paramétricos sobre la distribución condicional de la heterogeneidad inobservable, dadas las variables explicativas. Sin embargo, este método sólo puede utilizarse para ciertas distribuciones y, en ocasiones, requiere establecer supuestos muy restrictivos sobre la distribución de los errores. Para el caso de modelos *logit*, poisson y binomial negativo, es factible aplicar el enfoque de efectos fijos condicional. Sin embargo, este procedimiento supone eliminar todas las observaciones de aquellos individuos que no han experimentado un cambio en la utilización durante los años en que han sido entrevistados lo que, para el caso que nos ocupa, supondría eliminar 21.333 observaciones. Además este enfoque es especialmente sensible si algunas de las variables explicativas presentan un escaso rango de variación, tales como el estado de salud declarado por el individuo o el nivel educativo.

Aunque el enfoque de efectos aleatorios siempre puede ser adoptado, requiere imponer algunas restricciones. El modelo de componentes de error tradicional

(8) Las estimaciones proporcionaron resultados muy parecidos a los obtenidos con una única sección cruzada en cuanto a los valores de los parámetros, si bien los errores estándar eran algo más pequeños, consecuencia del aumento del número de observaciones.

asume que las variables explicativas son independientes de los efectos individuales inobservables, sin embargo, dada la naturaleza endógena de las variables de salud y utilización de otros servicios sanitarios, no parece apropiado asumir tal hipótesis, sino considerar modelos de efectos aleatorios correlacionados con las variables explicativas.

Esta opción requiere establecer una especificación paramétrica para la distribución condicional de los efectos individuales inobservables. Si las hipótesis sobre la distribución de los efectos se satisfacen, los modelos de efectos aleatorios proporcionan estimadores más eficientes de los parámetros del modelo, en caso contrario, las estimaciones de todos los parámetros serán inconsistentes.

Junto a estas cuestiones también hay que tener en cuenta que el *software* econométrico STATA7.0, de los modelos seleccionados en el apartado anterior, *count data* binomial negativo y *count data* truncado -binomial negativo-, sólo permite efectuar el análisis de datos de panel con el primero de ellos. A pesar de que no se trata de la mejor especificación para explicar el número de visitas a especialistas, permitirá comprobar si existen efectos individuales inobservables que expliquen que haya individuos que sistemáticamente hagan mayor uso de estas consultas. En cualquier caso, el modelo *count data* para datos de panel se ha aplicado también a la muestra formada únicamente por individuos que han efectuado alguna consulta.

En la Tabla 3 se presentan los resultados de la estimación mediante procedimientos de máxima verosimilitud, asumiendo que el inverso de la dispersión entre grupos se distribuye según una distribución Beta(r , s). El programa STATA permite la estimación de paneles incompletos, es decir, no todos los individuos tienen que haber sido observados el mismo número de períodos de tiempo, para un determinado grupo de individuos dispondremos de 1, de 2 ó de 3 observaciones. Por ejemplo, en el caso de las consultas al médico general el número de individuos considerados o grupos ha sido de 14563, mientras que el número total de observaciones individuo-año es de 34297. La última fila de la tabla hace referencia al valor del ratio de verosimilitud que verifica la estimación de datos de panel frente a la estimación del modelo considerando todas las olas como una única muestra de corte transversal. En los tres casos se acepta la estimación de datos de panel, es decir, se reconoce la existencia de heterogeneidad inobservable en la decisión de utilización de asistencia sanitaria.

Tabla 3
ESTIMACIÓN DE LA UTILIZACIÓN DE CONSULTAS A MÉDICO GENERAL Y ESPECIALISTA 1995-1998

Variables	Consultas médico general		Consultas de médico especialista			
	Binomial Neg		Binomial Neg.		Binomial Neg $Y_{it}>0$	
C	-0.0392		-0.5741	***	1.3869	***
MBSAL	-0.3847	***	-0.4771	***	-0.2224	***
BSAL	-0.2686	***	-0.3138	***	-0.1158	***
MMMSAL	0.0583	***	0.1063	***	0.0974	***
CRONIC	0.1667	***	0.2592	***	0.0551	***
EDAD	0.0096	***	0.0019	***	-0.0019	***
SEXO	-0.2113	***	-0.2990	***	-0.0408	**
ANALF	0.0691	***	-0.1791	***	-0.0269	
BUPFP	-0.0441	**	0.0367		-0.0095	
UNIV	-0.2479	***	0.2403	***	-0.0072	
OCUP	-0.1705	***	-0.1228	***	-0.0156	
PARAD	-0.1241	***	-0.0893	***	-0.0037	
INGPC	-0.0396	***	0.1188	***	0.0258	**
VMESP	0.0378	***				
VMESP(-1)	0.0101	***				
VMGEN			0.0332	***	0.0185	***
VMGEN(-1)			0.0113	***	0.0055	***
ESTAN	0.0038	***	0.0117	***	0.0085	***
N	34297		34296		14238	
Grupos	14563		14564		8583	
Ratio verosimilitud	7505.26	***	5892.29	***	1813.23	***
r	3.8456		2.7423		9.8026	
s	8.8421		3.8186		7.2348	
Ratio verosimilitud panel/pooled	2500.25	***	1736.11	***	2258.3	***

Nivel de significación: *** 1 por 100, ** 5 por 100, * 10 por 100

Categoría de referencia: Mujer con estado de salud aceptable, no padece enfermedades crónicas, con estudios primarios e inactiva

En general, los signos de los coeficientes son iguales a los obtenidos con la muestra de 1998, por lo que las conclusiones comentadas en el epígrafe anterior se pueden extender a éste. En cuanto a la importancia de cada una de las variables, el modelo de datos de panel para las consultas de medicina general establece la misma o menor importancia relativa en la mayoría de los casos, en especial, los

indicadores de salud, utilización de otros servicios sanitarios y nivel educativo. Por lo que respecta a visitas a especialistas, la estimación mediante datos de panel muestra una mayor importancia de los indicadores de salud, si bien el efecto de la utilización de otros servicios también es menor para estas consultas.

Aunque los coeficientes de la ecuación de consultas del modelo *count data* truncado 1998 no son comparables con los del modelo *count data* 1995-1998, estimado con los valores positivos, resulta curioso que las variables socioeconómicas no resulten significativas en ninguna de las dos especificaciones.

El planteamiento de relaciones dinámicas para modelos de elección discreta es complicado, incluso para el enfoque de efectos aleatorios (Arellano y Honoré, 2001). Debido al escaso número de períodos de tiempo de los que se dispone y al todavía incipiente desarrollo teórico de estas cuestiones, aplicaciones empíricas y software apropiado, no ha sido posible poner de manifiesto la dependencia de la utilización de asistencia sanitaria de la observada en períodos anteriores.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se han analizado los factores determinantes de la decisión del paciente sobre la utilización de consultas a médicos generales y médicos especialistas a partir de los datos del PHOGUE. Aunque las conclusiones sobre la importancia del estado de salud y las características demográficas suelen ser la tónica común en los trabajos microeconómicos como éste, la influencia de otras variables suele ser más discutida, fundamentalmente por las fuentes de información, las técnicas econométricas empleadas o el servicio sanitario que se esté analizando. Es el caso de las variables de carácter socioeconómico, oferta y utilización de otros servicios.

En lo referente a la influencia de los factores de oferta, la fuente estadística utilizada en este trabajo no proporciona la información necesaria para su conocimiento, lo que constituye una limitación importante por ser un factor relevante de la utilización de servicios sanitarios, sobre todo tratándose del sistema sanitario español, en el que la demanda supera con creces a la oferta, y los pacientes deben soportar largas y numerosas listas de espera.

Por lo que respecta al análisis econométrico, la situación es diferente, ya que la selección de modelos de elección discreta permite tener en cuenta las características de la variable analizada, un elevado número de individuos que no acuden al médico, y una elevada proporción que sólo realizan un número reducido de visitas al cabo del año. La comparación de las distintas especificaciones, mediante contrastes estadísticos, permite comprobar que la demanda de consultas al médico

general responde a una única decisión, representada por el modelo binomial negativo, es decir, no se ha podido establecer diferencias entre los individuos que utilizan el servicio y los que no lo hacen. En cambio, la demanda de consultas al médico especialista se ajusta mejor a un doble proceso de decisión. Desde el punto de vista de la organización del sistema sanitario español es lógico, puesto que las consultas de medicina general son de libre acceso para el paciente, mientras que el acceso al especialista tiene que ser aprobado por otro profesional sanitario que actúa como agente del paciente.

Como aportación diferenciada de este trabajo frente a la mayoría de los existentes en la literatura, se han considerado dos aspectos de gran relevancia para explicar el número medio de consultas médicas, por un lado, indicadores de la utilización en períodos anteriores y, por otro, modelos de datos de panel no lineales para controlar los efectos de la heterogeneidad inobservable.

Con respecto a los primeros, se ha comprobado que el número medio de visitas al médico general es casi el doble para aquellos pacientes que también consultaron en el período anterior. Por lo que respecta a los especialistas, el modelo *hurdle count data* permite diferenciar entre la probabilidad de recibir una consulta y el número medio de visitas. La utilización de visitas durante el año anterior hace disminuir la probabilidad de volver a efectuar consultas en este período, debido a que un elevado porcentaje de las mismas habrán sido resueltas o derivadas a otros niveles asistenciales. En cambio, entre los individuos que han realizado consultas en este período, el número medio de visitas es 1,5 veces superior para aquellos que también consultaron al médico especialista en el período anterior.

La cuestión de heterogeneidad inobservable es relevante, ya que los individuos a pesar de ser homogéneos en cuanto a las características observadas muestran un comportamiento muy heterogéneo respecto al número de consultas médicas realizadas. Aunque tanto el análisis con una muestra de corte transversal como con el panel de datos ha puesto de manifiesto que el estado de salud y la utilización de otros servicios sanitarios son factores relevantes del fenómeno objeto de estudio, la consideración de efectos aleatorios para visitas a médicos generales concede menor importancia a las variables de salud y utilización de servicios sanitarios que la especificación con una muestra de corte transversal. Por el contrario, para consultas a especialistas la estimación con datos de panel muestra una mayor influencia de los indicadores de salud.

REFERENCIAS

- ÁLVAREZ, B. (2001), «La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España», *Investigaciones Económicas*, XXV (1): 93-138.
- ANDERSEN, R.M. (1968), *Behavioral model of families' use of health services*, Chicago, IL: Center for Health Administration Studies-University of Chicago Press, Research Series nº 25.
- ANDERSEN, R.M. (1995), «Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter?», *Journal of Health and Social Behavior*, 36: 1-10.
- ARELLANO, M. (2001), «Discrete choices with panel data», Working Paper nº 0101 CEMFI, <http://www.cemfi.es> (Enero 2004)
- ARELLANO, M., HONORÉ, B. (2001), «Panel data models: some recent developments», en J. Heckman and E. Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 5, Amsterdam, Ed. Elsevier Science.
- CAMERON, A.C., TRIVEDI, P.K. (1986), «Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests», *Journal of Applied Econometrics*, 1: 29-53.
- CAMERON, A.C., TRIVEDI, P.K., MILNE, F., PIGGOTT, J. (1988), «A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia», *Review of Economic Studies*, LV: 85-106.
- CARRASCO, R. (2001), «Modelos de elección discreta para datos de panel y modelos de duración: una revisión de la literatura», *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, 66: 21-49.
- CARRO, J.M. (2003), «Estimating dynamic panel data discrete choice models with fixed effects», Working Paper nº 0304 CEMFI, <http://www.cemfi.es> (Enero 2004)
- CRAGG, J.G. (1971), «Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods», *Econometrica*, 39: 829-844.
- CROPPER, M.L. (1977), «Health, investment in health, and occupational choice», *Journal of Political Economy*, 85: 1273-1294.
- DEB, P., TRIVEDI, P.K. (1997), «Demand for medical care by the elderly: a finite mixture approach», *Journal of Applied Econometrics*, 12: 313-336.
- ERBSLAN, M., RIED, W., Ulrich, V. (1995), «Health, health care and the environment. Econometric evidence from German micro data», *Health Economics*, 4: 169-182.
- GALARRAGA, J. (1981), «La demanda de cuidados médicos: conceptos básicos y su cálculo empírico para Navarra», *Información Comercial Española*, 574: 39-46.

- GERDTHAM, U.G. (1997), «Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and Swedish micro data», *Health Economics*, 6 (1): 303-319.
- GERDTHAM, U.G., JOHANNESSON, M., LUNDBERG, L., Isacson, D. (1999), «The demand for health: results from new measures of health capital», *European Journal of Political Economy*, 15: 501-521.
- GONZÁLEZ, M.L. (2003), *La utilización de asistencia sanitaria en Andalucía. Un análisis econométrico basado en datos de panel*, Madrid, Ed: Civitas.
- GROSSMAN, M. (1972a), *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*, New York, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- GROSSMAN, M. (1972b), «On the concept of health capital and the demand for health», *Journal of Political Economy*, 80: 223-255.
- GROSSMAN, M. (2000), «The human capital model of the demand for health», en J.P. Newhouse, A.J. Culyer, *Handbook of Health Economics*, Amsterdam, Ed: North-Holland.
- GUTIÉRREZ, J.L., FLETCHER, A.E. (1997), «Regional differences in hospital use by adults in Spain», *European Journal of Public Health*, 7 (3): 254-260.
- HAUSMAN, J., HALL, B., GRILICHES, Z. (1984), «Economics models for count data with an application to the patients R&D relationship», *Econometrica*, 52: 909-938.
- HECKMAN, J.J. (1979), «Sample selection bias as a specification error», *Econometrica*, 47: 153-161.
- JIMÉNEZ, S., LABEAGA, J.M., MARTÍNEZ, M. (2002), «Latent class versus two part models in the demand for physician services across the European Union», *Health Economics*, 11(4): 301-321.
- JORESOG, K.G., GOLDBERGER, A.S. (1975), «Estimation of a model with multiple indicators and multiple causes of a single latent variable», *Journal of the American Statistical Association*, 70: 631-639.
- LÓPEZ-NICOLÁS, A. (1998), «Unobserved heterogeneity and censoring in the demand for health care», *Health Economics*, 7 (5): 429-437.
- LÓPEZ-NICOLÁS, A. (2001), «Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad», *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales nº 12/2001*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

- MANNING, W.G., MORRIS, C.N., NEWHOUSE, J.P. ORR, L., DUAN, N., KEELER, E.B., LEIBOWITZ, A., MARQUIS, K.H., MARQUIS, S., PHELPS, C.E. (1980), «A two-part model of the demand for medical care: preliminary results from the health insurance study», en J. Van der Gaag y M. Perlman (eds.), *Health, Economics, and Health Economics*, Amsterdam, Ed: North-Holland.
- MATTHEW, G.K. (1971), «Measuring need and evaluating services», en G. McLachlan (ed.), *Portfolio for health*, Londres, Oxford University Press, 6th Series.
- MULLAHY, J. (1986), «Specification and testing of some modified *count data* models», *Journal of Econometrics*, 33: 341-365.
- MURILLO, C., CALONGE, S., GONZÁLEZ, Y. (1997), «La financiación privada de los servicios sanitarios», en G. López y D. Rodríguez (eds.), *La regulación de los servicios sanitarios en España.*, Madrid, Editorial Civitas.
- MUURINEN, J. (1982), «Demand for health. A generalised Grossman model», *Journal of Health Economics*, 1: 5-28.
- NOLAN, B. (1993), «Economic incentives, health status and health services utilisation», *Journal of Health Economics*, 12: 151-169.
- NORO, A.M., HAKKINEN, U.T., LAITINEN, O.J. (1999), «Determinants of health service use and expenditure among the elderly Finnish population», *European Journal of Public Health*, 9 (3): 174-180.
- POHLMIEIER, W., ULRICH, V. (1995), «An econometric model of the two part decisionmaking process in the demand for health care», *The Journal of Human Resources*, 30 (2): 339-361.
- PROPPER, C. (2000), «Demand for private health care in the UK», *Journal of Health Economics*, 19 (6): 855-876.
- PUIG, J., SAEZ, M., MARTÍNEZ, E. (1998), «Why do patients prefer hospital emergency visits?. A nested multinomial logit analysis for patient-initiated contacts», *Health Care Management Science*, 1 (1): 39-52.
- SÁEZ, M., MARTÍNEZ, E., PRIETO, L. (1994), «An analysis of physician utilization in Barcelona», *Proceedings from the Third European Workshop on Econometrics and Health Economics*.
- SHELLHORN, M., STUCK, A.E., MINDER, C.E., BECK, J.C. (2000), «Health services utilization of elderly swiss: evidence from panel data», *Health Economics*, 9: 533-545.
- TOBIT, J. (1958), «Estimation of relationships for limited dependent variables», *Econometrica*, 26: 24-36.

- URBANOS, R. (2000), «Desigualdades sociosanitarias y efectividad potencial de las políticas públicas: un estudio aplicado con datos españoles», *Hacienda Pública Española*, 154(3): 217-238.
- VAN DE VEN, W.P., VAN DER GAAG, J. (1982), «Health as an unobservable: a MIMIC model of demand for health care», *Journal of Health Economics*, 1: 157-183.
- VAN DER GAAG, J., WOLFE, B. (1983), «Estimating demand for medical care: health as a critical factor for adults and children», en G. Duru y J.H. Paelinck (eds), *Econometrics of Health Care*, Netherlands, Ed.: Kluwer Academic Publishers.
- VAN DER HEYDEN, J.H., DEMAREST, S., TAFFOREAU, J., VAN OYEN, H. (2003), «Socio-economic differences in the utilisation of health services en Belgium», *Health Policy*, 65: 153-165.
- VAN DOORSLAER, E., KOOLMAN, X., JONES, A.M. (2003), «Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe: a decomposition approach», *Working Paper 5, Ecuity II Project*, www.eur.nl/bmg/ecuity/public_papers/wp5v5.pdf (Enero 2004).
- VERA, A.M. (1999), «Duplicate coverage and demand for health care. The case of Catalonia», *Health Economics*, 8: 579-598.
- VUONG, Q. (1989), «Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses». *Econometrica*, 57: 307-334.
- WAGSTAFF, A. (1986), «The demand for health. Some new empirical evidence», *Journal of Health Economics*, 5: 195-233.
- WAGSTAFF, A. (1993), «The demand for health: an empirical reformulation of the Grossman model», *Health Economics*, 2: 189-198.
- WINDMEIJER, F.A., SANTOS, J.M. (1997), «Endogeneity in count data models: an application to demand for health care», *Journal of Applied Econometrics*, 12: 281-294.
- ZWEIFEL, P. (1981), «Supplier-induced demand in a model of physician behavior», en J. Van der Gaag y M. Perlman (eds.), *Health, Economics, and Health Economics*, Amsterdam, Ed: North Holland.

THE DEMAND FOR HEALTH CARE IN SPAIN FROM THE PERSPECTIVE OF THE PATIENT'S DECISION

ABSTRACT

This paper pretends to identify the determinant factors of the health care utilisation in Spain. Models of limited dependent variable and discrete dependent variable have estimated the number of visits to a general practitioner or specialist with the provided information by four waves of the *European Community Household Panel* (ECHP) (1995-1998). The estimates show as the specialised visits are explained by a two-part decision, because of the organisation of the Spanish Public Health System.

Key words: health care use, ECHP, count data, hurdle count data, panel data.

AMS Classification: 62P20