

**X Encuentro de Economía Aplicada
Logroño 14, 15 y 16 de Junio de 2007**

**LOS DETERMINANTES SOCIODEMOGRÁFICOS DEL GASTO SANITARIO.
ANÁLISIS CON MICRODATOS INDIVIDUALES**

Ana María Angulo^(*), Ramón Barberán, Pilar Egea, Jesús Mur

Universidad de Zaragoza

Resumen

En este trabajo se trata de determinar y cuantificar el impacto de las diferentes variables sociodemográficas sobre el gasto sanitario en hospitalización y farmacia. Para ello se dispone de información transversal relativa al año 2004, referida a toda la población que integra el sistema aragonés de salud. Dada la importante proporción de gastos nulos, los modelos econométricos se formulan siguiendo un modelo propio de datos censurados y, en concreto, el modelo de selección de Heckman (1979). Los resultados son contundentes: i) la edad, la situación de pensionado y el carácter de nacionalidad española influyen positivamente en la generación de ambos tipos de gastos; ii) por el contrario, la distancia desde el centro de salud al hospital afecta negativamente; y iii) en ambos casos, aparecen diferencias significativas asociadas a la zona a la que pertenece el usuario. Además, el sexo influye de forma más importante en la generación del gasto en farmacia, siendo las mujeres las mayores generadoras de dicho gasto. Por último, también se ha constatado cómo el gasto en farmacia depende significativamente del facultativo médico que prescribe.

Palabras clave: Gasto sanitario, gasto en hospitalización, gasto en farmacia, sanidad, modelo de Heckman.

(*) Autor para correspondencia

Departamento de Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Gran Vía, 2, 50005 Zaragoza (Spain). E-mail: angulo@unizar.es

Agradecimientos: Los autores agradecen el apoyo financiero y la información facilitados por el Departamento de Sanidad y Consumo del Gobierno de Aragón. Por su parte, Jesús Mur y Ana Angulo desean agradecer el apoyo financiero obtenido del proyecto con código SECJ2006-02328/ECON del Ministerio de Educación y Ciencia del Reino de España.

1. INTRODUCCIÓN

El sistema sanitario desempeña una función estratégica en la economía. La asistencia sanitaria es un factor clave en la consecución de un buen estado de salud de los individuos, lo que repercute significativamente sobre el nivel de bienestar social y sobre la productividad de la economía. Sin embargo, mientras los recursos que cualquier economía puede poner a disposición del sistema sanitario son limitados, la “demanda” no deja de crecer y parece no conocer límite. La consecuencia, en los países en que la asistencia sanitaria es pública, es una creciente presión del gasto sanitario sobre los presupuestos públicos e incluso problemas de sostenibilidad del sistema. Por ello, creemos que resulta de interés analizar los determinantes sociodemográficos del gasto sanitario. Este es el principal objetivo de este trabajo, que se ocupa, como caso de estudio, de España.

La literatura existente ha abordado este objetivo por dos vías distintas, a través del estudio de la frecuentación o atendiendo al análisis del propio gasto sanitario. La frecuentación se ha medido normalmente a partir del número de visitas efectuadas a profesionales médicos, información que ha sido aportada por ciertas bases de datos como la Encuesta Nacional de Salud (ENS) o el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Entre los trabajos realizados en este ámbito, referidos al caso español, podemos citar los llevados a cabo por Abásolo et al. (2001), López-Nicolás (2001), Álvarez (2001), Jiménez et al. (2002) y Clavero y González (2005a).

Por su parte, los análisis centrados en el gasto sanitario en España se han centrado exclusivamente en el gasto privado de los hogares, basándose en los datos proporcionados por la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) (Murillo et al., 1997) o en la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (López-Nicolás, 1998). No obstante, teniendo en cuenta que aproximadamente el 90% de los españoles usan el servicio nacional de salud (según datos de la ENS), el cual garantiza asistencia médica prácticamente gratuita a todos los individuos¹, resulta evidente la

¹ A nivel hospitalario, el usuario tiene cubierto todo tipo de operaciones a excepción de algunas relativas a estética y servicio dental, principalmente. A nivel del gasto en medicamentos, el Servicio Nacional de Salud financia la totalidad del coste de los medicamentos de los usuarios pensionados y entre un 60% y un 70% de los no pensionados.

limitación que supone ceñir el análisis del gasto sanitario al gasto soportado privadamente por los individuos.

Por otra parte, si analizamos las cifras agregadas de gasto sanitario del Sistema Nacional de Salud podemos apreciar el importante volumen de gasto soportado. Así, en 2003, la función “salud”, con 36.737 millones de euros, absorbió el 33,4% del gasto de las Comunidades Autónomas². A su vez, el gasto sanitario público es una de las partidas que está experimentando un mayor crecimiento, lo cual puede generar problemas financieros y de sostenibilidad del sistema sanitario en el futuro. Así, el gasto de las Comunidades Autónomas en la función “salud” en 2003 se incrementó en el 19,9% con respecto al año anterior, frente al 11,2% de incremento del conjunto del gasto autonómico³.

Ante esta situación, el objetivo de este trabajo es analizar los determinantes del gasto sanitario sobre una base empírica más adecuada que la utilizada hasta el momento. Concretamente, se ha utilizado como base empírica el gasto generado por toda la población cubierta por el Sistema Aragonés de Salud. Concretamente, se conoce los costes directos que ha ocasionado cada beneficiario del sistema en hospitalización y farmacia, las dos partidas fundamentales de gasto sanitario, en 2004⁴. El gasto en hospitalización por individuo lo obtenemos a partir de la información sobre puntos GRD (Grupos Relacionados por el Diagnóstico)⁵ consumidos por cada individuo y sobre el precio medio

² El gasto consolidado de las Administraciones Públicas españolas en esta función en 2003 fue de 40.850 millones de euros, el 13,6% de su gasto total y un 5,2% del PIB, según datos publicados en las *Cuentas de las Administraciones Públicas 2003*, elaboradas por la Intervención General de la Administración del Estado y que pueden consultarse en <http://www.igae.pap.meh.es>.

³ En 2004, el gasto del conjunto de las Administraciones Públicas en esta función, según la *Actuación Económica y Financiera de las Administraciones Públicas* (<http://www.igae.pap.meh.es>) se incrementó el 12,6% frente al 8,7% de incremento del total del gasto consolidado.

⁴ Esto representa una gran ventaja frente a todo tipo de encuestas utilizadas en la literatura (ENS, PHOGUE, EPF, ECPF). Mientras que la información recogida por éstas se refiere a muestras que, normalmente, representan en torno al 2% de la población, en este trabajo contamos con información del 100% de la población cubierta por el sistema sanitario público. Además, otra ventaja adicional es que, mientras que la información proporcionada por las bases de datos citadas previamente se obtiene tras encuestar a determinados individuos en momentos puntuales en el tiempo, nuestra información es recogida por el propio Sistema de Salud de forma sistemática cada vez que un individuo hace uso de sus recursos. En consecuencia, es de esperar menor error de medida en el caso de la información directa, ya que se evitan los lapsus de memoria de los encuestados o los denominados sesgos de prestigio.

⁵ Los pacientes se agrupan por códigos GRD según su situación clínica al ingresar en el hospital. Cada código tiene un peso, que se mide en puntos, y que depende del proceso y método de tratamiento que requiere. El

unitario del punto en Aragón en el año de referencia. El gasto en medicamentos por individuo es exactamente igual al gasto soportado por el Sistema Aragonés de Salud a causa de las prescripciones realizadas a dicho individuo. Además, se conocen también ciertas características de los propios individuos como edad, sexo, nacionalidad, localidad de residencia y cualidad de pensionado, el médico de cabecera asignado a cada individuo y el médico que prescribe los medicamentos consumidos (coinciden en el 80% de los casos), datos todos ellos contenidos en la tarjeta sanitaria. La principal limitación de los datos radica en el hecho de que no se conocen las enfermedades diagnosticadas previamente a cada individuo, ya que la tarjeta sanitaria no registra en este momento esta información. Sin embargo, aunque tal información mejoraría nuestra capacidad de explicar el gasto, la fácil observabilidad de todas las variables consideradas representa una importante ventaja a la hora de llevar a cabo previsiones de gasto para ejercicios futuros.

El análisis teórico de la demanda de asistencia sanitaria sugiere dos enfoques alternativos. El primero está basado en la teoría tradicional del consumidor (Grossman, 1972a,b) y considera al individuo como el principal agente para determinar la demanda de servicios sanitarios, aunque condicionado por la organización del sistema sanitario. El segundo enfoque se basa en los modelos principal-agente (Zweifel, 1981), que plantean que, aunque el paciente es el sujeto principal, es el médico, como agente de aquél, el que determina la cantidad de servicios médicos utilizados una vez que se ha producido la primera visita, guiado, en muchos casos, por los propios incentivos económicos del personal sanitario. En este trabajo optamos por basar nuestros análisis en la primera de las opciones. Es decir, consideraremos que la demanda de servicios sanitarios obedece a la propia demanda de salud de su principal beneficiario: el paciente. Por otra parte, en cuanto a la especificación econométrica, dada la elevada proporción de gastos sanitarios nulos (95,0 % en el caso del gasto en hospitalización y 33,3 % para el gasto en farmacia), se utilizará el modelo de selección muestral propuesto por Heckman (1979).

Sistema Aragonés de Salud estima para cada año el precio medio unitario del punto GRD e imputa a todos los pacientes pertenecientes al mismo código GRD un mismo coste.

El trabajo se estructura en cinco secciones. La siguiente sección se dedica a presentar el marco teórico del trabajo. A continuación, se dedica la sección tercera a presentar la especificación econométrica seleccionada. En la sección cuarta se presenta los principales resultados obtenidos. La última sección del trabajo recoge las principales conclusiones obtenidas.

2. MARCO TEÓRICO

Los trabajos seminales de Grossman (1972a,b) plantean un análisis de la demanda del bien “salud”, basado en la teoría de la producción de Becker (1965), mediante un proceso de maximización de una función de utilidad intertemporal. En un contexto de datos de corte transversal se ha optado por relajar el aspecto intertemporal del modelo, dando lugar a formulaciones teóricas similares basadas en el marco de los modelos de producción de salud. Algunos ejemplos de dicha literatura pueden encontrarse en Liebowitz y Friedman (1979), Behrman y Deolalikar (1988), Cameron et al. (1988), Strauss y Thomas (1994), Gerdtham et al. (1999), Nayga (2000), Chern (2000), Urbanos (2000) y Álvarez (2001).

En la línea de los trabajos anteriores, supondremos que cada persona puede verse afectada por la enfermedad, representada por la variable aleatoria h , con una probabilidad a priori $\Pi(h|A)$, condicionada por sus características personales A (edad, sexo, enfermedades crónicas, etc.). Denotamos por H 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 y que afectan a su salud, representados por el vector D :

$$H = H(M, D|h, A) \quad (1)$$

Las preferencias de un individuo se representan mediante una función creciente y cuasi-cóncava en sus argumentos:

$$U = U(C, D, H|A) \quad (2)$$

donde se distingue dos tipos de bienes C y D , porque aunque ambos generan utilidad al individuo directamente a través del consumo, en el caso de los bienes incluidos en D , además, se genera una utilidad indirecta derivada de su intervención en la producción de salud.

Como se deduce de (2), 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.

Por otra parte, aunque el Sistema Aragonés de Salud garantiza la atención médica a todos los ciudadanos sin exigir contraprestación monetaria por servicio recibido, esto no quiere decir que la asistencia sanitaria sea gratuita. Por una parte, los tributos 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. Así, se puede definir la siguiente restricción presupuestaria:

$$P'_C C + P'_D D + P_M M = R \quad (3)$$

donde R es la renta del individuo; P_C es el vector de precios al que el individuo adquiere los bienes incluidos en el vector C ; P_D es el vector de precios de los bienes considerados en D ; y P_M es el precio de la asistencia sanitaria M .

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:

$$EU = \int_h U(C, D, H) d\Pi(h | A) \quad (4)$$

sujeto a la restricción tecnológica (1) y a la monetaria (3).

La forma reducida de la demanda de asistencia sanitaria vendría expresada por la siguiente función:

$$M = f(P_C, P_D, P_M, h, A, R) \quad (5)$$

Dado que el precio de la asistencia sanitaria percibido por cada usuario, P_M , depende de un vector de variables, O , 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, puede establecerse que:

$$P_M = P(O) \quad (6)$$

Finalmente, la forma reducida de la demanda de asistencia sanitaria vendría dada por la función:

$$M = f(P_C, P_D, O, h, A, R) \quad (7)$$

En la siguiente sección, nos centramos en la estimación de una forma funcional para esta función de demanda. Puesto que vamos a considerar datos de corte transversal, suponemos que la variabilidad de los precios P_C y P_D 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 utilizaremos el propio gasto sanitario. Sin embargo, como señala Sen (2005), la demanda de asistencia sanitaria por parte del individuo puede requerir un cierto ajuste asociados a las propias restricciones de oferta del sistema. Este aspecto se tratará de aproximar, en este trabajo, distinguiendo el comportamiento de los pacientes de las distintas zonas, denominadas sectores, en que se divide el Sistema Aragonés de Salud (Huesca, Barbastro, Zaragoza I, Zaragoza II, Zaragoza III, Calatayud, Teruel o Alcañiz).

El resto de variables a utilizar en la especificación econométrica se verá muy condicionado por la propia información disponible. Así, por ejemplo, el coste de oportunidad del tiempo se

aproximará a través de la distancia existente desde el centro de salud de cada paciente hasta el hospital. En relación al nivel de renta, R , dado que analizaremos exclusivamente el Sistema Aragonés de Salud, que es gratuito, tampoco se considera relevante. En cualquier caso, también se carece de tal información. Finalmente, entre las características personales del paciente incluidas en A se considerarán las siguientes: edad, el sexo, la situación del paciente (pensionado/no pensionado) y su nacionalidad (español/extranjero).

3. ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

Como claramente se pone de manifiesto en el trabajo de Clavero y González (2005b), en el que se efectúa una revisión de los modelos econométricos aplicados al análisis de demanda y utilización de servicios sanitarios, el modelo econométrico a utilizar dependerá de la naturaleza de datos de los que se dispone. Tal y como indican dichos autores, en estudios con información individual donde la variable a explicar es el gasto sanitario, se debe recurrir a los modelos censurados, dado el importante número de observaciones con gasto nulo. Clavero y González (2005b) indican tres alternativas posibles para formular un modelo econométrico para datos censurados en el ámbito de la sanidad: i) el modelo tobit; ii) el modelo de selección muestral propuesto por Heckman (1979); y iii) los *two part-models* (Cragg, 1971).

El modelo Tobit resulta muy limitado dado que se formula bajo el supuesto de que un mismo proceso estocástico determina tanto la decisión de demandar el producto (en nuestro caso, asistencia sanitaria) como la del nivel de gasto. Sin embargo, para el caso que nos ocupa, está claro que una misma variable puede afectar de forma muy diferente al hecho de demandar los servicios sanitarios y al gasto efectivo en que se incurre una vez que se demanda el servicio. Por ejemplo, en relación a la edad, es muy frecuente que los bebés requieran asistencia médica; sin embargo, una vez demandada dicha asistencia, el gasto efectivo que ellos generan es mucho menor que el de otros grupos de edad. Esta cuestión nos conduce a preferir los otros dos modelos de demanda sanitaria (Heckman, 1979 y Cragg, 1971), los cuales se formulan en dos etapas. En la primera se explica la generación de la

demanda mediante una especificación binaria, mientras que en la segunda, se evalúa la cantidad demandada, condicionado a la existencia efectiva de tal demanda.

Por su parte, los modelos Heckman (1979) y Cragg (1971) presentan dos diferencias fundamentales. En primer lugar, en el modelo de Heckman se permite utilizar diferentes variables en ambas etapas; es decir, la decisión de demandar los servicios puede venir explicada por variables diferentes que las que expliquen el gasto. Por el contrario, en el modelo propuesto por Cragg se utilizan las mismas variables explicativas en ambos procesos. Por otro lado, ambos modelos difieren en la explicación sobre la naturaleza de los gastos nulos. En el modelo de Heckman todos los ceros se consideran provenientes de la primera etapa del modelo, es decir, de la decisión de participar y, por tanto no hay soluciones esquina. Esto es, si uno no genera gasto en hospitalización es porque no se le ha prescrito tal hospitalización; sin embargo, una vez que dicha prescripción existe siempre generará un gasto positivo. Por el contrario, en el modelo de Cragg considera que los gastos nulos existentes pueden provenir de ambas etapas, la primera (en el ejemplo, por no haber sido prescrito la hospitalización) y la segunda (soluciones esquina, una vez hospitalizado no incurres en ningún gasto dado los niveles de tu renta disponible y los precios de los bienes que debes adquirir).

Una vez presentadas las diferentes alternativas de modelización, en este trabajo, dada las características de la demanda sanitaria analizada utilizaremos el modelo de Heckman. Por una parte, como defiende Manning et al. (1980), Van de Ven y Van Praag (1981) y Noro et al. (1999), es útil disponer de la posibilidad de que sean diferentes las variables explicativas que intervienen en cada una de las etapas. Por otra parte, dada la naturaleza de gratuidad del sistema Aragonés de Salud con el que estamos trabajando, consideramos que todos nuestros gastos nulos han sido generados en la primera etapa del proceso, no existiendo soluciones esquina.

La interpretación económica del modelo se llevará a cabo a partir del cálculo de distintos tipos de efectos. De los resultados obtenidos en la primera etapa calcularemos el efecto ejercido por las distintas variables explicativas sobre la probabilidad de generar un gasto positivo (*efecto sobre la probabilidad de participación*). A partir de los resultados de la segunda etapa derivaremos el efecto ejercido por las distintas variables explicativas sobre el respectivo gasto objeto de análisis

condicionado a que efectivamente dicho gasto es positivo (*efecto sobre el nivel condicionado del gasto*). Finalmente, se calculará el efecto total de una determinada variable sobre el nivel no condicionado de gasto (*efecto sobre el nivel incondicionado (no condicionado) del gasto o efecto total*).

4. RESULTADOS

En el siguiente epígrafe distinguimos entre los resultados obtenidos con objeto de explicar el gasto en hospitalización, por un lado, y el gasto en farmacia, por el otro.

4.1. RESULTADOS RELATIVOS AL GASTO EN HOSPITALIZACIÓN

La especificación del modelo de Heckman para explicar el gasto en hospitalización se ha llevado a cabo considerando que las mismas variables explicativas explican ambas etapas. Tales variables se refieren a la edad, sexo, situación (pensionado o no), distancia desde el centro de salud al hospital (distancia), nacionalidad (extranjero o no) y sector al que pertenece el usuario. No obstante, el factor edad se ha introducido en ambas etapas de manera doble. Por un lado, se ha introducido la edad como variable continua, lo cual nos permitirá conocer el efecto ejercido por un incremento unitario en la edad. Por el otro, se han introducido diversas variables ficticias para recoger el diferente gasto medio de los distintos grupos de edad. Para ello, se ha procedido a determinar los distintos grupos de edad homogéneos a partir de sucesivos contrastes de medias⁶, de tal forma que se ha agrupado dentro de una misma categoría a aquellos usuarios de edades consecutivas para los que no podía apreciarse diferencias significativas en relación al nivel de gasto en hospitalización.

Por problemas de espacio, se omiten los resultados de la estimación del modelo⁷. Los parámetros estimados tienen, en general, el signo esperado. En relación con la bondad de ajuste del modelo puede concluirse acerca de una mejor capacidad explicativa de la primera ecuación (el

⁶ Los cuales se encuentran a disposición de cualquier lector interesado.

⁷ No obstante, se encuentran a disposición de todo lector interesado.

Pseudo- R^2 de McFadden (1974) para el modelo probit de la primera etapa arroja un valor de 0,11, mientras que el coeficiente de determinación para la segunda ecuación toma el valor de 0,06)⁸.

A continuación, calcularemos los tres tipos de *efectos marginales* asociados a las distintas variables introducidas en el modelo, utilizando, en general, los valores medios de la población. No obstante, para el caso de los efectos asociados a la edad como variable continua, se ha utilizado también los valores medios de los distintos intervalos de edad⁹. Para una mayor claridad de resultados se ha optado por presentar en primer lugar los resultados relativos a las variables edad y sexo y, a continuación los relativos al resto de variables explicativas: distancia, situación, nacionalidad y sector.

i) Efectos marginales relativos a la edad y al sexo

En el Cuadro 1 se presentan los tres tipos de efectos marginales asociados a las variables edad y sexo, distinguiendo claramente si nos encontramos ante el caso de variables continuas o ficticias.

En relación a los resultados relativos a la variable continua introducida (*edad*), puede observarse como un incremento unitario en dicha variable genera, en términos medios (primera fila), un aumento de la probabilidad de ser hospitalizado (ligeramente mayor en el caso de las mujeres, 0,0003 frente a 0,0002). A su vez, el nivel condicionado de gasto (o gasto esperado tras ser hospitalizado) aumenta también ligeramente ante un incremento unitario de la edad (15,19, en el caso de los hombres y 15,20 en el caso de las mujeres). Esto conduce a un efecto total positivo sobre el nivel de gasto. Es decir, el nivel esperado del gasto en hospitalización aumenta con la edad. Además, es importante concluir como la magnitud de aumento no difiere sustancialmente entre hombres y mujeres.

Sin embargo, como ya se ha indicado anteriormente, además de los anteriores efectos medios, se han calculado todos los efectos asociados a los distintos intervalos de edades. En este sentido, es lógico suponer que el cambio de 16 a 17 años pueda generar distintos efectos que el cambio de 66 a

⁸ La menor capacidad explicativa de la segunda etapa puede explicarse por el importante porcentaje de gastos nulos (95%) y, por tanto, por la menor variabilidad de los datos.

⁹ El objeto de esta distinción radica en la pretensión de ofrecer con más precisión los efectos asociados a la principal variable continua de nuestro modelo, la edad.

67 años. Esta no linealidad es la que se consigue captar con el modelo no lineal formulado en este trabajo y, que se trata de reflejar en las filas de datos de 2 a 12 del Cuadro 1. Tal y como se intuía, un aumento unitario en la edad genera un aumento en todos los efectos (de probabilidad y de gasto), pero la cuantía de dichos aumentos, en general, crece conforme lo hacen las edades de los distintos tramos.

Por otro lado, las variables ficticias introducidas en el modelo en relación a la edad y sexo, también nos permiten obtener una información muy interesante. Más concretamente, los efectos recogidos en la parte inferior del Cuadro 1, miden los cambios en la probabilidad de ser hospitalizado o en el respectivo gasto en hospitalización (condicionado o no) entre la respectiva categoría y la de referencia (los bebés). Así se observa como todos los individuos (hombres y mujeres) entre 1 y 63 años tienen una menor probabilidad de ser hospitalizados que los bebés, mientras que sucede lo contrario a partir de dicha edad. Prácticamente se observa el mismo patrón con respecto al efecto total, lo cual indica que son los individuos de mayor edad los que generan un mayor gasto en hospitalización (concretamente a partir de 59 años), seguidos de cerca por los bebés.

(Insertar Cuadro 1)

ii) Efectos marginales relativos al resto de variables explicativas: distancia, situación, nacionalidad y sector

Finalmente, procedemos a analizar los efectos marginales calculados asociados al resto de variables explicativas del modelo: distancia, situación, nacionalidad y sector. Los resultados obtenidos se recogen en el Cuadro 2.

(Insertar Cuadro 2)

Con respecto a la distancia necesaria para desplazarse desde el centro de salud al hospital se observa como un aumento de la misma disminuye tanto la probabilidad de ser hospitalizado como la del gasto generado una vez que se ha sido hospitalizado. En consecuencia, el efecto total sobre el

gasto en hospitalización es también negativo. Este resultado supone que la cercanía del centro de salud al hospital genera un mayor uso de los servicios hospitalarios.

En relación al efecto de la situación (pensionado/no pensionado) en la que se encuentra el usuario, como es lógico, los pensionados presentan una probabilidad más elevada de ser hospitalizados y, al mismo tiempo, generan un gasto de hospitalización mayor una vez hospitalizados. En consecuencia, el efecto total es inevitablemente positivo. Es decir, el gasto total generado por un pensionado supera al de un no pensionado en 266,9 euros.

Por el contrario, un extranjero tiene menor probabilidad de ser hospitalizado que un nacional y, también una vez hospitalizado genera un nivel de gasto menor. El efecto total, de nuevo, claro. Por término medio un extranjero genera un nivel de gasto en hospitalización inferior al del nacional, concretamente en 129,9 euros.

Por último, en relación al sector, son los usuarios de Alcañiz los que generan el menor nivel esperado de gasto total, debido a su menor probabilidad de ser hospitalizados¹⁰.

4.2. RESULTADOS RELATIVOS AL GASTO EN FARMACIA

Si bien en el gasto en hospitalización no parece existir importantes disparidades de gasto asociadas a los distintos médicos, para el caso que nos ocupa sí que existe cierta correlación entre el médico en cuestión y el gasto en farmacia generado por sus pacientes. En este contexto, el médico que prescribe puede resultar ser un factor relevante a la hora de explicar el nivel de gasto en farmacia generado en la C.A. de Aragón. En este sentido, nuestro primer objetivo será captar la práctica del médico que prescribe, condicionado por el tipo de paciente. A ello se destinará el siguiente epígrafe.

¹⁰ Estos resultados pueden estar afectados por ciertas anomalías en la recogida y registro de datos en este sector, por lo que deben ser tomadas con cierta cautela.

4.2.1. Análisis del gasto en farmacia por los distintos médicos

La única herramienta de la que disponemos para abordar el objetivo anterior es utilizar el gasto generado por los pacientes propios de cada médico. Sin embargo, tenemos que tener en cuenta que las características de los pacientes de cada médico son diferentes y, en consecuencia, la práctica del médico se debería captar a partir del gasto generado por el mismo tras descontar el nivel de gasto en farmacia generado por cada médico, asociado a las propias características intrínsecas de sus pacientes. Como tales características intrínsecas utilizaremos las relativas a la edad, el sexo, la situación (pensionado o no pensionado) y la nacionalidad de los pacientes, así como las circunstancias del centro de salud al que dichos usuarios pertenecen en términos de distancia del mismo al hospital. El procedimiento general de cálculo de dicho gasto ajustado se describe a continuación.

En primer lugar, se efectúa una regresión del gasto en farmacia medio generado por cada uno de los médicos con respecto a la media de los valores de las variables explicativas de los individuos asignados al respectivo médico. Esto es:

$$\overline{GM}_i = \beta_1 + \beta_2 \overline{edad}_i + \beta_3 \overline{sexo}_i + \beta_4 \overline{situacion}_i + \beta_5 \overline{nacionalidad}_i + \beta_6 \overline{DCS}_i + u_i \quad (8)$$

$i=1,2,\dots, M$, siendo M el número total de médicos (1.046).

donde \overline{GM}_i representa el gasto en farmacia medio generado por el médico i ; y \overline{edad}_i , \overline{sexo}_i , $\overline{situacion}_i$, $\overline{nacionalidad}_i$ y \overline{DCS}_i son respectivamente, el nivel medio que alcanzan las variables edad, sexo, situación (pensionado o no pensionado), nacionalidad y distancia al centro de salud (DCS), en el grupo de pacientes asignados al médico i .

A continuación, y a partir de los resultados obtenidos en la etapa anterior, se calcula el gasto en farmacia medio de cada médico ajustado por las características influyentes del gasto en farmacia ajenas a él (\overline{GMA}_i), a partir de la siguiente expresión:

$$\overline{GMA}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{u}_i \quad i=1,2,\dots, M \quad (9)$$

es decir, como la suma de la estimación del término independiente de la regresión (8) y los residuos de la misma.

Los resultados obtenidos del anterior proceso han sido los siguientes. A partir de los resultados obtenidos en la estimación de la regresión (8), recogidos en el Cuadro 3, se concluye que el gasto en farmacia generado, en media, por los médicos aumenta significativamente con la edad de sus pacientes, así como con el hecho de que sean mujeres y pensionados.

(Insertar Cuadro 3)

A continuación, a partir de la variable gasto en farmacia medio generado por cada médico ajustado por las características influyentes del mismo (calculada siguiendo la expresión (9)), se clasifica a los médicos en 5 categorías: i) MC1, médicos con un nivel de gasto en farmacia ajustado muy bajo (percentil 10 de gasto ajustado); ii) MC2, médicos con gasto en farmacia ajustado bajo (entre el percentil 10 y el 25); iii) MC3, médicos con gasto en farmacia ajustado en torno a la media (entre el percentil 25 y el 75); iv) MC4, médicos con gasto en farmacia ajustado elevado (percentil 75 y el 90); v) MC5, médicos con gasto en farmacia ajustado muy elevado (el 10% de los médicos de mayor gasto ajustado).

4.2.2. Especificación y estimación del modelo econométrico explicativo del gasto en farmacia

La especificación del modelo de Heckman para explicar el gasto en farmacia se lleva a cabo de forma análoga al caso anterior. Además, en este caso, se incorpora como variables explicativas del gasto positivo en farmacia (segunda ecuación) las variables ficticias generadas para clasificar el médico asignado al individuo.

Al igual que en el caso anterior, se omite por cuestiones de espacio el resultado de los parámetros estimados. No obstante, en esta ocasión sí aparece un cierto equilibrio a nivel de significatividad individual de parámetros de ambas ecuaciones. Ello conduce a un valor de 0,12 para el Pseudo- R^2 de McFadden (1974) en el modelo probit de la primera etapa y de 0,26 para el coeficiente de determinación del modelo estimado en la segunda etapa. Ambos valores son muy

aceptables, dada la naturaleza transversal de los datos con los que trabajamos¹¹. En consecuencia, procedemos a interpretar el modelo estimado en términos de los efectos marginales de las distintas variables explicativas. A su vez, desglosaremos los resultados en los relativos a edad y sexo y, al resto.

i) Efectos marginales relativos a la edad y al sexo

En el Cuadro 4 se presentan los tres tipos de efectos marginales asociados a las variables edad y sexo, distinguiendo claramente si nos encontramos ante el caso de variables continuas o ficticias.

En relación a los resultados relativos a la variable continua introducida (*edad*), puede observarse como un incremento unitario en dicha variable genera siempre, tanto en términos medios como para los distintos tramos de edad, una disminución de la probabilidad de ser objeto de una prescripción farmacéutica. No obstante, el nivel condicionado de gasto (o gasto esperado tras ser objeto de prescripción) aumenta ante dicho incremento unitario de la edad, para todos los casos. El efecto total neto, es, en general, positivo. Es decir, el nivel esperado del gasto en farmacia, en general, aumenta ante un incremento unitario en la edad.

Por otro lado, las variables ficticias introducidas en el modelo en relación a la edad y sexo, también nos permiten obtener una información muy interesante. Como ya se ha mencionado con anterioridad, los efectos recogidos en la parte inferior del Cuadro 4, miden los cambios en la probabilidad de ser objeto de una prescripción farmacéutica o en el respectivo gasto en farmacia (condicionado o no) entre la respectiva categoría y la de referencia (los bebés). Así se observa como los individuos de edades intermedias (entre 5 y 59 (para el caso de los hombres) o 50 (para el caso de las mujeres) tienen una menor probabilidad de ser objeto de una prescripción farmacéutica que los bebés, mientras que sucede lo contrario para el resto de edades. No obstante, el gasto en farmacia (condicionado o no) asociado a cualquier edad es siempre superior al de los bebés y, en general, es

¹¹ La sustancial mejora en la bondad del ajuste de la segunda ecuación, con respecto a lo obtenido para el caso de hospitalización, también puede deberse al caso de que, en este caso, el porcentaje de gastos nulos es mucho menor (33,3%, frente al 95,0% existente en el caso de hospitalización) y, en consecuencia, existe una mayor variabilidad en los datos.

creciente con el nivel de edad. En relación al sexo, puede apreciarse como el nivel de gasto generado por las mujeres es, en general, superior al de los hombres.

(Insertar Cuadro 4)

ii) Efectos marginales relativos al resto de variables explicativas: distancia, situación, nacionalidad, sector y categoría de médico

Finalmente, procedemos a analizar los efectos marginales calculados asociados al resto de variables explicativas del modelo: distancia, situación, nacionalidad, sector y categoría de médico. Los resultados obtenidos se recogen en el Cuadro 5.

(Insertar Cuadro 5)

Con respecto a la distancia necesaria para desplazarse desde el centro de salud al hospital se observa como un aumento de la misma aumenta la probabilidad de ser objeto de una prescripción farmacéutica. Sin embargo, una vez sido prescrito, la distancia disminuye el gasto en farmacia generado. El efecto total sobre el gasto en farmacia es también negativo. Este resultado supone que la cercanía del centro de salud al hospital genera un mayor gasto en farmacia.

En relación al efecto de la situación (pensionado/no pensionado) en la que se encuentra el usuario, como es lógico, los pensionados presentan tanto una mayor probabilidad de ser objeto de una prescripción farmacéutica como un mayor gasto en farmacia (condicionado y no). En concreto, el gasto total generado por un pensionado supera al de un no pensionado en 389,87 euros.

Por el contrario, un extranjero tiene menor probabilidad de ser objeto de una prescripción farmacéutica que un nacional y, también una vez prescrito genera un nivel de gasto menor. El efecto total, de nuevo, claro. Por término medio un extranjero genera un nivel de gasto en farmacia inferior al del nacional, concretamente en 151,26 euros.

En relación al sector, son los usuarios de Calatayud seguidos por los de Alcañiz (categoría base) los que generan el mayor nivel esperado de gasto en farmacia total, debido tanto a su mayor probabilidad de ser prescrito como a su mayor nivel de gasto generado tras dicha prescripción.

Por último, como era de esperar, el mayor gasto en farmacia es generado por los médicos de la categoría de referencia (MC5), médicos con gasto ajustado muy elevado. A ellos les siguen bastante de cerca los de la categoría 4 (MC4), médicos con gasto ajustado elevado.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha tratado de determinar y cuantificar el impacto de las variables sociodemográficas recogidas en la tarjeta sanitaria sobre el nivel del gasto imputable directamente a los individuos en hospitalización y farmacia, pero soportado por el propio sistema sanitario público. Para ello, hemos utilizado datos de Aragón, referidos al período 2004 y, en concreto, información referente a la edad, sexo, lugar de residencia, situación (pensionado/no pensionado) y nacionalidad. A su vez, se ha determinado hasta qué punto influye el sector sanitario de pertenencia de los pacientes en la generación de ambos tipos de gasto, así como la práctica del médico asignado a cada paciente en el caso del gasto en farmacia. La disponibilidad de este tipo de datos dota de singularidad al estudio en el contexto de los que previamente se han ocupado de explicar los determinantes de la demanda de servicios sanitarios.

Los resultados obtenidos han mostrado evidencia empírica acerca de los siguientes efectos. En relación a la edad puede concluirse como ésta aumenta la probabilidad de ser hospitalizado, aunque no la de ser objeto de una prescripción farmacéutica. Sin embargo, dado que en caso de ser prescrito, el gasto farmacéutico generado es creciente con la edad, el efecto total es similar: el nivel esperado de ambos tipos de gastos aumenta con la edad, siendo los individuos mayores de 59 años los que generan un mayor nivel de gasto. Esto confirma el fenómeno, ya conocido, de que la actual tendencia al envejecimiento de la población en España y, en general, en los países desarrollados implica una mayor presión sobre el gasto sanitario.

Por otra parte, el sexo no genera importantes diferencias ni en la probabilidad de generar ambos tipos de gasto ni en el nivel de gasto en hospitalización. Sin embargo, sí que se aprecian

ciertas diferencias a nivel del gasto en farmacia. Concretamente, el nivel de gasto farmacéutico generado por las mujeres es, en general, superior al de los hombres.

Los resultados relativos al efecto de la distancia existente desde el centro de salud del usuario al hospital son igualmente relevantes. A nivel de frecuentación, se observa cómo un aumento de dicha distancia disminuye la probabilidad de ser hospitalizado, mientras que aumenta la de ser objeto de una prescripción farmacéutica. Sin embargo, el efecto ejercido sobre el gasto total es negativo para ambos tipos de gastos. Es decir, cuanto menor es la distancia entre el centro de salud del usuario y el hospital, mayor es el gasto generado tanto en hospitalización como en farmacia. Este resultado es claramente entendible en términos de coste de oportunidad del tiempo y permite establecer que un mayor despliegue territorial de los servicios sanitarios puede implicar no sólo un incremento de los costes fijos de prestación del servicio sino, también, un incremento del nivel de uso y de los costes asociados al mismo.

Igual de lógicos son los resultados obtenidos en relación a la situación de pensionado o no del paciente. A este respecto, los pacientes pensionados tienen una mayor probabilidad de generar ambos tipos de gasto (hospitalización y farmacia) siendo, a su vez, el gasto generado mayor en ambos casos. Dichos resultados son claramente los esperados, teniendo en cuenta la avanzada edad (jubilados) y/o el deficiente estado de salud (incapacitados) de la mayor parte de los pensionados.

Por otra parte, los extranjeros tienen una menor frecuentación que los nacionales y, a su vez, generan menores niveles de ambos tipos de gasto que ellos. La explicación puede estar asociada a la edad, dado que en el colectivo de extranjeros son muy escasos los bebés y los ancianos –grupos de fuerte concentración del gasto-, así como a factores socioculturales. Así, con el transcurso del tiempo es previsible que el gasto de ambos colectivos tienda a converger.

Los resultados obtenidos en relación con el sector al que el paciente pertenece difieren ligeramente entre ambos tipos de gastos. Mientras que con relación al gasto en hospitalización, son los usuarios de Alcañiz los que generan el menor nivel de gasto (debido a su menor frecuentación), en el caso del gasto en farmacia, dichos usuarios son los segundos mayores generadores de gasto, por detrás

de los pacientes del sector de Calatayud (debido tanto a su mayor probabilidad de ser prescrito como a su mayor nivel de gasto generado tras la prescripción). Claramente, estos resultados se explicarían bastante mejor desde la vertiente de la oferta de los distintos sectores sanitarios.

Finalmente, en relación con el gasto generado en farmacia se han constatado importantes diferencias entre los distintos médicos. Esto es, ante un mismo tipo de pacientes, la práctica prescriptiva difiere considerablemente entre los distintos médicos y se constituye en un factor explicativo del gasto. Este resultado permite deducir que la aplicación de políticas adecuadas de incentivos dirigidas a los médicos puede contribuir significativamente al control del gasto farmacéutico.

En resumen, con este trabajo se ha pretendido valorar el efecto sobre el gasto divisible en hospitalización y farmacia de un conjunto de variables relativas a los individuos cubiertos por el sistema sanitario público. La observabilidad, por parte de los gestores sanitarios, de todas las variables consideradas representa una importante ventaja a la hora de llevar a cabo previsiones de gasto para ejercicios futuros, atendiendo a la evolución previsible de las características de la población cubierta por el sistema.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abásolo I, Manning R, Jones AM. Equity in utilization of and access to public-sector GPs in Spain. *Applied Economics* 2001; **33**: 349-364.
- Álvarez B. La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España, *Investigaciones Económicas* 2001; **XXV** (1): 93-138.
- Becker GS. A theory of the Allocation of Time. *Economic Journal* 1965; **75**: 493-517.
- Behrman JR, Deolalikar AB. Health and nutrition. In *Handbook of Development Economics*, Vol I, Chenery H, Srinivasan T (Eds). North Holland: Amsterdam, 1988.
- Cameron AC, Trivedi PK, Milne F, Piggot J. A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. *Review of Economic Studies* 1988; **46**(3): 347-364.
- Cauley SD. The Time Price of Medical Care. *The Review of Economics and Statistics* 1987; **69**: 59-66.

- Chern WS. Demand for food and demand for health in the United States. Symposium paper presented at the XXIV IAAE Conference, August, Berlin, 2000.
- Clavero A, González ML. La demanda de asistencia sanitaria en España desde la perspectiva de la decisión del paciente. *Estadística Española* 2005a; **158**: 55- 87
- Clavero A, González ML. Una revisión de los modelos econométricos aplicados al análisis de demanda y utilización de servicios sanitarios. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública* 2005b; **173(2)**: 129-162.
- Coffey RM. The effect of time price on the demand for medical care services. *The Journal of Human Resources* 1983; **13**: 407-424.
- Cragg JG. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durables goods. *Econometrica* 1971; **39**: 829-844.
- Gerdtham UG, Johannesson M, Lundberd L, Isacson D. The demand for health: results from new measures of health capital. *European Journal of Political Economy* 1999; **15**: 501-521.
- Grossman M. *The demand for Health: a theoretical and empirical investigation*. National Bureau of Economic Research, Columbia University Press: New York, 1972a.
- Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy* 1972b; **80**: 223-255.
- Heckman JJ. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 1979; **47**: 153-161.
- Jiménez S, Labeaga JM, Martínez M. Latent class versus two part models in the demand for physician services across the European Union. *Health Economics* 2002; **11(4)**: 301-321.
- Liebowitz A, Friedman BS. Family Bequest and the derived demand for health inputs. *Economic Inquiry* 1979; **17**: 419-434.
- López-Nicolás A. Unobserved heterogeneity and censoring in the demand for health care. *Health Economics* 1998; **7(5)**: 429-437.
- López-Nicolás A. 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* 2001; **12**. Instituto de Estudios Fiscales: Madrid.
- McFadden DF. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In *Frontiers in Econometrics*, Zaremba P. (ed.) 105-142, Academic Press: New York, 1974.
- Manning WG, Morris CN, Newhouse JP, Orr L, Duan N, Keeker EB, Leibowitz A, Marquis KH, Marquis S, Phelps CE. A two-part model for the demand for medical care: preliminary results

- from the health insurance study. In *Health, Economics, and Health Economics*, Van der Gaag J, Perlman M. (eds.). North-Holland: Amsterdam, 1980.
- Murillo C, Calonge S, González Y. La financiación privada de los servicios sanitarios. In *La regulación de los servicios sanitarios en España*, López G, Rodríguez D, (eds.). Civitas: Madrid, 1997.
- Nayga RM. Schooling, health knowledge and obesity. *Applied Economics* 2000; **32**: 815-822.
- Noro AM, Hakkinen UT, Laitinen OJ. Determinants of health service use and expenditure among the elderly Finnish population. *European Journal of Public Health* 1999; **9(3)**: 174-180.
- Sen A. Is Health Care a Luxury?. New Evidence from OECD Data. *International Journal of Health Care Finance and Economics* 2005; **5**: 147-164.
- Strauss J, Thomas D. Human resources: empirical modelling of household and family decision. In *Handbook of Development Economics* Vol III, Srinivasan TN, Behrman JR (eds). North Holland: Amsterdam, 1994.
- Urbanos R. Desigualdades sociosanitarias y efectividad potencial de las políticas públicas: un estudio aplicado con datos españoles. *Hacienda Pública Española* 2000; **154(3)**: 217-238.
- Van de Ven WP, Van Praag BM. Risk aversion and deductibles in private health insurance: application of an adjusted tobit model to family health care expenditures. In *Health, Economics, and Health Economics*, Van der Gaag, J., Perlman, M. (eds.). North-Holland: Amsterdam, 1981.
- Wagstaff A. The demand for health: some new empirical evidence. *Journal of Health Economics* 1986; **5**: 195-233.
- Zweifel P. Supplier-induced demand in a model of physician behaviour. In *Health, Economics, and Health Economics*, van der Gaag J, Perlman M.(eds). North Holland: Amsterdam, 1981.

CUADRO 1. Efectos marginales asociados a edad y sexo en relación al gasto en hospitalización

	Probabilidad de participación		Efecto sobre el nivel condicionado de gasto		Efecto sobre nivel incondicionado de gasto (efecto total)	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Variable continua de edad						
Valores medios	0,0002	0,0003	15,19	15,20	1,77	1,67
4 ≤ Edad ≤ 14	0,0002	0,0001	15,14	15,13	0,65	0,52
15 ≤ Edad ≤ 25	0,0001	0,0002	15,13	15,14	0,54	0,66
26 ≤ Edad ≤ 28	0,0001	0,0003	15,13	15,18	0,55	1,13
29 ≤ Edad ≤ 34	0,0001	0,0004	15,13	15,23	0,59	1,88
35 ≤ Edad ≤ 53	0,0002	0,0003	15,16	15,19	1,10	1,33
54 ≤ Edad ≤ 58	0,0003	0,0003	15,20	15,18	2,08	1,54
59 ≤ Edad ≤ 63	0,0004	0,0003	15,22	15,19	2,68	1,68
64 ≤ Edad ≤ 68	0,0005	0,0003	15,24	15,21	3,24	2,08
69 ≤ Edad ≤ 83	0,0006	0,0005	15,28	15,24	4,29	3,06
84 ≤ Edad ≤ 88	0,0006	0,0005	15,29	15,26	4,46	3,47
Edad ≥ 89	0,0005	0,0004	15,26	15,24	3,51	3,13
Variables ficticias de edad						
Edad=1 ^(a)	-0,002	-0,002	-1.211,4	-275,8	-97,4	-16,2
Edad=2	-0,015	-0,011	-1.334,4	-235,7	-128,3	-33,5
Edad=3	-0,030	-0,020	-1.270,9	-523,6	-147,7	-61,0
4 ≤ Edad ≤ 14	-0,046	-0,034	-1.173,3	-587,5	-169,1	-86,7
15 ≤ Edad ≤ 25	-0,053	-0,029	-599,2	-446,0	-170,5	-76,0
26 ≤ Edad ≤ 28	-0,053	-0,009	-558,6	-595,9	-169,5	-48,9
29 ≤ Edad ≤ 34	-0,053	0,024	-359,5	-641,8	-164,8	-2,1
35 ≤ Edad ≤ 53	-0,042	-0,008	28,5	-172,4	-117,8	-23,2
54 ≤ Edad ≤ 58	-0,017	-0,009	448,0	549,0	-14,0	11,5
59 ≤ Edad ≤ 63	-0,003	-0,006	802,7	614,3	60,5	25,6
64 ≤ Edad ≤ 68	0,014	0,005	854,2	848,0	128,5	70,5
69 ≤ Edad ≤ 83	0,048	0,030	928,6	1.284,6	264,5	190,3
84 ≤ Edad ≤ 88	0,056	0,044	765,2	1.251,6	278,0	237,5
Edad ≥ 89	0,026	0,027	580,3	1.587,9	150,9	208,5

(a) La variable de referencia está constituida por los niños de 0 años.

CUADRO 2. Efectos marginales asociados a la distancia, situación^(a), nacionalidad^(b) y sector^(c) en relación al gasto en hospitalización

	Probabilidad de participación	Efecto sobre el nivel condicionado de gasto	Efecto sobre nivel incondicionado de gasto (efecto total)
Variable continua			
Distancia	-0,0002	-1,4	-0,9
Variables ficticias			
Pensionado	0,0546	1.530,6	266,9
Extranjero	-0,0216	-1.003,0	-129,9
Huesca	0,0428	-560,0	166,6
Barbastro	0,0287	-691,4	97,5
Zaragoza I	0,0442	-722,3	156,5
Zaragoza II	0,0365	-537,3	148,2
Zaragoza III	0,0294	-453,2	136,6
Calatayud	0,0391	-678,4	147,1
Teruel	0,0450	-807,8	142,2

(a) La variable de referencia está constituida por los usuarios no pensionados.

(b) La variable de referencia está constituida por los usuarios españoles.

(c) La variable de referencia está constituida por los usuarios pertenecientes al sector de Alcañiz.

CUADRO 3. Resultados de la estimación del gasto en farmacia medio de los distintos médicos

Variable	Parámetro estimado	t-ratio ^(a)
Constante	-62,86	-3,97
Sexo	115,08	3,50
Edad	1,84	12,76
Situación	230,77	11,21
Nacionalidad	4,17	0,25
D C S	-0,05	-1,68
R ²	0,84	
σ	23,10	
Media de la variable dependiente	142,12	
Log-verosimilitud	-4.765,82	

(a) t-ratios robustos a heteroscedasticidad

CUADRO 4. Efectos marginales asociados a edad y sexo en relación al gasto en farmacia

	Probabilidad de participación		Efecto sobre el nivel condicionado de gasto		Efecto sobre nivel incondicionado de gasto (efecto total)	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Variable continua de edad						
Valores medios	-0,005	-0,004	0,93	1,05	-0,39	-0,12
1 ≤ Edad ≤ 2	-0,003	-0,003	1,22	1,20	0,97	0,94
3 ≤ Edad ≤ 4	-0,004	-0,004	1,11	1,10	0,77	0,76
5 ≤ Edad ≤ 33	-0,005	-0,005	0,84	0,92	0,25	0,38
34 ≤ Edad ≤ 41	-0,005	-0,005	0,82	0,94	0,04	0,29
42 ≤ Edad ≤ 46	-0,005	-0,005	0,86	0,98	-0,02	0,27
47 ≤ Edad ≤ 50	-0,005	-0,005	0,90	1,04	-0,06	0,26
51 ≤ Edad ≤ 53	-0,005	-0,004	0,94	1,11	-0,10	0,30
54 ≤ Edad ≤ 55	-0,005	-0,004	0,98	1,17	-0,11	0,37
56 ≤ Edad ≤ 59	-0,005	-0,003	1,04	1,21	-0,11	0,34
60 ≤ Edad ≤ 63	-0,004	-0,003	1,14	1,27	-0,07	0,31
64 ≤ Edad ≤ 66	-0,003	-0,002	1,23	1,32	0,00	0,31
67 ≤ Edad ≤ 70	-0,003	-0,002	1,29	1,38	0,01	0,41
71 ≤ Edad ≤ 73	-0,002	-0,002	1,33	1,40	0,06	0,44
Edad ≥ 74	-0,002	-0,002	1,32	1,33	-0,18	-0,04
Variables ficticias de edad						
1 ≤ Edad ≤ 2	0,082	0,078	10,49	9,70	9,90	8,80
3 ≤ Edad ≤ 4	0,001	0,006	7,74	9,61	6,02	7,43
5 ≤ Edad ≤ 33	-0,282	-0,164	20,48	24,02	7,12	12,93
34 ≤ Edad ≤ 41	-0,311	-0,143	50,49	46,58	19,85	27,40
42 ≤ Edad ≤ 46	-0,259	-0,098	74,35	68,30	35,57	44,35
47 ≤ Edad ≤ 50	-0,208	-0,040	94,09	97,03	51,05	69,45
51 ≤ Edad ≤ 53	-0,157	0,022	120,33	131,42	72,68	102,65
54 ≤ Edad ≤ 55	-0,111	0,063	142,40	156,14	93,21	128,55
56 ≤ Edad ≤ 59	-0,055	0,090	175,14	202,99	125,32	172,70
60 ≤ Edad ≤ 63	0,029	0,126	248,24	295,57	199,70	262,15
64 ≤ Edad ≤ 66	0,084	0,147	326,47	368,66	280,05	334,17
67 ≤ Edad ≤ 70	0,117	0,169	416,90	431,56	370,21	399,76
71 ≤ Edad ≤ 73	0,133	0,178	463,36	474,24	418,44	443,16
Edad ≥ 74	0,132	0,150	556,01	526,31	501,13	476,93

(a) La variable de referencia está constituida por los niños de 0 años.

CUADRO 5. Efectos marginales asociados a la distancia, situación^(a), nacionalidad^(b), sector^(c) y tipo de médico^(d) en relación al gasto en farmacia

	Probabilidad de participación	Efecto sobre el nivel condicionado de gasto	Efecto sobre nivel incondicionado de gasto (efecto total)
Variable continua			
Distancia	0,001	-0,31	-0,11
Variables ficticias			
Pensionado	0,304	419,47	389,87
Extranjero	-0,283	-189,45	-151,26
Huesca	-0,038	-19,19	-22,26
Barbastro	-0,012	-10,15	-9,84
Zaragoza I	-0,045	-43,91	-41,32
Zaragoza II	-0,089	-2,89	-16,04
Zaragoza III	-0,023	-6,70	-8,21
Calatayud	0,014	38,69	34,03
Teruel	-0,023	-9,04	-11,98
MC1		-76,68	-60,99
MC2		-78,00	-68,60
MC3		-69,76	-62,15
MC4		-29,34	-26,06

(a) La variable de referencia está constituida por los usuarios no pensionados.

(b) La variable de referencia está constituida por los usuarios españoles.

(c) La variable de referencia está constituida por los usuarios pertenecientes al sector de Alcañiz.

(d) La variable de referencia está constituida por los usuarios atendidos por un médico de categoría 5.