



# Utilización y tiempos de espera: dos vertientes inseparables del análisis de la equidad en el acceso al sistema sanitario público\*

IGNACIO ABÁSULO

*Universidad de La Laguna*

MIGUEL A. NEGRÍN-HERNÁNDEZ

*Universidad de Las Palmas de Gran Canaria*

JAIME PINILLA

*Universidad de Las Palmas de Gran Canaria*

*Recibido: Septiembre, 2013*

*Aceptado: Junio, 2014*

## Resumen

El objetivo de esta investigación consiste en analizar si existe equidad en el acceso a los servicios sanitarios públicos por niveles socioeconómicos. Se analiza conjuntamente la probabilidad de utilizar los servicios sanitarios y los tiempos de espera hasta ser atendidos, corrigiéndose así el sesgo de selección que se derivaría de su estudio separado, tal y como se evidencia en esta investigación. Se propone una aproximación Bayesiana y se hace uso de la información a nivel individual sobre la utilización sanitaria, tiempos de espera, nivel socioeconómico, necesidad sanitaria y otras variables sociodemográficas contenidas en la Encuesta Nacional de Salud (2006). Los resultados muestran que hay inequidad en el acceso a los servicios especializados y hospitalarios (tanto en utilización como en tiempos de espera) que perjudica a los niveles socioeconómicos inferiores. En los servicios de medicina general, si bien la utilización beneficia relativamente más a los grupos de menor nivel socioeconómico, los tiempos de espera perjudican a los de menor nivel educativo.

*Palabras clave:* Equidad en acceso, utilización de servicios sanitarios, tiempos de espera, sesgo de selección, modelos bayesianos.

*Clasificación JEL:* I1, C01, D39.

## 1. Introducción

¿Existe equidad en el acceso a los servicios del sistema sanitario público por niveles socioeconómicos? Esa es la pregunta que queremos responder en esta investigación con un en-

---

\* Esta investigación se deriva del proyecto de investigación ECO2012-36150 del Ministerio de Economía y Competitividad. Los autores agradecen al Ministerio el apoyo financiero. Agradecemos las sugerencias y comentarios de dos evaluadores anónimos. Cualquier error es de nuestra responsabilidad.

foque novedoso que considera simultáneamente utilización y tiempos de espera como componentes inseparables del acceso al sistema sanitario.

El objetivo de equidad en el Sistema Nacional de Salud español viene recogido en dos de las principales leyes del Sistema. Por un lado, La Ley General de Sanidad española (Ley 14/1986) dice en su artículo 3.2 que “el *acceso* y las prestaciones sanitarias se realizarán en condiciones de igualdad efectiva” y en su artículo 12 que “los poderes públicos orientarán sus políticas de gasto sanitario en orden a corregir desigualdades sanitarias y garantizar la igualdad de *acceso* a los Servicios Sanitarios Públicos en todo el territorio español”. Por su parte, la Ley de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud (Ley 16/2003) establece en su artículo 23 que “todos los usuarios del Sistema Nacional de Salud tendrán *acceso* a las prestaciones sanitarias reconocidas en esta ley en condiciones de igualdad efectiva”. Por tanto, las dos leyes hacen referencia explícita al término *acceso* cuando se refieren a la igualdad. Un aspecto fundamental es, por consiguiente, definir qué se entiende por acceso en un sistema sanitario público.

En la literatura relacionada, algunos autores consideran la *utilización* sanitaria como variable representativa del acceso (véase por ejemplo, Birch, Eyles y Newbold, 1993; Collins y Klein, 1980; o Puffer, 1986). De acuerdo con esta definición, se producirá equidad horizontal si a igual necesidad sanitaria se produce una igual utilización de servicios sanitarios públicos, independientemente de otras características individuales. Algunos estudios empíricos que consideran esta definición y analizan la equidad en la utilización por grupos socioeconómicos concluyen que un nivel socioeconómico más alto está asociado a una mayor utilización de servicios de los especialistas pero con una menor utilización de servicios del médico general. En el ámbito español véase, por ejemplo, Rodríguez, Calonge y René (1993); Regidor *et al.* (1996); Abásulo (1998); Urbanos (2000); Abásulo, Manning y Jones (2001); Borrel *et al.* (2001); Regidor *et al.* (2006); Regidor *et al.* (2008); o Abásulo, Pinilla y Negrín (2008). En el contexto internacional véase, por ejemplo, Gerdtham (1997); Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004); Morris, Sutton y Gravelle (2005); Van Doorslaer, Masseira y Koolman (2006); o Vallejo y Morris (2013).

Otros autores consideran que el acceso viene determinado por el coste en términos del tiempo de espera (y también de desplazamiento) para acceder a los servicios sanitarios financiados públicamente [eg. Le Grand (1982) o Mooney (1983)]. De acuerdo con esta definición, la equidad horizontal se producirá si a igual necesidad sanitaria hay iguales costes de tiempo en el acceso a los servicios sanitarios públicos, independientemente de otras características individuales. Nótese que la equidad en acceso no necesariamente garantiza la equidad en utilización ya que a igual necesidad y costes de acceso, un paciente puede utilizar el servicio y otro no en función de su demanda. Los resultados de distintos estudios empíricos que analizan la equidad en los tiempos de espera por niveles socioeconómicos no son tan concluyentes como los anteriores. Por ejemplo, para el caso de los servicios hospitalarios, en España, Regidor *et al.* (2006) muestran que los individuos con menores ingresos económicos esperan más tiempo para ser hospitalizados mediante ingreso ordinario. En el ámbito internacional, por un lado, algunos trabajos también muestran –para distintos tipos de cirugía–

evidencia de mayores tiempos de espera para los niveles socioeconómicos más bajos, por ejemplo, Pell *et al.* (2000); Fitzpatrick, Norquist y Reeves (2004); y Hacker y Stanistreet (2004). Sin embargo, en otras investigaciones no se encuentra evidencia de ningún efecto socioeconómico en los tiempos de espera de distintas cirugías con ingreso hospitalario, por ejemplo, Coyte *et al.* (1994); Kee y Gaffney (1995); Arnesen, Eriksen y Staven (2002); Kelly *et al.* (2002), Shortt y Shaw (2003); Lofvendahl *et al.* (2005); o Cooper *et al.* (2009). Con respecto a los servicios de consulta especializada, tanto Siciliani y Verzulli (2009), como Abásolo, Negrín y Pinilla (2014) concluyen que existe evidencia de inequidad en los tiempos de espera que perjudica a los niveles socioeconómicos más bajos. Por último, no conocemos estudios que analicen la equidad en los tiempos de espera para los servicios de medicina general, probablemente dada la menor variabilidad en estos tiempos.

De acuerdo con la evidencia mostrada anteriormente, ¿podemos responder a la pregunta de esta investigación de si existe equidad en el acceso a los distintos servicios del sistema sanitario público? Mientras algunos de estos estudios indican que hay equidad en la utilización de distintos servicios, otros indican que no la hay en el tiempo de espera, y viceversa. Sin embargo, si consideramos que utilización y tiempo son dos componentes inseparables y no excluyentes del acceso al sistema sanitario público, entonces no es suficiente estudiarlos por separado y agregar la evidencia: un análisis por separado de ambas medidas de acceso al sistema sanitario público podría obtener estimaciones sesgadas ya que cabe esperar que la muestra que sí utiliza los servicios sanitarios tenga características distintas a la muestra que no utiliza los servicios, tanto a nivel socioeconómico como a nivel de otros determinantes del acceso como la necesidad sanitaria. En ese caso sería necesario abordar el problema teniendo en cuenta ambas vertientes del acceso conjuntamente, que es lo que hacemos en esta investigación, para tres servicios sanitarios públicos: servicios de medicina general, medicina especializada y hospitalarios.

Para lograr este objetivo, la investigación se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se presenta el material y método; los resultados se recogen en la sección 3. La sección 4 presenta la discusión de los resultados y la sección 5 las conclusiones.

## **2. Material y Método**

### **2.1. Material**

Los datos empleados en este trabajo se obtienen de la Encuesta Nacional de Salud (ENS) de 2006 (MSPSI, 2006). La ENS se realiza en todo el territorio nacional, resultando representativa a nivel de Comunidad Autónoma (CC.AA.) y recoge información sobre el estado de salud general, la utilización de los servicios sanitarios, los hábitos de vida y otras conductas relacionadas con la salud de los individuos entrevistados. La encuesta se completa en el periodo de junio de 2006 a junio de 2007. Se utiliza la muestra de adultos de 16 o más años, que contiene un total de 29478 observaciones, 28954 una vez excluidos del análisis los entrevistados en Ceuta y Melilla ya que la ENS no es representativa a nivel de Ciudad Autó-

noma. La Encuesta Europea de Salud de 2009 y la Encuesta Nacional de Salud de 2011-2012 son encuestas más actuales también disponibles, pero sus cuestionarios no incluyen información sobre tiempos de espera por especialidad, que es esencial para el propósito de esta investigación.

En este trabajo consideramos como variables de interés las consultas al médico en las últimas cuatro semanas, diferenciando, para la última visita, entre médico general y médico especialista, así como la hospitalización en los últimos doce meses. Las consultas al médico general y al especialista se refieren a la revisión y diagnóstico de una enfermedad o problema de salud, obviando otro tipo de visitas incluidas en el cuestionario como son accidente o agresión, dispensación de recetas y parte de baja o alta. En el caso de la hospitalización se incluye la intervención quirúrgica, el estudio médico para diagnóstico y el tratamiento médico sin intervención quirúrgica, no considerando el parto y otros motivos.

Para los tres tipos de servicios sanitarios se analizan, además, los tiempos de espera, medidos como el tiempo transcurrido desde que se pide la cita hasta que el paciente fue visto por el médico, en el caso de las visitas al médico general o especialista, o el tiempo en el que estuvo en lista de espera desde que le dijeron que tenía que ingresar, en el caso de las hospitalizaciones. Nos limitamos solamente al análisis de la última visita/hospitalización realizada ya que es de ésta de la que se dispone de información de los tiempos de espera y del tipo de financiación. En nuestro estudio únicamente estamos interesados en la financiación pública. Se considera financiación pública cuando el entrevistado declara que el recurso utilizado pertenece a la seguridad social, o cuando los gastos, en el caso de la hospitalización, corren a cargo de la seguridad social o de una mutualidad pública.

Las variables explicativas del modelo se agrupan en variables de necesidad sanitaria, variables socioeconómicas y otras variables de control. Como proxy de la necesidad sanitaria del individuo se consideran los siguientes indicadores: el estado de salud autopercibido, la existencia de limitaciones en las actividades habituales en las últimas dos semanas, el índice de masa corporal (IMC) y el padecimiento de algunas enfermedades crónicas, seleccionadas por su alta prevalencia y por la importante morbimortalidad que ocasionan, como son la hipertensión, los problemas de corazón, asma y diabetes.

En lo que respecta a las variables socioeconómicas, se consideran dos variables principales. En primer lugar, la variable renta, que corresponde a la renta equivalente del hogar. Para convertir los ingresos del hogar en renta equivalente se aplica la escala de equivalencia de la OCDE modificada<sup>1</sup> (De Vos y Zaidi, 1997). En segundo lugar, la variable educación, recogida a través del nivel más alto de estudios terminados por el entrevistado (pudiendo ser sin estudios, estudios primarios, secundarios y universitarios). De forma complementaria también se considera la situación laboral del individuo, que se recoge a través de tres variables dicotómicas (ocupado, parado e inactivo), reflejando la situación laboral de los individuos dependiendo si están en el mercado laboral empleados, si están parados o si están inactivos (i.e. jubilados, pensionistas, estudiantes o dedicados principalmente a las labores del hogar), respectivamente.

Otras variables de control incluidas en el modelo son, por un lado, el sexo y la edad, esta última medida a través de cinco intervalos (16-34 años, 35-44 años, 45-54 años, 55-64 años y 65 años o más) con el objetivo de capturar el diferente efecto –a lo largo de las distintas etapas etarias del individuo– que ejerce esta variable en la utilización de los servicios sanitarios y en los tiempos de espera. Y, por otro, el acceso a doble cobertura sanitaria, pública y privada, que también se incluye ya que el uso (y por tanto los tiempos de espera) de servicios sanitarios provistos públicamente puede verse afectado por las alternativas que los usuarios tengan disponibles, como disponer de un seguro sanitario privado. La tabla 1 muestra la definición, media y desviación típica de las variables incluidas en este estudio.

En nuestro análisis controlamos, además, por la posible variabilidad existente, tanto en uso de servicios como en tiempos de espera, entre las distintas regiones del territorio nacional. Dicha variabilidad, medida a nivel de CC.AA., puede venir explicada, entre otras razones, por las desigualdades en la dotación de recursos o en el diseño y ejecución de la política sanitaria y de salud. La tabla 2 muestra los descriptivos de las variables de interés por CC.AA. Además, en el análisis de los tiempos de espera en las visitas al médico especialista se ha considerado la posible variabilidad debida al tipo de especialidad; el análisis descriptivo muestra que los tiempos medios varían notablemente por especialidad desde los 38-39 días de psiquiatría, cirugía general y cirugía digestiva, hasta los más de 80 días de media en neurología y urología.

**Tabla 1**  
**DEFINICIÓN, MEDIA Y DESVIACIÓN TÍPICA DE LAS VARIABLES**

Variable	Definición	Media	D.T.	N
Visita médico general	Si el individuo visitó al médico general público en las últimas 4 semanas	0,15		28954
Visita médico especialista	Si el individuo visitó al médico especialista público en las últimas 4 semanas	0,08		28954
Hospitalización	Si fue ingresado en un hospital con financiación pública en el último año	0,07		27999
Tiempo de espera médico general	Número de días de espera para visitar al médico general	4,88	20,19	4099
Tiempo de espera médico especialista	Número de días de espera para visitar al médico especialista	63,69	92,22	1950
Tiempo de espera hospitalización	Número de meses de espera para ser hospitalizado	6,15	7,11	665
Sexo	Mujer	0,60		28954
Edad 16-34	Edad entre 16 y 34 años (referencia)	0,22		28954
Edad 35-44	Edad entre 35 y 44 años	0,20		28954
Edad 45-54	Edad entre 45 y 54 años	0,17		28954
Edad 55-64	Edad entre 55 y 64 años	0,14		28954
Edad 65 o más	Edad mayor de 64 años	0,27		28954
Salud muy buena	Estado de salud muy bueno en el último año (referencia)	0,14		28954
Salud buena	Estado de salud bueno en el último año	0,48		28954
Salud regular	Estado de salud regular en el último año	0,28		28954
Salud mala	Estado de salud malo o muy malo en el último año	0,10		28954

**Tabla 1 (Continuación)**  
**DEFINICIÓN, MEDIA Y DESVIACIÓN TÍPICA DE LAS VARIABLES**

Variable	Definición	Media	D.T.	N
Limitaciones	Limitada actividad normal en las últimas 2 semanas	0,16		28922
Hipertensión	Enfermedad crónica diagnosticada: hipertensión	0,25		28954
Problemas del corazón	Enfermedad crónica diagnosticada: problemas de corazón	0,09		28954
Asma	Enfermedad crónica diagnosticada: asma o bronquitis	0,09		28954
Diabetes	Enfermedad crónica diagnosticada: diabetes	0,07		28954
Sin estudios	Individuo sin estudios	0,14		28817
E. primarios	Individuo con estudios primarios	0,35		28817
E. secundarios	Individuo con estudios secundarios o de FP	0,36		28817
E. universitarios	Individuo con estudios universitarios (referencia)	0,15		28817
Log(renta)	Logaritmo de la renta equivalente del hogar	6,69	0,27	28327
Ocupado	Individuo en el mercado laboral ocupado	0,45		28888
Parado	Individuo en el mercado laboral parado	0,06		28888
Inactivo	Individuo inactivo (referencia)	0,49		28888
Doble seguro	Individuo con doble cobertura sanitaria	0,11		28954
IMC	Índice de masa corporal (Peso kg)/(altura m) <sup>2</sup>	25,82	4,47	25831

**Tabla 2**  
**DESCRIPTIVOS DE PROPORCIÓN DE VISITAS Y TIEMPOS DE ESPERA POR CC.AA.**

CC.AA.	Médico general			Médico especialista			Hospitalización		
	Visitas	Tiempo	D.T.	Visitas	Tiempo	D.T.	Visitas	Tiempo	D.T.
Andalucía	0,13	6,74	20,61	0,06	59,52	78,27	0,02	7,38	8,06
Aragón	0,13	3,04	13,09	0,09	42,57	76,49	0,05	5,89	7,13
Asturias	0,15	2,69	7,60	0,08	83,69	99,43	0,02	10,50	8,62
Baleares	0,12	4,20	10,13	0,05	70,26	88,40	0,02	8,48	7,05
Canarias	0,14	6,27	14,70	0,03	43,61	30,95	0,01	17,75	13,79
Cantabria	0,13	5,40	20,36	0,06	112,57	99,52	0,01	7,43	3,99
Castilla y León	0,16	2,29	8,06	0,11	40,68	82,78	0,06	4,58	3,71
C. La Mancha	0,14	4,77	19,25	0,09	65,72	101,73	0,02	4,79	4,54
Cataluña	0,13	5,82	13,85	0,05	54,84	99,19	0,02	4,45	4,10
Valencia	0,13	9,81	37,83	0,04	58,27	83,00	0,02	6,29	6,41
Extremadura	0,14	2,43	10,15	0,08	44,93	72,18	0,03	6,11	6,69
Galicia	0,15	3,72	20,28	0,08	82,98	101,19	0,02	7,15	10,24
Madrid	0,13	5,80	24,99	0,06	83,20	93,99	0,01	10,11	11,12
Murcia	0,14	5,48	15,80	0,06	78,63	105,24	0,02	7,85	10,86
Navarra	0,20	4,90	23,95	0,12	35,66	62,25	0,06	3,73	4,66
País Vasco	0,14	5,34	30,32	0,04	107,91	129,97	0,01	5,09	3,75
La Rioja	0,14	4,92	21,57	0,08	88,42	103,43	0,02	5,62	5,68

## 2.2. Método

Se analiza la utilización y los tiempos de espera de tres servicios sanitarios financiados públicamente (médico general, especialista y hospitalización). Al analizar el efecto de las variables socioeconómicas en los tiempos de espera surge el problema de que dichos tiempos solo están disponibles para aquellos individuos que realmente hicieron uso del servicio. Si asumimos que existe cierta correlación entre las variables socioeconómicas y la probabilidad de usar el servicio, un análisis aislado de los tiempos de espera provocaría lo que se conoce en la literatura como sesgo de selección. Distintas soluciones han sido propuestas desde el punto de vista clásico para la corrección del sesgo de selección: desde el estimador en dos etapas propuesto por Heckman (1979) a posteriores propuestas basadas en el estimador de máxima verosimilitud (Nawata, 1994), simulaciones Monte Carlo (Puhani, 2000) o estimación por máxima entropía (Dudik *et al.* 2005), entre otras.

En este trabajo se propone el uso de una aproximación Bayesiana que corrige este potencial sesgo de selección al analizar conjuntamente las dos etapas del proceso (Mokatrin, 2011; Li y Rahman, 2011; Van Hasselt, 2011; Ding, 2014; entre otros). El modelo queda representado a través de las siguientes ecuaciones:

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_i > 0 \\ 0 & \text{si } Z_i \leq 0 \end{cases}$$

$$Z_i = X_{1i} \beta_1 + \mu_1 \tag{1}$$

$$Y_i = \begin{cases} X_{2i} \beta_2 + \varepsilon_i & \text{si } D_i = 1 \\ \text{NA} & \text{si } D_i = 0 \end{cases}$$

donde  $D_i$  se refiere a una variable indicadora que toma valor 1 si el individuo hace uso del servicio sanitario y 0 en caso contrario,  $Z_i$  es una variable latente que indica la propensión a utilizar el servicio sanitario,  $X_{1i}$  se refiere a un vector de tamaño  $k$  que incluye las variables que explican la probabilidad de hacer uso del servicio correspondientes al individuo  $i$ ,  $\beta_1$  es el vector de coeficientes correspondiente y  $\mu_1$  es el término de perturbación que asumiremos se distribuye normalmente con varianza 1, lo que da lugar al conocido modelo *probit*. Por otra parte la variable  $Y_i$  hace referencia a la transformación logarítmica del tiempo de espera asociado a un determinado servicio sanitario correspondiente al individuo  $i$ . Proponemos el uso de un modelo log-lineal debido al elevado grado de asimetría que habitualmente presentan los tiempos de espera; asimetría que queda reflejada en los descriptivos incluidos en la tabla 1. Dicha variable sólo es observable para aquellos individuos que hicieron uso del servicio ( $D_i=1$ ). En caso contrario indicamos el dato perdido como “NA”. El problema de selección también ha sido interpretado por algunos autores como un problema de datos perdidos no debidos al azar (Allison, 2002). La transformación logarítmica de los tiempos de espera viene explicada de forma lineal por la combinación de variables explicativas  $X_{2i}$  (en nuestro modelo utilizamos las mismas variables para explicar la utilización del servicio y los tiempos de espera por lo que  $X_{1i} = X_{2i}$  y el vector de coeficientes  $\beta_2$ . El término de perturbación de esta segunda ecuación asumiremos que se distribuye según una distribución normal.

En la aproximación Bayesiana, la distribución a posteriori de los parámetros de interés se estima a través del Teorema de Bayes, a partir de la combinación de la función de verosimilitud y la distribución a priori de los parámetros de interés (Lee, 1997). En nuestro caso debemos considerar conjuntamente la ecuación que se refiere a la utilización de servicios sanitarios y los tiempos de espera, por tanto, la verosimilitud vendría dada por la expresión:

$$\begin{pmatrix} Z_i \\ Y_i \end{pmatrix} \sim N_2 \left( \begin{pmatrix} X_{1i}\beta_1 \\ X_{2i}\beta_2 \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{1,2} \\ \sigma_{1,2} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right) \quad (2)$$

Donde  $N_2$  se refiere a la distribución Normal Bivalente. Según esta definición, la probabilidad asociada a la variable observable  $D_i$  es  $P(D_i=1|X) = P(Z_i>0) = \Phi(X_{1i}\beta_1)$  donde  $\Phi$  es la función de distribución normal estándar.

La distribución a priori recoge la información disponible previa al análisis de los datos. En nuestro ejemplo asumimos una distribución a priori desinformativa permitiendo que las conclusiones finales estén basadas únicamente en los datos. En particular asumimos una distribución a priori Normal Multivariante para los coeficientes  $\beta_1$  y  $\beta_2$  con vector de medias  $\mu_\beta = (0,0,\dots,0)_k$  y matriz de varianzas-covarianzas suficientemente grande para indicar la incertidumbre a priori sobre el valor de los coeficientes,  $\Sigma_\beta = 10^{10} * I_k$ , donde  $I_k$  se refiere a la matriz identidad de dimensión  $k$ .

Asimismo, para la matriz de varianzas-covarianzas  $\Sigma$  descrita en la verosimilitud se asume una distribución a priori desinformativa inversa de Wishart con matriz de escala  $I_2$  y 2 grados de libertad. La distribución de Wishart es una generalización multivariante de la distribución gamma (Gelman, 2006). Utilizar como número de grados de libertad la dimensión de  $\Sigma$  permite ser lo más desinformativo posible pero manteniendo la propiedad de que la distribución integre a 1.

A la descripción anterior del modelo debemos añadir el hecho de que se desea considerar la posible variabilidad existente entre las distintas CC.AA., tanto en la utilización de servicios como en los tiempos de espera. El análisis del efecto CA se realiza a través de la inclusión de términos aleatorios en las ecuaciones anteriores de tal forma que las ecuaciones finales serán:

$$Z_i = X_{1i}\beta_1 + v_{1j} + \mu_i \quad (3)$$

$$Y_i = X_{2i}\beta_2 + v_{2j} + \varepsilon_i$$

donde  $v_j$  es un efecto aleatorio que recoge las diferencias debidas a la CC.AA ( $j=1,2,\dots,17$ ) y se distribuye:

$$(v_{1j}, v_{2j}) \sim N \left( (0,0), \Sigma_v = \begin{pmatrix} \sigma_{v1}^2 & \sigma_{v1,v2} \\ \sigma_{v1,v2} & \sigma_{v2}^2 \end{pmatrix} \right)$$

La distribución a priori de la matriz de varianzas-covarianzas  $\Sigma_v$ , también se asume una distribución inversa de Wishart con matriz de escala  $I_2$  y 2 grados de libertad.

En el caso particular del análisis de los tiempos de espera de la visita al médico especialista se ha querido también controlar por la posible variabilidad debida a la especialidad. Dicho análisis se ha llevado a cabo nuevamente a través de la inclusión de un término aleatorio en la ecuación correspondiente a los tiempos de espera:

$$Y_i = X_{2i}\beta_2 + v_{2j} + \theta_e + \varepsilon_i \quad (4)$$

donde  $\theta_e \sim N(0, \sigma_\theta^2)$  es un efecto aleatorio que recoge las diferencias debidas a la especialidad ( $e=1,2,\dots,24$ ). La distribución a priori desinformativa asumida para el nuevo parámetro a estimar es  $\sigma_\theta^2 \sim \text{Gamma-inversa}(0.001, 0.001)$ .

La distribución a posteriori es aproximada por simulación a través de los métodos Markov Chain Monte Carlo (MCMC) (Gilks *et al.* 1996; Robert y Casella, 1999). Hay que destacar que  $Z_i$  es una variable latente y deberá ser estimada en el proceso. También  $Y_i$  es simulada para aquellos individuos  $i$  para los que  $D_i=0$ . Le utilizó el programa informático WinBUGS (Spiegelhalter *et al.* 2003). Se simularon 6 cadenas alternativas de tamaño 500000, siendo descartadas las primeras 250000 muestras y estableciendo un salto (“thin”) de 5 para realizar inferencia. La convergencia fue comprobada con el paquete CODA en R utilizando como criterios de diagnóstico el análisis gráfico de correlaciones y los estadísticos Gelman-Rubin (1992), Geweke (1992), Raftery y Lewis (1992) y Heidelberg y Welch (1983).

### 3. Resultados

La tabla 3 muestra los resultados del análisis del acceso al médico general. En las columnas 2-4 de la tabla se muestran los resultados de los determinantes de la probabilidad de realizar una visita al médico general público. Por otro lado, en las columnas 5-7 se muestran los coeficientes correspondientes al análisis de los tiempos de espera de este servicio sanitario.

Se observa que los individuos sin estudios o con estudios primarios y secundarios muestran una mayor probabilidad de visitar al médico general en comparación a los individuos con estudios universitarios. En la misma dirección, la renta muestra un efecto negativo sobre la probabilidad de realizar visitas al médico general. Y las personas paradas muestran una propensión mayor a hacer uso de este servicio.

En relación a las variables de necesidad sanitaria se concluye que tener salud regular, mala/muy mala y, en menor medida, buena, aumenta la probabilidad de ir al médico general en comparación con aquellos individuos que declaran un estado de salud muy bueno. Las personas con limitaciones en la actividad diaria también tienen una mayor propensión a utilizar este servicio, así como las personas con hipertensión, problemas de corazón y

asma/bronquitis. Un mayor IMC también se revela como un predictor relevante de la probabilidad de acudir al médico general público.

La edad no parece un factor determinante a la hora de acudir al médico general con la excepción del grupo de mayores de 64 años que utilizan más este servicio. Las mujeres también tienen una mayor probabilidad de ir al médico general que los hombres. Por su parte, los individuos que poseen doble cobertura utilizan en menor medida las visitas al médico general del Sistema Nacional de Salud.

Para el análisis de los tiempos de espera, la tabla 3 muestra la transformación exponencial de los coeficientes. La distancia entre este valor y la unidad puede interpretarse como el incremento porcentual de los tiempos de espera para cada grupo de individuos. La excepción la conforman la constante y las variables  $\log(\text{renta})$  y el IMC al ser variables continuas. En el caso del  $\log(\text{renta})$  su coeficiente puede interpretarse directamente como una elasticidad.

Los resultados reflejan que no todas las variables socioeconómicas muestran relevancia estadística a la hora de explicar las variaciones en los tiempos de espera. La renta no es estadísticamente relevante. Con un 90% de probabilidad sí sería relevante tener estudios secundarios que muestran unos tiempos de espera un 31,4% superiores a los individuos con estudios universitarios, y los encuestados con estudios primarios que muestran tiempos de espera un 29,2% superiores al grupo de referencia. Las personas ocupadas muestran tiempos de espera un 26,6% inferiores a los de las personas no activas.

De las variables de estado de salud se concluye que las personas con salud regular o mala/muy mala tienen tiempos de espera un 95,6% y 58,3% superiores a los individuos con salud declarada como muy buena. Las personas con limitaciones a la actividad muestran tiempos de espera un 32,7% superiores. Las personas con hipertensión, problemas de corazón y asma/bronquitis muestran tiempos de espera superiores un 33,5%, 21,8% y 42,1%, respectivamente, en comparación con los individuos que no poseen dichas enfermedades crónicas.

Los tiempos de espera aumentan con la edad con excepción del grupo de mayores de 64 años. Así los adultos entre 35 y 44 años presentan tiempos de espera un 21% superiores a los jóvenes entre 16 y 34 años. Diferencias aún mayores muestran los grupos de 45 a 54 años y de 55 a 64 años (24,1% y 29,1%, respectivamente). En cambio, los mayores de 64 años no muestran tiempos de espera estadísticamente distintos al grupo de menor edad. Las mujeres muestran tiempos de espera un 31,4% superiores a los de los hombres. Por último, las personas con doble cobertura sanitaria tienen tiempos de espera un 25,6% inferiores.

El análisis de la covarianza entre los términos de perturbación de las ecuaciones de utilización y tiempos de espera muestra una correlación positiva entre ambas variables, existiendo por tanto sesgo de selección. El análisis del efecto CA muestra diferencias relevantes por regiones tanto en la probabilidad de utilizar el servicio como en los tiempos de espera. De forma similar a lo mostrado en la tabla 3 las figuras 1 y 2 muestran respectivamente el

efecto aleatorio correspondiente a la CC.AA. en el caso del modelo de utilización y la transformación exponencial del efecto aleatorio correspondiente a la CC.AA. en el modelo que analiza los tiempos de espera. En concreto, y tal como muestra la figura 1, es Navarra la comunidad con mayor propensión a la utilización del médico general. Por otro lado en la figura 2 se observa que las comunidades de Castilla y León y Aragón muestran tiempos de espera inferiores a la media nacional, lo contrario que ocurre en Canarias que destaca por tener tiempos de espera superiores.

**Tabla 3**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DEL MÉDICO GENERAL PÚBLICO**

	$\beta_1$	D.T.		Exp[ $\beta_2$ ]	D.T.	
Constante <sup>a</sup>	-0,632	0,404	*	-2,894	1,245	***
Ocupado	0,003	0,029		0,734	0,075	***
Parado	0,098	0,057	**	0,935	0,139	
Sin estudios	0,153	0,071	***	1,076	0,185	
E. primarios	0,162	0,049	***	1,292	0,187	*
E. secundarios	0,139	0,047	***	1,314	0,173	**
Salud buena	0,201	0,045	***	1,178	0,157	
Salud regular	0,378	0,053	***	1,956	0,311	***
Salud mala o muy mala	0,245	0,061	***	1,583	0,285	***
Sexo	0,148	0,027	***	1,314	0,100	***
Edad 35-44	-0,013	0,038		1,210	0,137	*
Edad 45-54	-0,062	0,053		1,241	0,156	*
Edad 55-64	0,001	0,050		1,291	0,175	**
Edad 65 o más	0,137	0,053	***	1,230	0,179	
Limitaciones	0,589	0,052	***	1,327	0,158	***
Doble seguro	-0,298	0,050	***	0,744	0,112	***
Log(renta) <sup>a</sup>	-0,221	0,073	***	-0,085	0,171	
Hipertensión	0,198	0,041	***	1,335	0,126	***
Problemas del corazón	0,079	0,043	**	1,218	0,144	**
Asma	0,175	0,039	***	1,421	0,163	***
Diabetes	0,061	0,049		1,105	0,133	
IMC <sup>a</sup>	0,008	0,003	***	0,0002	0,009	
$\sigma_{1,2}$	14,222	2,731	***			
$\sigma_v^2$	1,251	0,611	***	7,015	3,013	***
N	24.943					

\* Variables estadísticamente relevantes al 90%, \*\* Variables estadísticamente relevantes al 95%, \*\*\* Variables estadísticamente relevantes al 97,5%.

<sup>a</sup> Se muestra la estimación de  $\beta_2$  en lugar de Exp[ $\beta_2$ ].

La tabla 4 muestra los resultados del análisis al acceso al médico especialista. En lo que se refiere al nivel de estudios no se observa un efecto claro sobre la probabilidad de utilizar el servicio. El único coeficiente significativo es el correspondiente a los estudios secundarios que muestran una mayor propensión a visitar al médico especialista que los encues-

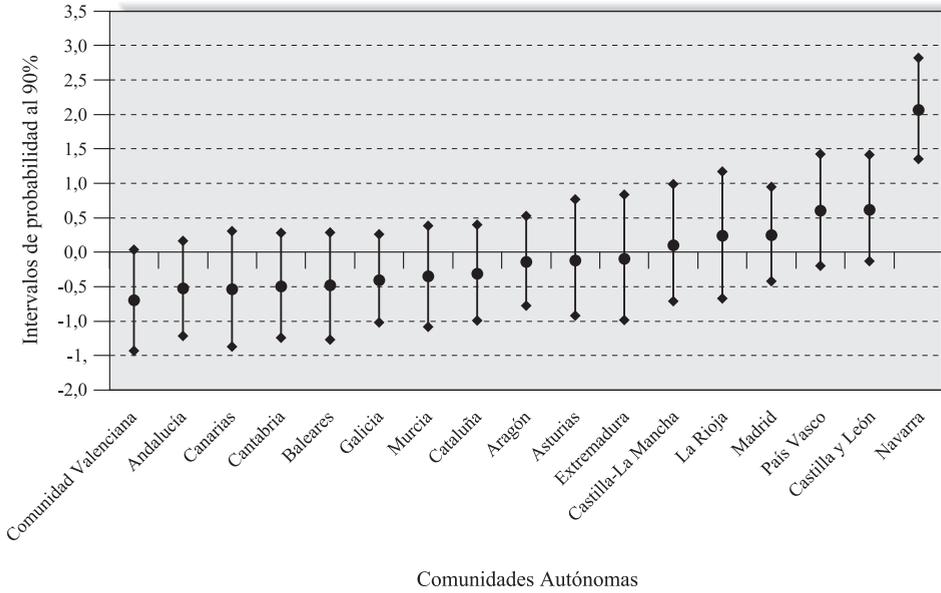


Figura 1. Efecto CA Visitar al médico general público (Intervalos de probabilidad al 90%)

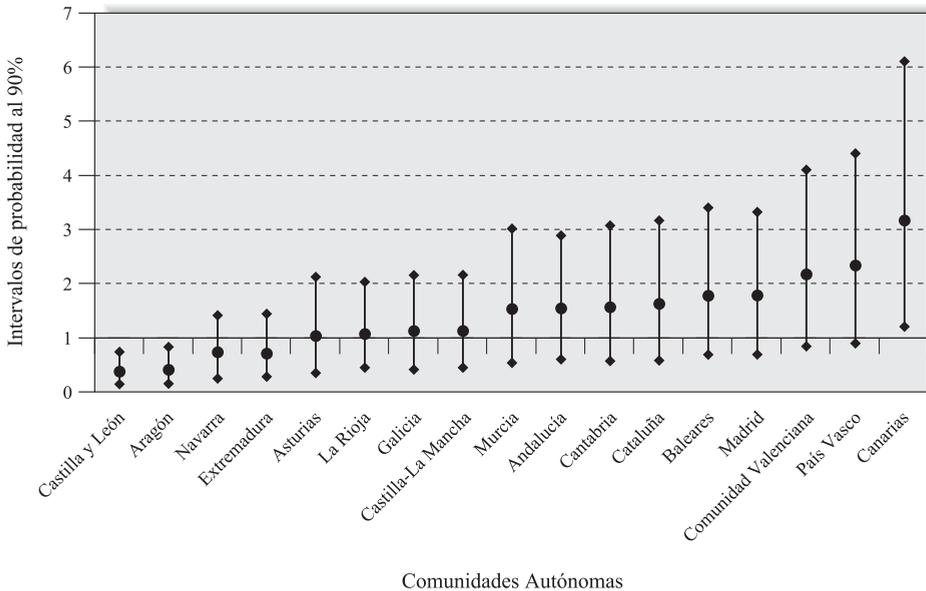


Figura 2. Efecto CA Tiempos de espera en médico general público (Intervalos de probabilidad al 90%)

tados con estudios universitarios. En cambio, la renta sí se muestra una variable relevante en la explicación de la probabilidad de visitar al médico especialista. En concreto, las personas con mayor renta muestran una mayor probabilidad de utilizar el servicio. Tanto las personas ocupadas como paradas utilizan menos este servicio que las personas encuestadas no activas.

**Tabla 4**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DEL MÉDICO ESPECIALISTA PÚBLICO**

	$\beta_1$	D.T.		Exp[ $\beta_2$ ]	D.T.	
Constante <sup>a</sup>	-9,694	0,753	***	17,82	1,420	***
Ocupado	-0,548	0,195	***	1,916	0,383	***
Parado	-0,907	0,335	***	2,604	0,882	***
Sin estudios	-0,355	0,335		1,793	0,656	
E. primarios	0,040	0,259		1,514	0,415	
E. secundarios	0,537	0,232	***	0,648	0,185	*
Salud buena	1,564	0,296	***	0,339	0,107	***
Salud regular	3,495	0,352	***	0,056	0,019	***
Salud mala o muy mala	4,782	0,422	***	0,018	0,007	***
Sexo	0,609	0,155	***	0,656	0,106	***
Edad 35-44	0,511	0,234	***	0,914	0,224	
Edad 45-54	0,631	0,246	***	0,995	0,246	
Edad 55-64	0,301	0,272		1,217	0,349	
Edad 65 o más	-0,169	0,301		1,694	0,511	**
Limitaciones	1,565	0,201	***	0,196	0,037	***
Doble seguro	-2,336	0,310	***	7,873	2,581	***
Log(renta) <sup>a</sup>	0,236	0,078	***	-0,332	0,190	***
Hipertensión	-0,173	0,189		1,279	0,249	
Problemas del corazón	1,100	0,246	***	0,461	0,114	***
Asma	0,438	0,234	**	0,923	0,218	
Diabetes	0,425	0,273	*	0,785	0,219	
IMC <sup>a</sup>	-0,021	0,016	*	0,018	0,017	
$\sigma_{1,2}$	-41,531	1,954	***			
$\sigma_v^2$	1,273	0,499	***	7,940	2,149	***
$\sigma_\theta^2$	1,273	0,499	***	7,940	2,149	***
N	24.814					

\* Variables estadísticamente relevantes al 90%, \*\* Variables estadísticamente relevantes al 95%, \*\*\* Variables estadísticamente relevantes al 97,5%.

<sup>a</sup> Se muestra la estimación de  $\beta_2$  en lugar de Exp[ $\beta_2$ ].

En relación a la variable de estado de salud autopercebido se concluye que cuanto peor sea el estado de salud autopercebido mayor es la probabilidad de acudir al médico especialista. El mismo efecto se observa para aquellos individuos con limitaciones en la actividad cotidiana, problemas de corazón, asma/bronquitis y diabetes.

La variable edad muestra que la probabilidad de acudir al médico especialista aumenta para el grupo de edad entre 35 y 54 años con respecto a los jóvenes menores de 34 y los adultos mayores de 55. Las mujeres tienen también mayor probabilidad de visitar al médico especialista que los hombres. Tener seguro privado complementario también reduce la probabilidad de acudir al especialista público.

En relación a los tiempos de espera nuevamente se observa la relevancia del efecto renta. Un incremento del 1% de la renta disminuye en un 0,33% los tiempos de espera. El nivel educativo sólo resulta significativo para la variable estudios secundarios indicando que este grupo tiene tiempos de espera un 35,2% inferior a los encuestados con estudios universitarios. Las personas ocupadas y paradas muestran tiempos de espera mayores que la población no activa, un 91,6% y 160,4%, respectivamente. El mismo resultado se observa en aquellos individuos con doble aseguramiento.

Tal y como cabía esperar, los individuos con peor estado de salud esperan menos en ser atendidos por el médico especialista. En particular, las personas con salud mala o muy mala tienen tiempos de espera un 98,2% inferiores que las personas con salud autopercibida muy buena. Las personas con limitaciones o problemas de corazón también muestran tiempos de espera inferiores.

La edad no se muestra una variable relevante explicando las diferencias en los tiempos de espera, con excepción de los mayores de 65 años que muestran tiempos de espera mayores que los de los jóvenes. Las mujeres esperan, en promedio, un 34,4% menos que los hombres.

Los términos de perturbación de ambas ecuaciones están correlacionados de forma negativa indicando, por tanto, la existencia de sesgo de selección. El efecto aleatorio que analiza la variabilidad debida a la CC.AA. muestra diferencias significativas entre CC.AA. tanto en la probabilidad de acudir al médico especialista como a los tiempos de espera (figuras 3 y 4). La probabilidad de utilización es significativamente inferior en las comunidades de Canarias, Murcia, Galicia y Cantabria. En cambio, en la comunidad de Madrid se utiliza con mayor frecuencia este servicio. En relación a los tiempos de espera destacan Galicia, Canarias y Cantabria con mayores tiempos de espera. En cambio, en Baleares se observan menores tiempos de espera.

Una vez controladas las características individuales de los encuestados, las diferencias en los tiempos de espera por especialidad no se muestran estadísticamente relevantes (figura 5).

La tabla 5 muestra los resultados del estudio de los ingresos en hospitales públicos. A diferencia de los modelos anteriores se ha eliminado la variable explicativa limitaciones por referirse a las limitaciones en las dos últimas semanas, cuando la hospitalización se refiere a un período temporal de los últimos doce meses. Entre las variables socioeconómicas se observa que las personas sin estudios, o con estudios primarios o secundarios, muestran una mayor probabilidad de ser ingresado que las personas con estudios universitarios. La renta

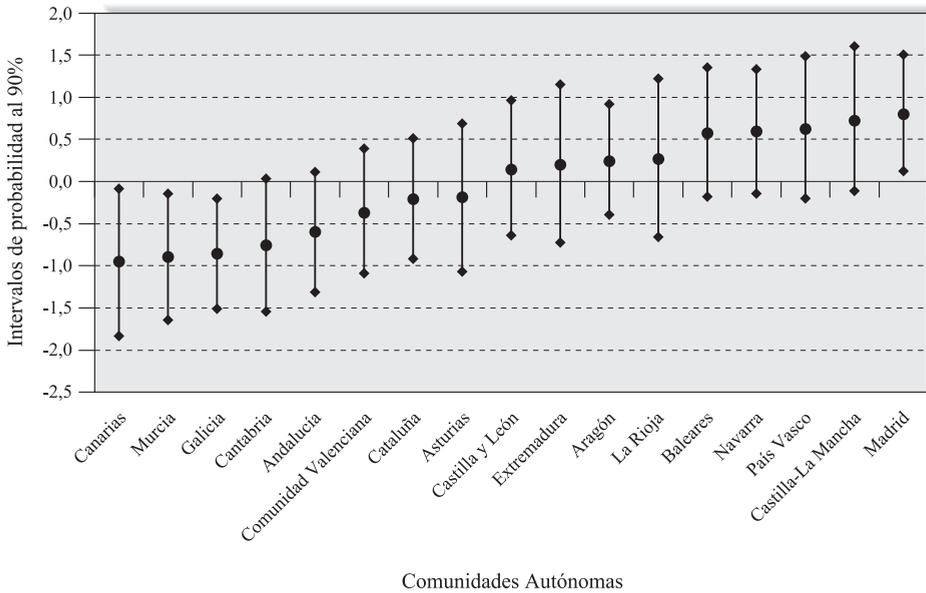


Figura 3. Efecto CA Visitar al médico especialista público (Intervalos de probabilidad al 90%)

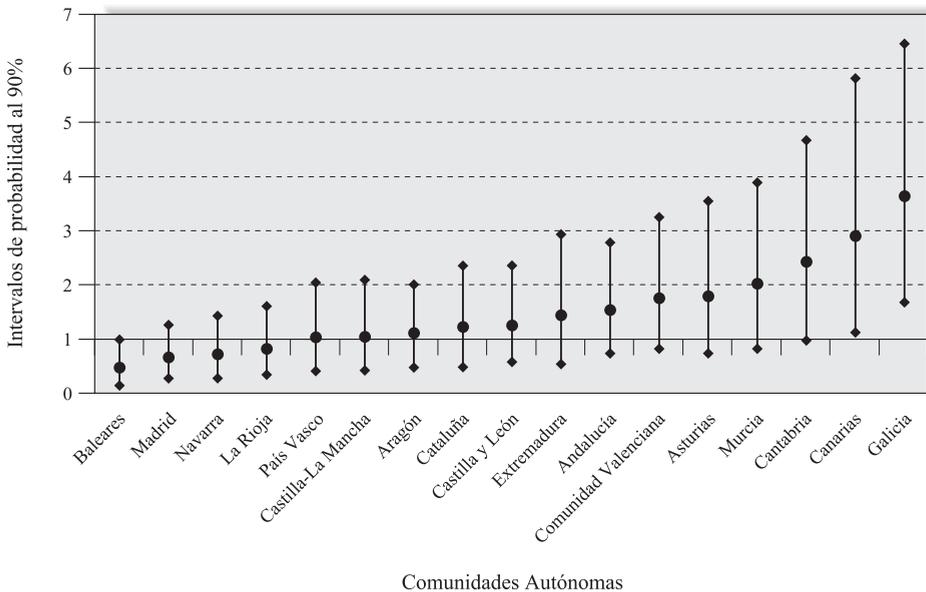
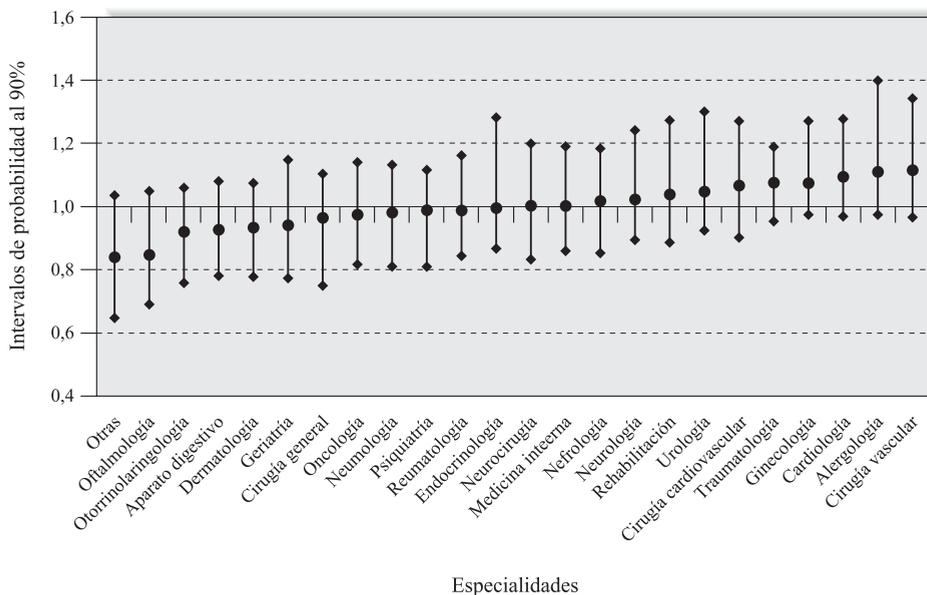


Figura 4. Efecto CA Tiempos de espera en médico especialista público (Intervalos de probabilidad al 90%)



**Figura 5. Efecto Especialidad. Tiempos de espera en médico especialista público (Intervalos de probabilidad al 90%)**

también figura como variable relevante y con efecto positivo sobre la probabilidad de ser ingresado en hospitales públicos. Lo mismo sucede con el hecho de estar ocupado o parado (respecto a estar inactivo), que también está asociado a una menor probabilidad de ser ingresado en el hospital.

Con respecto a la variable de salud autopercebida, muestran mayor probabilidad de ser ingresados los individuos que declaran tener salud regular, mala o muy mala. Los adultos entre 45 y 64 son el grupo de edad con mayor probabilidad de ser ingresado. Los hombres también tienen una probabilidad mayor de ser ingresados en hospitales públicos, mientras que tener doble cobertura sanitaria reduce la probabilidad de ser ingresado en el hospital.

En relación a los tiempos de espera para ser ingresados es el estado de salud autopercebido la variable con mayor relevancia estadística. Las personas con salud mala, muy mala presentan tiempos de espera un 90,9% inferiores en relación a las personas con salud muy buena. Los encuestados con salud regular también tienen tiempo de espera inferiores, un 74,9%. En relación a las variables socioeconómicas, la renta se observa como una variable relevante. El coeficiente indica que personas con un nivel de renta un 1% superior tienen tiempos de espera un 0,46% inferiores. El nivel de estudios sí muestra relevancia estadística con tiempos de espera inferiores para el grupo con estudios primarios o secundarios frente a los universitarios. No se observan diferencias estadísticamente relevantes, en cambio, entre las personas sin estudios y con estudios universitarios.

Del resto de variables destaca el sexo donde se concluye que las mujeres esperan para ser ingresadas un 71,5% más, en media, que los hombres. Las personas ocupadas tienen tiempos de espera un 43,9% superiores a la población no activa.

**Tabla 5**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE LAS HOSPITALIZACIONES**

	$\beta_1$	D.T.		Exp[ $\beta_2$ ]	D.T.	
Constante <sup>a</sup>	-10,931	1,238	***	12,76	2,376	***
Ocupado	-0,481	0,183	***	1,439	0,329	*
Parado	-0,273	0,294		1,569	0,627	
Sin estudios	0,452	0,335	*	0,898	0,401	
E. primarios	0,832	0,280	***	0,537	0,198	***
E. secundarios	0,799	0,263	***	0,529	0,185	***
Salud buena	0,737	0,296	***	0,867	0,382	
Salud regular	2,397	0,345	***	0,251	0,105	***
Salud mala o muy mala	3,533	0,401	***	0,091	0,044	***
Sexo	-0,299	0,136	***	1,715	0,293	***
Edad 35-44	0,247	0,234		0,808	0,252	
Edad 45-54	0,320	0,237	*	0,936	0,293	
Edad 55-64	0,415	0,260	**	0,780	0,262	
Edad 65 o más	0,152	0,282		0,852	0,318	
Doble seguro	-0,633	0,261	***	1,269	0,405	
Log(renta) <sup>a</sup>	0,436	0,094	***	-0,464	0,328	*
Hipertensión	0,024	0,157		1,084	0,220	
Problemas del corazón	0,262	0,208		0,826	0,215	
Asma	0,123	0,204		0,877	0,228	
Diabetes	-0,287	0,243		1,006	0,312	
IMC <sup>a</sup>	0,023	0,017	*	-0,004	0,020	
$\sigma_{1,2}$	-21,602	2,137	***			
$\sigma_v^2$	1,548	0,625	***	6,572	2,912	***
N	23,289					

\* Variables estadísticamente relevantes al 90%, \*\* Variables estadísticamente relevantes al 95%, \*\*\* Variables estadísticamente relevantes al 97,5%.

<sup>a</sup> Se muestra la estimación de  $\beta_2$  en lugar de Exp[ $\beta_2$ ].

La correlación negativa entre los errores muestra la existencia de sesgo de selección. El efecto aleatorio relativo a las CC.AA. muestra diferencias relevantes tanto en la probabilidad de ser ingresado como en los tiempos de espera. En concreto, Andalucía muestra una menor probabilidad de ingreso con respecto a la media nacional. Por otro lado, Andalucía y la Comunidad Valenciana, con una probabilidad del 90%, muestran tiempos de espera de ingreso hospitalario superior al resto del país.

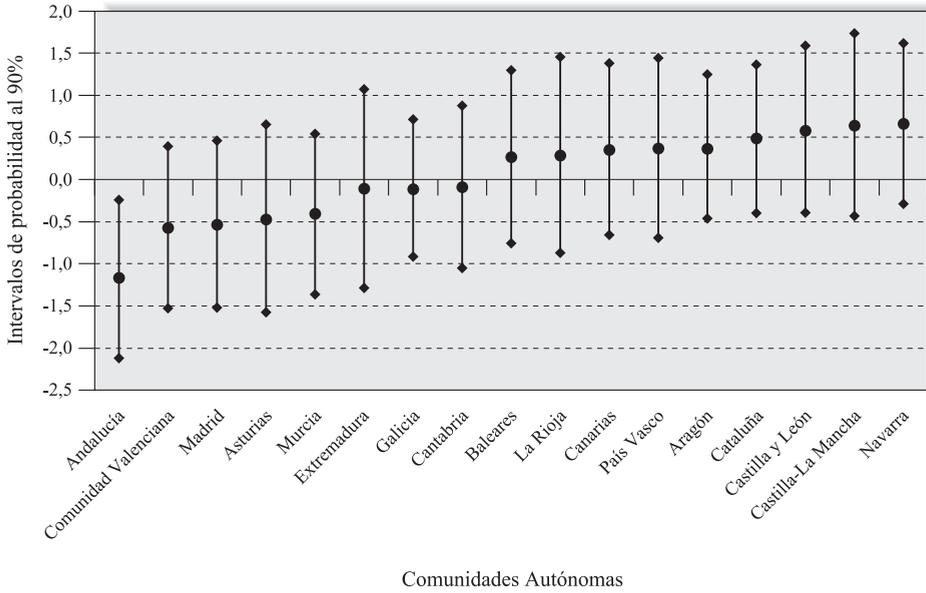


Figura 6. Efecto CA Ingresos hospital público (Intervalos de probabilidad al 90%)

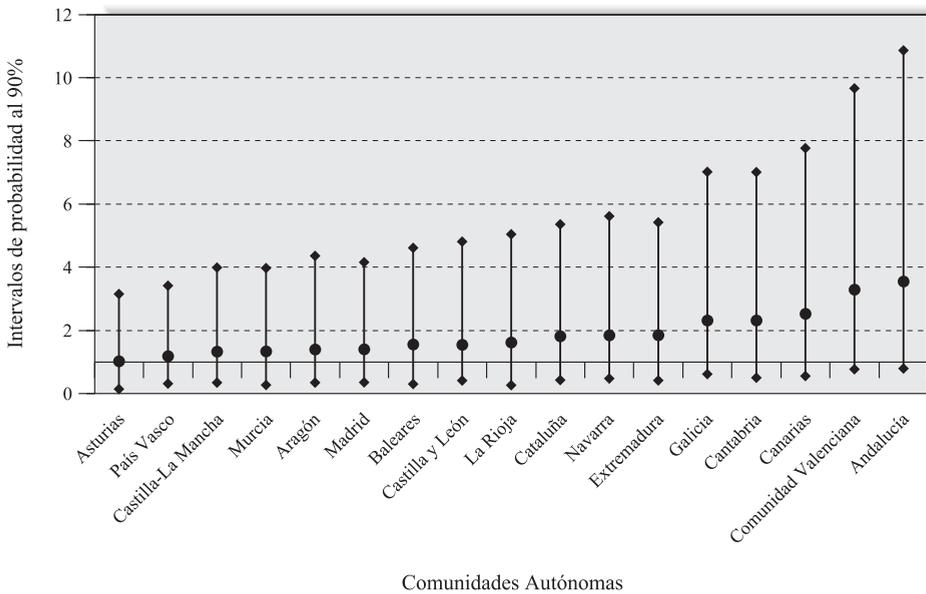


Figura 7. Efecto CA Tiempos de espera para ingresos hospital público (Intervalos de probabilidad al 90%)

## 4. Discusión

Los resultados de esta investigación para cada uno de los tres servicios sanitarios públicos analizados muestran que existen inequidades en el acceso a los mismos que favorecen a unos u otros grupos socioeconómicos<sup>2</sup>, aunque son de distinta índole. Con respecto a los servicios de medicina general, existe inequidad en la probabilidad de utilización en favor de los individuos con menor renta, con menor nivel de estudios y en paro, que tienen una mayor propensión a utilizar dichos servicios, una vez controlado el resto de factores explicativos. Estos resultados son consistentes con los obtenidos en algunos de los estudios más recientes en España para el conjunto de la población (como los de Urbanos, 2000; Abásolo, Manning y Jones, 2001; Regidor *et al.* 2006 y 2008, o González y Clavero, 2008) y también para la población mayor de 50 años (Crespo y Urbanos, 2012). En el plano internacional, Morris, Sutton y Gravelle (2005) para Inglaterra o Van Ourti (2004) para Bélgica, muestran resultados similares. Otros estudios internacionales comparados, sin embargo, no muestran, en general, evidencia significativa de esta inequidad en favor de los individuos con menor nivel socioeconómico, aunque no diferencian entre utilización financiada pública y privada lo que resulta especialmente importante sobre todo en países donde la atención sanitaria privada no es menor (Van Doorslaer, Koolman y Jones, 2004; Van Doorslaer, Masseur y Koolman, 2006). A la hora de explicar esta mayor probabilidad de uso de los servicios de medicina general por parte de los grupos de menor nivel socioeconómico, algunos autores argumentan que muchos de los motivos de consulta al médico general no se deben a problemas de salud, sino que reflejan otras necesidades económicas y sociales (Regidor *et al.* 2006 y 2008), lo que explicaría este mayor uso relativo por dichas causas. Esta idea también sería consistente con el modelo de Grossman (1972) que indica que los individuos con mayor nivel de estudios son más eficientes produciendo salud por lo que, a igual necesidad sanitaria, utilizan menos los servicios sanitarios.

Sin embargo, el otro componente del acceso, el tiempo de espera, no estando asociado a la renta, sí que es significativamente mayor en el caso de los individuos con menor nivel de estudios, respecto a los que tienen estudios universitarios. Es decir que si bien la utilización beneficia relativamente más a los grupos de menor nivel socioeconómico (aproximado tanto por renta, como por estudios y situación laboral), los tiempos de espera perjudican a los de menor nivel educativo. Una posible explicación ya apuntada por Regidor *et al.* (2006) podría ser que los individuos con mayor nivel educativo manejan mejor los mecanismos de acceso al médico general; ejemplos de este mejor uso de los mecanismos de acceso puede ser la cita por internet o el cara a cara con el recepcionista del centro de salud. También podría ser que estén haciendo un mayor uso de las visitas sin cita previa (que se producen en el mismo día en que la solicitan).

Con respecto a los servicios del médico especialista –cuando nos centramos en los niveles de renta de los individuos–, se observa que existe una inequívoca inequidad en el acceso que perjudica a los individuos de menor renta: a menor renta hay menor probabilidad de utilizar los servicios especialistas y se tienen tiempos de espera mayores. Lo mismo sucede con los parados y ocupados (respecto a los inactivos) que también tienen peor acceso en cuanto

a uso y espera. El análisis por nivel de estudios es menos concluyente: el nivel de estudios no afecta excepto en el caso de los individuos con estudios secundarios que, respecto a los que tienen estudios universitarios, se ven favorecidos en ambas vertientes: tienen una mayor probabilidad de ir al médico especialista y además esperan menos. Esta inequidad que, en líneas generales, se aprecia en contra de los grupos socioeconómicos menos favorecidos indicaría que la renta puede ser una barrera a la hora de acceder a los servicios de atención especializada; algunos autores consideran que los grupos socioeconómicos más altos están en mejores condiciones para *navegar* por el sistema sanitario y para hacer oír su voz para demandar más y más complejos servicios sanitarios (Hirschman, 1970). Evidencia similar se ha encontrado en estudios anteriores. En lo que respecta a las inequidades en utilización, resultados parecidos han obtenido, por ejemplo, Urbanos (2000) o Regidor *et al.* (2006) para España, y Van Ourti (2004), Morris, Sutton y Gravelle (2005), Glazier *et al.* (2009). Vikum, Krokstad y Westin (2012) o Vallejo y Morris (2013) en el ámbito internacional. En particular, Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004) ponen énfasis en que para países con sistemas de salud como el nuestro, estas inequidades que favorecen a los más ricos se derivan de las actuaciones del médico general o del propio especialista (que son quienes deciden la utilización de estos servicios). Más sanidad no necesariamente implica mejor salud pero sí de una mayor utilización de servicios de especialista (sobre todo en un contexto de largas esperas) se deriva una mejor salud, entonces, las diferencias socioeconómicas en utilización pueden traducirse en diferencias socioeconómicas en resultados, tal y como sugieren Van Doorslaer, Masseur y Koolman (2006).

Con respecto a la inequidad en los tiempos de espera, otros estudios comparados internacionales han llegado a conclusiones similares (Siciliani *et al.* 2009). En España, Abásulo, Negrín y Pinilla (2014) también obtienen evidencia de que los individuos con mayor nivel socioeconómico esperan significativamente menos, sin descartar un mayor poder para negociar esperas más cortas o una tasa de reclamaciones más altas como posibles factores explicativos de estas inequidades.

Con los ingresos hospitalarios sucede algo parecido a los servicios de especialista. En relación a la renta, se produce inequidad en el acceso que perjudica a los individuos con menor renta, es decir, a mayor renta hay una mayor probabilidad de ingreso hospitalario, resultados similares a los obtenidos en el estudio de Morris, Sutton y Gravelle (2005); además, también se aprecia que los niveles de renta altos tienen menores tiempos de espera en el ingreso hospitalario, resultado similar al de otros trabajos anteriores como Pell *et al.* (2000), Fitzpatrick, Norquist y Reeves (2004) o Hacker y Stanistreet (2004). Respecto al nivel de estudios, los resultados van en la dirección contraria: a menor nivel de estudios hay una mayor probabilidad de ingreso hospitalario, en línea con los resultados obtenidos por Van Ourti (2004), Regidor *et al.* (2006), Van Doorslaer *et al.* (2006), o Regidor *et al.* (2008); además, aquéllos individuos con estudios primarios o secundarios también esperan menos que los que tienen estudios universitarios. Sin embargo, también debe decirse que este último grupo de referencia está formado –para el caso de los servicios hospitalarios– únicamente por 36 personas lo que limita la interpretación de la variable referida al nivel de estudios.

Aunque el objetivo principal de esta investigación no era el análisis de la equidad en el acceso por comunidades autónomas, la relevancia de la dimensión territorial en el sistema nacional de salud español hace que merezca un comentario adicional. El efecto aleatorio que analiza la variabilidad debida a la CC.AA. muestra diferencias significativas tanto en utilización como en tiempos de espera, lo que indica que también existen inequidades territoriales en el acceso a los tres servicios sanitarios analizados. Concretamente, en el caso de los servicios de medicina general, mientras el tiempo de espera en Canarias es mayor que la media nacional, lo contrario sucede en Castilla-León y Aragón, con tiempos inferiores a la media; respecto a la probabilidad de uso, sólo Navarra presenta una propensión mayor que la media. Con respecto a los servicios de especialista, Canarias, Galicia, Cantabria y Murcia tienen una menor probabilidad de uso (Madrid es la única con una propensión mayor a la media) y justo las tres primeras CC.AA. tienen además los tiempos de espera superiores a la media; es decir que existe inequidad en el acceso al médico especialista que perjudica claramente a los residentes en Canarias, Galicia y Cantabria. Por último, respecto a los ingresos hospitalarios, se aprecia inequidad en el acceso que perjudica a los residentes en Andalucía, que tienen una menor probabilidad de ingreso y además deben esperar más que la media del conjunto nacional. Estas diferencias entre CC.AA. podrían tener que ver con la existencia de desigualdades en salud entre la población de las distintas CC.AA. (López-Casasnovas, Costa y Planas, 2005; Van Doorslaer y Koolman, 2004) o también con el hecho de que la oferta de servicios sanitarios sea distinta entre CC.AA. por factores como el desigual proceso de traspaso competencias sanitarias a las CC.AA., la distinta provisión de programas sanitarios a nivel regional, o la desigual distribución de recursos entre CC.AA. (González, Urbanos y Ortega, 2004). Destacar también que otras investigaciones que han abordado la equidad territorial en la utilización de servicios sanitarios (Montero y Jiménez, 2008; Abásolo, Pinilla y Negrín, 2008) también encontraron diferencias territoriales significativas para los tres tipos de servicios sanitarios.

Por último, los resultados por género muestran, para los servicios de atención primaria que las mujeres, aunque esperan más que los hombres, tienen una mayor probabilidad de utilizar los servicios de atención primaria; estos resultados están en línea con los obtenidos por Urbanos (2011) explicándolos por las mayores reticencias a acudir al médico que podrían tener los hombres, por la fortaleza del rol masculino. Respecto a los servicios hospitalarios, los resultados sugieren que las mujeres tienen un peor acceso a estos servicios (menor probabilidad de utilización y mayores tiempos de espera), mostrando inequidad horizontal que les perjudica, resultados también consistentes con los obtenidos por Urbanos (2011). Una conclusión distinta se obtiene para las visitas al médico especialista, donde las mujeres tienen mejor acceso que los hombres (mayor probabilidad de uso y menor tiempo de espera), lo que podría indicar una menor habilidad de los hombres para moverse en el sistema sanitario una vez que tienen una condición que requiere cuidados especializados.

En esta investigación se han empleado métodos de estimación Bayesianos. Muchos autores han discutido las ventajas interpretativas e inferenciales de los métodos Bayesianos frente a los métodos convencionales (Hsiao y Pesaran, 2006; Li *et al.* 2011; Rendon, 2013, entre otros). En particular, Mokatrin (2011) compara con datos simulados en diferentes es-

cenarios la aproximación bayesiana a la corrección del sesgo de selección con la estimación clásica propuesta por Heckman (1976, 1979). Se concluye que la aproximación bayesiana se comporta al menos tan bien como la aproximación clásica, y mejora los resultados en algunos escenarios. En concreto, los resultados mostraban que el estimador de Heckman únicamente obtenía buenos resultados cuando no existe multicolinealidad entre la inversa del ratio de Mills y las variables explicativas. La aproximación bayesiana, en cambio, no mostraba estas limitaciones.

Los términos de perturbación de la ecuación de probabilidad de utilizar el servicio y de la ecuación del tiempo de espera hasta ser atendido resultan estar correlacionados en los tres casos. Concretamente, en los servicios del médico especialista y de hospitalización, una mayor probabilidad de utilización se asocia a un menor tiempo de espera, es decir, que las dos variables representativas del acceso actúan en la misma dirección. No sucede así en el caso de los servicios de medicina general; una posible explicación podría ser que una mayor probabilidad de acudir también esté asociada a una mayor frecuencia en las visitas al médico general, permitiendo a este último influir en el distanciamiento de las visitas de los pacientes más frecuentistas y, por tanto, acaben esperando más. La correlación entre los términos de perturbación de ambas ecuaciones evidencia, por tanto, la existencia de sesgo de selección; es decir, que las muestras que sí utilizan cada uno de los servicios sanitarios analizados tienen características distintas a las que no los utilizan. Por tanto, si se hubiese analizado separadamente ambas medidas de acceso al sistema de salud público se habrían generado estimaciones sesgadas, justificándose, por tanto la metodología empleada en esta investigación.

Las conclusiones obtenidas respecto al efecto del nivel socioeconómico (o de la comunidad autónoma de residencia) sobre el acceso a los servicios sanitarios públicos, dependen, en gran parte, de un ajuste correcto por la necesidad sanitaria de los individuos. En este sentido hay que hacer dos precisiones. En primer lugar, debe realizarse una distinción entre los dos niveles de atención considerados en esta investigación. Con respecto al nivel de atención especializada (visitas al especialista e ingresos hospitalarios), aunque estos cuidados se suministran una vez que un profesional médico los ha indicado (lo cual ya refleja la existencia de una necesidad sanitaria objetiva), no tenemos información del grado de severidad o urgencia con que son derivados a los mismos (lo cual afectaría con toda probabilidad tanto a la utilización como a los tiempos de espera). Menos información aún tenemos sobre el grado de necesidad sanitaria de los individuos que acuden al médico general por primera vez, dado que no son derivados por ningún otro profesional. Con el fin de minimizar estos problemas, hemos incluido en el modelo un amplio conjunto de indicadores de salud, que abarcan, no sólo la autopercepción del estado de salud sino también el padecimiento de distintas enfermedades crónicas, además del índice de masa corporal. En general, todas estas variables están positivamente correlacionadas con la probabilidad de utilización y negativamente con los tiempos de espera, que es el resultado que se esperaría de medidas “auténticas” de la necesidad de cada uno de esos cuidados sanitarios. La única excepción tiene lugar en los servicios de medicina general, donde un peor estado de salud autopercebido o el padecimiento de alguna enfermedad crónica está asociada a mayores tiempos de espera; en la medida en

que la cronicidad esté determinando un perfil de pacientes que visita con mayor frecuencia al médico general, es posible que el mayor tiempo de espera esté en parte influido por el propio médico general si considera adecuado pautar visitas más espaciadas en el tiempo; en todo caso, no debe olvidarse que estamos hablando de tiempos medios en torno a 5 días. Por otra parte, todas estas variables representativas de la necesidad sanitaria son informadas únicamente por el propio entrevistado y podrían desviarse de la auténtica necesidad sanitaria; en la medida en que, por ejemplo, los individuos con mejor acceso a los servicios sanitarios públicos, sean los que se aproximan mejor a su auténtica necesidad sanitaria, ello habría producido un sesgo en nuestras estimaciones.

En segundo lugar, y en relación con la variable de estado de salud autopercebido, si bien la probabilidad de acudir a algún servicio sanitario depende del estado de salud, es posible que éste también se vea afectado después de obtener más información en la visita al médico. Si éste es el caso, tendríamos un problema de endogeneidad causado por la simultaneidad, de manera que nuestros estimadores serían sesgados e inconsistentes. Los resultados de un test bayesiano de endogeneidad (Deb *et al.* 2006) de la variable de estado de salud autopercebido muestran, sin embargo, que no puede rechazarse la hipótesis de exogeneidad de la misma.

## 5. Conclusión

Esta investigación arroja evidencia de que no existe equidad en el acceso a los servicios del sistema sanitario público por niveles socioeconómicos. A esa conclusión se llega cuando se considera simultáneamente las dos vertientes del acceso al sistema sanitario público: utilización y tiempos de espera, metodología que es la adecuada una vez que se evidencia que los que utilizan los distintos servicios sanitarios analizados tienen características distintas a los que no lo utilizan (i.e. existe un problema de sesgo de selección). En concreto, concluimos, en relación con los servicios de medicina especializada y hospitalaria, que los individuos con menor nivel socioeconómico tienen menor acceso, evidenciado no sólo por una menor probabilidad de utilización sino por una mayor espera, diferencias que no explica la necesidad sanitaria y otros factores sociodemográficos. Por su parte, los resultados del acceso no son tan concluyentes respecto a los servicios de medicina general: mientras los individuos con menor nivel socioeconómico, medido tanto a través del nivel de estudios como de la renta, tienen una mayor probabilidad de acudir al médico general, los individuos con menor nivel educativo muestran mayores tiempos de espera.

## Notas

1. Según la escala de equivalencia de la OCDE modificada, los pesos se distribuyen de la siguiente forma: 1 para el primer adulto, 0,5 para el resto de personas mayores de 14 años y 0,3 para cada niño de menos de 14 años.
2. Cuando decimos que favorecen, queremos decir que esos grupos tienen una mayor probabilidad de utilización o un menor tiempo de espera. Es cierto que más sanidad no es necesariamente mejor, por lo que podría darse

casos en los que un mejor acceso no se traduzca en una mejora de salud. Sin embargo, en esta investigación asumimos que de producirse estos casos, se distribuyen aleatoriamente entre grupos socioeconómicos, sin alterar las conclusiones a las que se llega.

## Referencias

- Abásulo, I. (1998), “Equidad horizontal en la distribución del gasto público en sanidad por grupos socioeconómicos en Canarias: un estudio comparado con el conjunto español”, *Hacienda Pública Española*, 147: 3-28.
- Abásulo, I.; Manning, R. y Jones A. (2001), “Equity in the utilisation of and access to public-sector GPs in Spain”, *Applied Economics*, 33: 349-364.
- Abásulo, I.; Pinilla, J. y Negrín, M. (2008) “Equidad en la utilización de servicios sanitarios públicos por Comunidades Autónomas en España: un análisis multinivel”, *Hacienda Pública Española*, 187 (4): 87-106.
- Abásulo, I.; Negrín, M. y Pinilla, J. (2014), “Equity in specialist waiting times by socioeconomic groups: evidence from Spain”, *European Journal of Health Economics*, 15 (3): 323-334.
- Allison, P. (2002), *Missing Data*, SAGE Publications.
- Arnesen, K.; Eriksen, J. and Stavem, K. (2002), “Gender and socioeconomic status as determinants of waiting time for inpatient surgery in a system with implicit queue management”, *Health Policy*, 62 (3): 329-341.
- Birch, S.; Eyles, J. and Newbold, K. B (1993), “Equitable access to health care: methodological extensions to the analysis of physician utilisation in Canada”, *Health Economics*, 2: 87-101.
- Borrell, C.; Fernandez, E.; Schiaffino, A.; Benach, J.; Rajmil, L.; Villalbi, J. R. and Segura, A. (2001), “Social class inequalities in the use of and access to health services in Catalonia. Spain: What is the influence of supplemental private health insurance?”, *International Journal for Quality in Health Care*, 13: 117-125.
- Collins, E. and Klein, K. (1980), “Equity and the NHS: self reported morbidity, access and primary care”, *British Medical Journal*, 281: 1111-1115.
- Cooper, Z.; McGuire, A.; Jones, S.; Le Grand, J. and Titmuss, R. (2009), “Equity, waiting times and the NHS reforms: retrospective study”, *British Medical Journal*, 339: 1-7.
- Coyte, P.; Wright, J.; Hawker, G. A.; Bombardier, C.; Dittus, R. S.; Paul, J. E.; Freund, D. A. and Ho, E. (1994), “Waiting times for knee-replacement surgery in the United States and Ontario”, *The New England Journal of Medicine*, 331 (16): 1068-1071.
- Crespo-Cebada, E. and Urbanos-Garrido, R.M. (2012), “Equity and equality in the use of GP services for elderly people: the Spanish case”, *Health Policy*, 104 (2): 193-199.
- De Vos, K. and Zaidi, M. A. (1997), “Equivalence Scale Sensitivity of Poverty Statistics for the Member States of the European Community?”, *Review of Income and Wealth*, 43 (3): 319-334.
- Deb, P.; Munkin, M. and Trivedi, P. (2006), “Bayesian Analysis of the two-part model with endogeneity: application to health care expenditure”, *Journal of Applied Econometrics*, 21: 1081-1099.

- Ding, P. (2014), "Bayesian robust inference of sample selection using selection-t models", *Journal of Multivariate Analysis*, 124: 451-464.
- Dudik, M.; Schapire, R. and Phillips, S. (2005), "Correcting sample selection bias in maximum entropy density estimation", *Advances in neural information processing systems*, 17: 323-330.
- Fitzpatrick, R.; Norquist, J.; Reeves, B.; Morris, R. W.; Murray, D. W. and Gregg, P. J. (2004), "Equity and need when waiting for total hip replacement surgery", *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 10 (1): 3-9.
- Gelman, A. (2006), "Prior distributions for variance parameters in hierarchical models", *Bayesian Analysis*, 3: 515-533.
- Gelman, A. and Rubin, D. B. (1992), "Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences (with discussion)", *Statistical Science*, 7, 457-511.
- Gerdtham, U. (1997), "Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and swedish micro data", *Health Economics*, 6: 303-319.
- Geweke, J. (1992), "Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to Calculating Posterior Moments", en JM Bernardo, JO Berger, AP Dawid, y AFM Smith (ed.), *Bayesian Statistics 4*. Clarendon Press, Oxford, UK..
- Gilks, W. R.; Richardson, S. and Spiegelhalter, D. J. (1996), "Strategies for improving MCMC", en Markov Chain Monte Carlo in Practice, Chapman & Hall/CRC, London, 89-114.
- Glazier R. H.; Agha M. M.; Moineddin R. and Sibley L.M. (2009), "Universal Health Insurance and Equity in Primary Care and Specialist Office Visits: A Population-Based Study", *Annals of Family Medicine*, 7 (5): 396-405.
- González M. L. y Clavero A. (2008) Análisis de las desigualdades socioeconómicas en la utilización de asistencia sanitaria mediante modelos dinámicos. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 186 (3): 9-42.
- González, B.; Urbanos, R. M. y Ortega, P. (2004), "Oferta pública y privada de servicios sanitarios por comunidades autónomas", *Gaceta Sanitaria*, 18: 82-89.
- Grossman, M. (1972), "A stock approach to the demand for health" en Grossman M. (ed.), *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*, NBER, Columbia University Press, capítulo I: 1-10.
- Hacker, J. and Stanistreet, D. (2004), "Equity in waiting times for two surgical specialties: a case study at a hospital in the North West of England", *Journal of Public Health*, 26 (1): 56-60.
- Heckman, J. (1976), "The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models", *Annals of Economic Social Measurement*, 5 (4): 475-492.
- Heckman, J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47 (1): 153-161.
- Heidelberger, P. and Welch, P. D. (1983), "Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient", *Operations Research*, 31: 1109-1144.
- Hirschman, A. O. (1970), *Exit, voice, and loyalty*. Cambridge, Harvard University Press.
- Hsiao, C. and Pesaran, M. (2006), "Random Coefficient Panel Data Models", en Matyas, L. and Stevens, P. (eds.), *The Econometrics of Panel Data* (3rd edn),. Kluwer Academic Publishers: Dordrecht.

- Kee, F. and Gaffney, B. (1995), "Priority for coronary artery surgery: who gets by-passed when demand outstrips capacity?", *Quarterly Journal of Medicine*, 88 (1): 15-22.
- Kelly, K.; Voaklander, D.; Johnston, W. and Suarez-Amador, M. (2002), "Equity in waiting times for major arthroplasty", *Canadian Journal of Surgery*, 45 (4): 269-276.
- Lee, P. (1997) *Bayesian Statistics: An introduction*, 2nd Ed. John Wiley, New York.
- Le Grand, J. (1982), *The Strategy of Equality: Redistribution and the Social Services*. Allen & Unwin, London, Boston.
- Li, B.; Lingsma, H.; Steyerberg, E. and Lesaffre, E. (2011), "Logistic random effects regression models: a comparison of statistical packages for binary and ordinal outcomes", *BMC Medical Research Methodology*, 11: 77.
- Li, P. and Rahman, M. (2011), "Bayesian Analysis of Multivariate Sample Selection Models Using Gaussian Copulas", en David M. Drukker (ed.) *Missing Data Methods: Cross-sectional Methods and Applications* (Advances in Econometrics, Volume 27), Emerald Group Publishing Limited, 269-288.
- López-Casasnovas, G.; Costa-Font, J. and Planas, I. (2005), "Diversity and regional inequalities in the Spanish 'system of health care services'", *Health Economics*, 14, Supl 1: 221-235.
- Löfvendahl, S.; Eckerlund, I.; Hansagi, H.; Malmqvist, B.; Resch, S. and Hanning, M. (2005), "Waiting for orthopaedic surgery: factors associated with waiting times and patients' opinion", *International Journal for Quality in Health Care*, 17 (2): 133-140.
- Mokattrin, L. *Bayesian Approach for selection bias correction in regression*. American University. Washington, D.C. 2011
- Montero, R. y Jiménez, J. (2008), "Evolución de la equidad interterritorial en el acceso a los servicios sanitarios entre las CC.AA. españolas (1987-2003) y su relación con la evolución del gasto sanitario público", *Cuadernos Económicos del ICE*: 167-190.
- Mooney, G. (1983), "Equity in health care: confronting the confusion", *Effective Health Care*, 1: 179-185.
- Morris, S.; Sutton, M. and Gravelle, H. (2005), "Inequity and inequality in the use of health care in England: an empirical investigation", *Social Science and Medicine*, 60 (6): 1251-66.
- MSPSI (2006), Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad. Encuesta Nacional de Salud. Madrid.
- Nawata, K. (1994), "Estimation of sample selection bias models by the maximum likelihood estimator and Heckman's two-step estimator", *Economic Letters*, 45, 1, 33-40.
- Pell, J.; Pell, A.; Norrie, J.; Ford, I. y Cobbe, S. (2000), "Effect of socioeconomic deprivation on waiting time for cardiac surgery: retrospective cohort study", *British Medical Journal*, 320: 15-19.
- Puffer, F. (1986), "Access to primary care: a comparison of the US and the UK", *Journal of Social Policy*, 15: 293-313.
- Puhani, P. (2000), "The Heckman correction for sample selection and its critique", *Journal of Economic Surveys*, 14, 1: 53-68.
- Raftery, A. E. and Lewis, S. (1992), "How Many Iterations in the Gibbs Sampler?", en J.M. Bernardo, J. Berger, A.P. Dawid and A.F.M. Smith (eds.), *Bayesian Statistics 4*, Oxford: Oxford University Press, 763-773.

- Regidor, E.; De Mateo, S.; Gutiérrez-Fisac, J. L.; Fernández de la Hoz, K. y Rodríguez, C. (1996), “Diferencias socioeconómicas en la utilización y accesibilidad de los servicios sanitarios en España”, *Medicina Clínica* (Barcelona), 107: 285-288.
- Regidor, E.; Martínez, D.; Astasio, P.; Ortega, P.; Calle, M. y Domínguez, V. (2006), “Asociación de los ingresos económicos con la utilización y la accesibilidad de los servicios sanitarios en España al inicio del siglo XXI”, *Gaceta Sanitaria*; 20 (5): 352-59.
- Regidor E.; Martínez D.; Calle M.; Astasio P.; Ortega P. and Domínguez V. (2008), “Socioeconomic patterns in the use of public and private health services and equity in health care”, *BMC Health Services Research*, 8 (183): 1-9.
- Rendon, S. (2013), “Fixed and Random Effects in Classical and Bayesian Regression”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75 (3): 460-476.
- Robert, C. P. and Casella, G. (1999), *Monte Carlo Statistical Methods*. Springer-Verlag, New York.
- Rodríguez, M.; Calonge, S. and Reñé, J. (1993), “Equity in the finance and delivery of health care in Spain”, en Van Doorslaer E. (eds.) *Equity in the finance and delivery of health care: an international perspective*, Oxford University Press. Oxford.
- Shortt, S. and Shaw, R. (2003), “Equity in Canadian health care: does socioeconomic status affect waiting times for elective surgery?”, *Canadian Medical Association Journal*, 168(4): 413-416.
- Siciliani, L. and Verzulli, R. (2009), “Waiting times and socioeconomic status among elderly Europeans: evidence from SHARE”, *Health Economics*, 18: 1295-1306.
- Spiegelhalter, D. A., Best, N. and Lunn, D. (2003), *WinBUGS User Manual*. Version 1.4. Technical report, Medical Research Council Biostatistics Unit, Cambridge.
- Urbanos, R. (2000), “La prestación de los servicios sanitarios públicos en España: cálculo y análisis de la equidad horizontal interpersonal para el período 1987-1995”, *Hacienda Pública Española*, 153: 139-160.
- Urbanos R. (2011), “Determinantes de salud y utilización de servicios sanitarios: un análisis de desigualdad desde la perspectiva de género”, *Presupuesto y Gasto Público*, 64: 117-130.
- Vallejo-Torres, L. and Morris, S. (2013), “Income-related inequity in health care utilisation among individuals with cardiovascular disease in England – accounting for vertical inequity”, *Health Economics*, 22 (5): 533-553.
- Van Doorslaer, E.; Koolman, X. and Jones, A. M. (2004), “Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe”, *Health Economics*, 13: 629-647.
- Van Doorslaer E.; Masseria C. and Koolman X. (2006), “Inequalities in access to medical care by income in developed countries”, *Canadian Medical Association Journal*, 174 (2): 177-83.
- Van Hasselt, M. (2011), “Bayesian inference in a sample selection model”, *Journal of Econometrics*, 165: 221-232.
- Van Ourti, T. (2004), “Measuring horizontal inequity in Belgian health care using a Gaussian random effects two part count data model”, *Health Economics*, 13 (7): 705-24.
- Vella, F. (1998), “Estimating models with Sample Selection Bias: a survey”, *The Journal of Human Resources*, 33 (1): 127-169.

Vikum, E.; Krokstad, S. and Westin, S. (2012), "Socioeconomic inequalities in health care utilisation in Norway: the population based HUNT3 survey", *International Journal for Equity in Health Care*, 11 (48): 1-9.

## Summary

The aim of this paper is to analyse whether there is equity in the access to public health care services by socioeconomic groups. The probability of utilisation of health care services and the respective waiting times are jointly analysed, correcting for the selection bias that would arise if they were analysed separately, as shown in this research. A Bayesian approach is proposed and individual data on utilisation, waiting times, socioeconomic level, health care need and other socio-demographic variables contained in the Spanish National Health Survey (2006) are used. Our results show evidence of inequity in the access to specialist and hospital health care services (both in utilisation and waiting times) which favours the highest socioeconomic groups. Regarding general practitioner services, although health care utilisation favours relatively more those with lower socioeconomic level, waiting times are detrimental to those with lower education level.

*Keywords:* Equity in access, health care utilisation, waiting times, sample selection, Bayesian models.

*JEL classification:* I1, C01, D39.

Copyright of Hacienda Publica Espanola is the property of Instituto de Estudios Fiscales and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.