

# La demanda de seguro privado de salud y la utilización de asistencia sanitaria en España.

Antonio Clavero Barranquero y M<sup>a</sup> Luz González Álvarez  
Departamento de Economía Aplicada (Estadística y Econometría)  
Universidad de Málaga, 29071 – Málaga, España

## 1. Introducción

El análisis empírico de desigualdades en la utilización de asistencia sanitaria relacionadas con factores socioeconómicos se ha efectuado, tradicionalmente, mediante modelos de regresión e índices de desigualdad e inequidad. Más recientemente, el interés ha estado dirigido a determinar los factores explicativos de dichas desigualdades relacionadas con la renta (Wagstaff, Van Doorslaer y Watanabe, 2003; Schokkaert y Van de Voorde, 2004; Van Doorslaer, Koolman y Jones, 2004; Costa y Gil, 2005; García y López-Nicolás, 2005; González y Clavero, 2006; 2008) y la evolución de tales desigualdades (García y López-Nicolás, 2004; Jones y López-Nicolás, 2004; Hernández-Quevedo *et al.*, 2005; Cantarero y Pascual, 2006).

Uno de los factores considerados como explicativos de la utilización de servicios sanitarios es la disponibilidad de un seguro privado de asistencia sanitaria complementario o suplementario al seguro público proporcionado por el Estado (Pohlmeier y Ulrich, 1995; Vera-Hernández, 1999; Álvarez, 2001; Rodríguez y Stoyanova, 2004; Jones, Koolman y Van Doorslaer, 2005). A pesar de la relevancia de dicha variable, algunos de los trabajos mencionados sobre desigualdades no la han considerado en la estimación de los modelos debido a la falta de información en las bases de datos empleadas. Otros trabajos simplemente se han limitado a definir una variable ficticia que refleje la decisión de contratar un seguro privado por parte de un determinado grupo de población. En estos casos los resultados han mostrado que la disponibilidad de dicho seguro genera inequidad a favor de los grupos con mejor situación económica, sobre todo, en la utilización de visitas a especialistas.

En España, las listas de espera para recibir la atención de especialistas o ser hospitalizados, entre otros motivos, han generado una demanda de seguros privados de asistencia sanitaria suplementaria a la proporcionada por el Sistema Nacional de Salud, que permiten el libre acceso al especialista. Esta doble cobertura sanitaria también está asociada a una mejor situación económica, por lo que el análisis de desigualdades en utilización relacionadas con factores socioeconómicos va a estar influenciado en gran medida por una desigual distribución de renta entre los dos grupos de asegurados. Por esta razón, González y Clavero (2006, 2008) optan por limitar sus estudios a la población que sólo tiene garantizada la asistencia bajo el sistema público, obteniendo menores valores de los

índices de inequidad que los trabajos anteriores. Otro de los motivos de esta exclusión es tratar de reducir la heterogeneidad inobservable que suele afectar a la decisión de utilizar servicios públicos o privados por parte de los que disponen de doble cobertura (Rodríguez y Stoyanova, 2004).

En este trabajo se propone una nueva alternativa metodológica, cuyos objetivos son: 1) confirmar la existencia de desigualdades en la utilización de servicios sanitarios provocadas por la posibilidad de que determinados individuos dispongan de doble cobertura sanitaria. Y 2) cuantificar qué parte de esas diferencias observadas se deben a las características propias de los individuos y qué parte se podría atribuir a una cierta discriminación por el tipo de cobertura de que disponen.

Este planteamiento se basa en la metodología propuesta por Oaxaca - Ransom (1994) para el estudio de la discriminación salarial en el mercado de trabajo, en el que una parte de las diferencias salariales está justificada o basada en el mérito y productividad del individuo, pero otra parte importante de la discriminación se basa en prejuicios por razón de sexo, tanto por pagar mayores salarios a los hombres como por pagar salarios inferiores a las mujeres. El interés de la aplicación de esta metodología al sector sanitario estriba en determinar si individuos con las mismas características efectuarían una sobreutilización o infrautilización del médico general o del especialista, dependiendo únicamente del tipo de cobertura sanitaria que tengan.

El trabajo se estructura en cinco apartados. En primer lugar, se realiza una descripción de la fuente de información y de la muestra seleccionada para efectuar el estudio. El análisis descriptivo mostrará las diferencias en utilización de visitas al médico general y al especialista, tanto de los asegurados públicos como de los que disponen de doble cobertura sanitaria. El tercer epígrafe está dedicado a comentar brevemente la descomposición de Oaxaca-Ransom y a explicitar la adecuación de la misma al análisis de desigualdades en utilización de asistencia sanitaria. A continuación se comentan los resultados obtenidos y las conclusiones más relevantes.

## **2. Análisis descriptivo.**

La fuente de información que ha permitido realizar este estudio ha sido el *European Community Household Panel* (ECHP 1995-2001), diseñado y coordinado por Eurostat y elaborado en España por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Se trata de una base de datos longitudinales que permite poner en relación la información relativa a una misma persona o a su hogar en diferentes momentos de tiempo, si bien también es posible el estudio de un único año. Las encuestas cubren una amplia variedad de cuestiones como salud, utilización de

servicios sanitarios, tipo de cobertura sanitaria, aspectos demográficos, renta, educación y empleo de individuos de 16 o más años.

El planteamiento de un análisis longitudinal capaz de estudiar los cambios, las transiciones y las duraciones en y entre diferentes situaciones sociales y de condiciones de vida de la población, requeriría disponer de información relativa a una misma persona en todos los ciclos. En este caso, la muestra estaría formada por 7500 individuos, una vez eliminadas las observaciones *missing*. La Tabla 1 muestra el número de observaciones y la distribución poblacional de los dos grupos de asegurados<sup>1</sup>.

Tabla 1. Número y porcentaje de asegurados entre los individuos panel (7500).

Años	Seguro Público		Doble Cobertura	
	N	%	N	%
1995	6711	88.76	789	11.24
1996	6826	89.73	674	10.27
1997	6709	87.70	791	12.30
1998	6808	88.88	692	11.12
1999	6804	88.39	696	11.61
2000	6794	87.90	706	12.10
2001	6687	85.44	813	14.56

Fuente: ECHP.

Un número muy reducido de individuos (220) mantiene la doble cobertura durante el período considerado. Además, se han observado muchos cambios en la decisión de contratar o no un seguro privado; de hecho, más de la mitad de los individuos sólo dispone de este seguro adicional durante uno o dos años y éstos ni siquiera son consecutivos.

En un análisis transversal de cualquiera de las olas, la muestra representativa de la población asegurada con doble cobertura oscila entre las 1200-1800 observaciones. En cualquiera de los casos, se trata de un número escaso para estimar modelos de variable dependiente limitada y discreta, apropiados para explicar la probabilidad de utilización del servicio y la frecuencia de las visitas, puesto que la muestra se reduciría al 60 % en el caso del médico general y más de un 50 % en el caso del médico especialista.

Ante el escaso número de observaciones, la solución que se ha adoptado ha sido combinar la información de todas las olas y formar una única muestra, tratando la información referida al mismo individuo como observaciones independientes. De esta forma, la muestra final contiene 52500 observaciones, de las cuales 47339 representan al grupo con seguro público, y 5161 representan al grupo con doble cobertura. Para obtener

<sup>1</sup> Los porcentajes poblacionales se han obtenido teniendo en cuenta el diseño muestral del ECHP, es decir, muestreo bietápico estratificado. En ambas etapas, se ha realizado una corrección de la varianza por tratarse de poblaciones finitas y se han tenido en cuenta las ponderaciones muestrales.

conclusiones del análisis descriptivo y econométrico acerca de la población a partir de esta muestra, es preciso normalizar las ponderaciones del ECHP para ajustar el nuevo tamaño muestral a las cifras de población. De esta forma, se dispone de dos submuestras que representan al 88.12 y 11.88 por ciento de la población, respectivamente.

En este estudio se analiza la utilización de visitas al médico general y al especialista durante los últimos 12 meses, distinguiendo entre los dos grupos de asegurados, ya que se sospecha que dicha utilización es diferente entre uno y otro grupo. Concretamente, se estudia la probabilidad de visita y el número condicionado de visitas, ya que con este planteamiento se tendría en cuenta el doble proceso de decisión que caracteriza la utilización de estos servicios sanitarios en España.

Entre los asegurados bajo el sistema público, el porcentaje de población que acude a una consulta de medicina general es del 70 por ciento, aproximadamente, y alrededor de un 44 por ciento efectúa una visita al especialista (Tabla 2). En cambio, en el grupo de población que dispone de doble cobertura sanitaria, se observa el comportamiento contrario, un menor porcentaje consulta al médico general (63 %) y una mayor proporción visita al médico especialista (54 %).

Tabla 2. Porcentaje de usuarios de visitas médicas y número medio de consultas según tipo de cobertura.

	Cobertura	Porcentaje de Usuarios	Nº Medio de Visitas
Med. General	Doble Cobertura (DC)	62.89	4.056
	Seguro Público (Pub)	69.95	5.885
	Diferencia (DC - Pub)	-7.06 ***	-1.829 ***
Med. Especialista	Doble Cobertura (DC)	53.86	3.768
	Seguro Público (Pub)	43.83	3.672
	Diferencia (DC - Pub)	10.03 ***	0.096

Fuente: ECHP. \*\*\* Significativo 1 por ciento.

Al analizar el número medio de visitas se observa una mayor frecuencia de consultas al médico general por parte de los asegurados bajo el sistema público, siendo dicha diferencia (1.83) significativamente distinta de cero al uno por ciento. Por lo que respecta al número medio de visitas al especialista, éste es mayor para el grupo de población con doble cobertura sanitaria, aunque las diferencias (0.096) no son significativas.

Tales diferencias pueden estar justificadas por la existencia de distintos niveles en una serie de características que son relevantes para determinar el grado de utilidad que reporta la utilización de asistencia sanitaria, tales como estado de salud, edad, sexo, renta, nivel educativo, situación respecto a la actividad o la región de residencia. Ciertamente, éstas no son las únicas variables que podrían incidir en el uso de servicios sanitarios, aunque son las más importantes, al menos entre los factores observables por el investigador.

En la Tabla 3 se ha analizado la distribución de la población asegurada en el sistema público y con doble cobertura sanitaria, según las características mencionadas, así como de los usuarios de las consultas de medicina general y de especialistas. En general, se aprecia una tipología de individuos diferente, sobre todo, por lo que respecta a condicionantes socioeconómicos.

Tabla 3. Características de la población y de los usuarios de médico general y especialista según tipo de cobertura.

	Población Total (N = 52500)		Usuarios Med. General (N = 36730)		Usuarios Med. Especialista (N = 23499)	
	DC %	Pub %	DC %	Pub %	DC %	Pub %
<b>Salud</b>						
Muy Buena	17.89	15.51	13.51	11.75	13.24	10.16
Buena	60.71	48.75	60.33	44.69	57.83	38.66
Aceptable	17.67	24.12	21.32	28.65	22.96	31.44
Mala/Muy Mala	3.73	11.61	4.84	14.91	5.98	19.74
<b>Crónico</b>	15.89	24.47	19.06	29.76	21.40	38.26
<b>Agudo</b>	8.52	10.58	11.26	13.33	12.18	17.14
<b>Edad/Sexo</b>						
Hombres 16-24 años	5.05	4.41	4.40	3.45	4.35	2.49
Hombres 25-34 años	10.33	8.84	8.72	6.81	8.12	5.07
Hombres 35-44 años	10.67	8.90	9.30	7.31	7.49	5.84
Hombres 45-54 años	10.01	7.59	8.75	6.65	7.47	5.60
Hombres 55-64 años	6.02	6.93	6.19	7.37	5.41	7.65
Hombres 65-74 años	4.69	6.53	5.84	7.42	4.39	7.65
Hombres 75 y más	1.49	3.19	1.93	3.86	1.88	4.00
Mujeres 16-24 años	3.70	4.42	3.74	4.26	3.30	3.65
Mujeres 25-34 años	11.63	10.00	12.12	9.36	12.52	10.38
Mujeres 35-44 años	12.27	9.48	11.61	9.09	15.29	10.15
Mujeres 45-54 años	9.77	8.63	10.39	9.09	12.06	10.49
Mujeres 55-64 años	7.62	8.06	8.32	9.33	9.06	10.34
Mujeres 65-74 años	4.72	8.08	5.93	9.91	6.35	10.65
Mujeres 75 y más	2.04	5.02	2.75	6.08	2.30	6.04
<b>Renta</b>						
< 500000 ptas.	3.98	13.48	3.89	13.13	3.29	11.42
5 · 10 <sup>5</sup> - 7.5 · 10 <sup>5</sup> ptas.	7.44	20.55	7.86	20.93	6.38	19.71
7.5 · 10 <sup>5</sup> - 1 · 10 <sup>6</sup> ptas.	8.98	21.42	9.59	21.97	8.26	21.56
1 · 10 <sup>6</sup> - 1.5 · 10 <sup>6</sup> ptas.	21.43	25.18	22.42	25.67	21.73	26.25
1.5 · 10 <sup>6</sup> - 2 · 10 <sup>6</sup> ptas.	18.80	10.80	19.59	10.51	20.54	11.22
Más de 2 · 10 <sup>6</sup> ptas.	39.36	8.57	36.65	7.79	39.80	9.84
<b>Nivel educativo</b>						
Sin estudios/Primarios	3.11	19.65	3.80	22.90	3.28	23.01
EGB/ESO	34.78	52.37	36.94	52.60	34.94	51.49
BUP/FP	27.50	18.60	27.40	16.72	27.21	16.25
Diplomados	10.41	4.56	10.50	3.97	11.86	4.43
Licenciados/Doctor	24.20	4.83	21.37	3.81	22.71	4.83
<b>Actividad</b>						
Ocupados	58.21	39.90	54.49	34.51	52.51	32.33
Estudiantes	7.84	4.58	7.29	4.01	6.85	3.38
Parados	4.40	8.46	4.75	7.57	4.34	6.62
Jubilados	8.54	15.63	10.73	18.33	10.49	19.27
Labores Hogar	17.94	24.58	19.05	27.50	21.92	28.64
Otros inactivos	3.07	6.85	3.69	8.08	3.88	9.76
<b>Región de residencia</b>						
Noroeste	5.22	13.29	5.17	13.38	4.37	12.90
Noreste	9.90	10.19	11.35	10.48	9.81	10.08
Centro	6.63	15.24	6.09	15.37	5.11	13.16
Madrid	31.31	11.55	29.27	11.73	29.44	13.12
Este	35.72	23.98	36.28	23.54	39.88	26.46
Sur	10.03	22.22	10.40	21.75	9.93	20.44
Islas Canarias	1.19	3.53	1.43	3.76	1.45	3.84

Fuente: ECHP.

En cuanto a indicadores de necesidad, alrededor del 78 por ciento de los que disponen de doble cobertura sanitaria declaran un buen o muy buen estado de salud frente al 64 por ciento del otro grupo. Centrándose en la población usuaria, tales diferencias se acentúan aún más, en el caso del médico general es de 18 puntos y en el del especialista de 23 puntos porcentuales. Por lo que respecta a declarar algún tipo de enfermedad crónica o aguda, es lógico que los porcentajes de población aumenten entre los que consultan con el médico, pero resulta curioso que dichos incrementos sean similares para los dos grupos de asegurados usuarios del médico general, mientras que la diferencia entre asegurados usuarios del especialista aumenta más del doble.

La estructura demográfica de la población con doble cobertura sanitaria es más joven, las mayores diferencias se producen entre las mujeres mayores de 65 años. El grupo de población mayoritario entre los asegurados públicos que acuden al médico general o al especialista es el de mujeres de entre 65 y 74 años, en cambio, entre los usuarios del médico general que disponen de doble cobertura son las mujeres de 25 a 34 años y las de 35 a 44 años, entre los usuarios del especialista.

Por lo que se refiere a condicionantes socioeconómicos, más de la mitad de los individuos con doble cobertura perciben rentas superiores a 1500000 ptas., en cambio, dicho umbral de renta sólo lo supera el 20 por ciento de la población con seguro público. La proporción de población con seguro privado adicional que ha completado estudios medios o superiores es superior al 60 por ciento, mientras que el porcentaje no alcanza el 30 por ciento entre los asegurados bajo el sistema público. La diferencia entre los porcentajes de ocupados y estudiantes entre los dos grupos es de un 20 por ciento a favor de la población con doble cobertura.

Finalmente, la distribución poblacional entre las siete áreas geográficas analizadas es muy similar a la del grupo con un seguro exclusivamente público; sin embargo, más de dos tercios de la población que además dispone de seguro privado está concentrada en la región Este y la Comunidad de Madrid.

En resumen, la estructura de distribución de las características socioeconómicas y la región de residencia es similar tanto si se trabaja con toda la población o únicamente con los usuarios de cada servicio asistencial.

Las Tablas 4-5 presentan información sobre el porcentaje de población que acude a una consulta y el número medio de visitas que realiza, presentando las mismas características salvo el tipo de cobertura sanitaria, así como el estadístico de la diferencia de proporciones y de medias.

De forma sistemática, la proporción de asegurados con doble cobertura que acude al médico especialista es significativamente superior a la de los asegurados públicos, sean cuales sean sus características. Las diferencias oscilan entre los 5 y 21 puntos, correspondiendo las cifras más elevadas a las variables de situación con respecto

a la actividad, educación y ciertos grupos de edad-sexo. En cambio, para el médico general, las diferencias en la proporción de usuarios (5 a 12 puntos), a favor de los asegurados públicos, sólo son significativas si tenemos en cuenta las variables representativas del estado de salud, hombres de 45-64 años, mujeres de 35-54 y 65-74 años, personas dedicadas a labores del hogar y residentes en cuatro de las siete regiones consideradas.

Tabla 4. Porcentaje de usuarios del médico general y especialista según características individuales y tipo de cobertura.

	M. GENERAL			M. ESPECIALISTA		
	DC	SP	DC - SP	DC	SP	DC - SP
	$\bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{SP} = -7.06^{***}$			$\bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{SP} = 10.03^{***}$		
<b>Salud</b>						
Muy Buena	47.48	52.99	-5.51 *	39.84	28.69	11.15 ***
Buena	62.50	64.12	-1.62	51.30	34.75	16.55 ***
Aceptable	75.86	83.06	-7.19 ***	69.96	57.11	12.85 ***
Mala/Muy Mala	81.62	89.86	-8.24 **	86.31	74.54	11.77 ***
<b>Crónico</b>	75.42	85.06	-9.65 ***	72.50	68.53	3.97
<b>Agudo</b>	83.09	88.14	-5.05 **	76.98	70.99	5.99 **
<b>Edad/Sexo</b>						
Hombres 16-24 años	54.74	56.05	-1.31	46.42	25.37	21.04 ***
Hombres 25-34 años	53.10	53.87	-0.77	42.31	25.11	17.20 ***
Hombres 35-44 años	54.84	57.45	-2.61	37.82	28.73	9.09 ***
Hombres 45-54 años	54.98	61.26	-6.28 **	40.20	32.33	7.87 **
Hombres 55-64 años	64.65	74.30	-9.65 **	48.35	48.37	-0.02
Hombres 65-74 años	78.26	79.48	-1.22	50.41	51.37	-0.96
Hombres 75 y más	81.43	84.76	-3.34	67.90	55.02	12.88 **
Mujeres 16-24 años	63.69	67.46	-3.77	48.06	36.16	11.90 ***
Mujeres 25-34 años	65.54	65.45	0.09	57.99	45.47	12.52 *
Mujeres 35-44 años	59.51	67.08	-7.57 *	67.15	46.90	20.25 ***
Mujeres 45-54 años	66.93	73.71	-6.78 **	66.52	53.26	13.26 ***
Mujeres 55-64 años	68.67	80.91	-12.24	64.01	56.20	7.81
Mujeres 65-74 años	79.09	85.81	-6.72 **	72.50	57.76	14.74 ***
Mujeres 75 y más	84.93	84.72	0.21	60.86	52.73	8.13
<b>Renta</b>						
< 500.000 ptas.	61.43	68.15	-6.72	44.54	37.13	7.41 *
5 · 10 <sup>5</sup> - 7.5 · 10 <sup>5</sup> ptas.	66.43	71.25	-4.82	46.16	42.02	4.14
7.5 · 10 <sup>5</sup> - 1 · 10 <sup>6</sup> ptas.	67.11	71.75	-4.64	49.51	44.11	5.40 *
1 · 10 <sup>6</sup> - 1.5 · 10 <sup>6</sup> ptas.	65.81	71.33	-5.52 **	54.61	45.69	8.92 ***
1.5 · 10 <sup>6</sup> - 2 · 10 <sup>6</sup> ptas.	65.55	68.06	-2.51	58.85	45.55	13.30 ***
Más de 2 · 10 <sup>6</sup> ptas.	58.55	63.53	-4.97 *	54.45	50.30	4.15
<b>Nivel educativo</b>						
Sin estudios/Primarios	76.74	81.51	-4.77	56.65	51.32	5.33
EGB/ESO	66.79	70.27	-3.48	54.09	43.09	11.01 ***
BUP/FP	62.65	62.88	-0.23	53.29	38.28	15.01 ***
Diplomados	63.44	60.89	2.55	61.39	42.61	18.78 ***
Licenciados/Doctor	55.54	55.24	0.30	50.56	43.82	6.74
<b>Actividad</b>						
Ocupados	58.87	60.50	-1.63	48.58	35.51	13.07 ***
Parados	67.95	62.55	5.40	53.09	34.27	18.82 ***
Estudiantes	58.48	61.28	-2.80	47.10	32.35	14.75 ***
Jubilados	78.97	82.07	-3.10	66.11	54.03	12.08 ***
Labores Hogar	66.80	78.27	-11.47 **	65.82	51.07	14.75 ***
Otros inactivos	75.63	82.47	-6.84	68.19	62.46	5.73
<b>Región de residencia</b>						
Noroeste	62.37	70.41	-8.04 **	45.09	42.54	2.55
Noreste	72.11	71.94	0.17	53.39	43.36	10.03 **
Madrid	58.79	71.06	-12.27 ***	50.63	49.80	0.83
Centro	57.80	70.53	-12.73 ***	41.51	37.84	3.67
Este	63.87	68.67	-4.80 **	60.12	48.35	11.77 ***
Sur	65.25	68.46	-3.21	53.36	40.32	13.04 ***
Islas Canarias	75.72	74.48	1.24	66.00	47.67	18.33 ***

Fuente: ECHP. \*\*\* Significativo 1 por ciento, \*\* Significativo 5 por ciento, \* Significativo 10 por ciento.

En cuanto al número medio de visitas, las conclusiones indican que las diferencias en el número de consultas al

médico general entre los dos grupos de asegurados son significativamente distintas de cero para la práctica totalidad de los factores considerados, concretamente, los asegurados públicos efectúan un mayor número de consultas al médico general que los de doble cobertura. Por el contrario, las diferencias a favor de este último grupo en el número de visitas al especialista únicamente resultan significativas para nueve categorías: salud percibida (4), mujeres de 55-64 años, renta (1.5-2·10<sup>6</sup>), personas sin estudios o primarios, BUP/FP y ocupados.

Tabla 5. Número medio de visitas al médico general y especialista según tipo de cobertura y características individuales.

	M. GENERAL			M. ESPECIALISTA		
	DC	SP	DC - SP	DC	SP	DC - SP
	$\bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{SP} = -1.829^{***}$			$\bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{SP} = 0.096$		
<b>Salud</b>						
Muy Buena	2.583	2.770	-0.187	2.807	2.414	0.393 *
Buena	3.156	3.656	-0.500 ***	2.998	2.735	0.263 **
Aceptable	6.059	7.383	-1.324 **	5.056	3.809	1.247 ***
Mala/Muy Mala	10.568	12.140	-1.572	8.405	5.936	2.469 ***
<b>Crónico</b>	7.028	9.831	-2.803 ***	5.497	4.971	0.526
<b>Agudo</b>	6.968	10.534	-3.566 ***	6.320	5.813	0.508
<b>Edad/Sexo</b>						
Hombres 16-24 años	2.468	2.789	-0.321	3.363	2.866	0.497
Hombres 25-34 años	2.444	3.086	-0.642 **	3.346	2.915	0.432
Hombres 35-44 años	3.325	3.341	-0.016	3.063	3.105	-0.042
Hombres 45-54 años	2.911	4.111	-1.200 ***	3.516	3.289	0.227
Hombres 55-64 años	3.957	6.509	-2.552 ***	3.446	3.955	-0.510
Hombres 65-74 años	4.777	7.997	-3.220 ***	4.774	3.762	1.011
Hombres 75 y más	8.116	8.252	-0.137	5.918	4.099	1.819
Mujeres 16-24 años	2.880	3.561	-0.681 *	2.818	3.124	-0.306
Mujeres 25-34 años	3.106	4.038	-0.932 ***	3.901	3.688	0.214
Mujeres 35-44 años	4.127	4.418	-0.291	3.678	3.208	0.470
Mujeres 45-54 años	4.469	6.107	-1.638 ***	4.651	3.769	0.882
Mujeres 55-64 años	5.612	8.314	-2.702 ***	3.314	4.064	-0.750 **
Mujeres 65-74 años	7.044	8.814	-1.770 ***	4.081	4.131	-0.050
Mujeres 75 y más	6.450	8.773	-2.323 ***	3.759	4.222	-0.463
<b>Renta</b>						
< 500.000 ptas.	4.918	6.036	-1.118 **	3.682	3.651	0.031
5·10 <sup>5</sup> - 7.5·10 <sup>5</sup> ptas.	4.994	6.574	-1.580 ***	3.969	3.708	0.261
7.5·10 <sup>5</sup> - 1·10 <sup>6</sup> ptas.	4.664	6.289	-1.625 ***	4.375	3.887	0.488
1·10 <sup>6</sup> - 1.5·10 <sup>6</sup> ptas.	4.477	5.760	-1.283 ***	4.087	3.675	0.412
1.5·10 <sup>6</sup> - 2·10 <sup>6</sup> ptas.	4.340	5.033	-0.693	3.815	3.389	0.426 *
Más de 2·10 <sup>6</sup> ptas.	3.195	4.193	-0.997 ***	3.419	3.470	-0.051
<b>Nivel educativo</b>						
Sin estudios/Primarios	9.222	8.866	0.356	6.208	4.222	1.986 *
EGB/ESO	5.020	5.705	-0.685 **	3.914	3.641	0.273
BUP/FP	3.573	3.498	0.075	3.823	3.243	0.580 **
Diplomados	3.105	3.714	-0.609 **	3.218	3.403	-0.185
Licenciados/Doctor	2.558	3.184	-0.626 **	3.414	3.069	0.345
<b>Actividad</b>						
Ocupados	3.101	3.735	-0.634 ***	3.459	3.075	0.384 **
Parados	3.709	4.238	-0.529	3.439	3.365	0.075
Estudiantes	2.187	2.871	-0.684 **	3.272	2.852	0.420
Jubilados	6.559	8.181	-1.622 ***	4.479	3.949	0.530
Labores Hogar	5.448	6.720	-1.272 ***	4.180	3.780	0.400
Otros inactivos	7.836	10.046	-2.211	4.957	5.279	-0.323
<b>Región de residencia</b>						
Noroeste	5.606	6.837	-1.231 **	3.694	3.673	0.021
Noreste	3.896	4.940	-1.044 ***	3.185	3.455	-0.269
Madrid	3.819	5.488	-1.669 ***	3.949	3.621	0.328
Centro	4.377	6.208	-1.831 ***	3.152	3.439	-0.287
Este	3.858	5.610	-1.752 ***	3.948	4.081	-0.133
Sur	4.418	5.999	-1.581 ***	3.406	3.452	-0.046
Islas Canarias	5.614	6.105	-0.491	3.973	3.561	0.412

Fuente: ECHP. \*\*\* Significativo 1 por ciento, \*\* Significativo 5 por ciento, \* Significativo 10 por ciento.



En el caso de medicina general, las mayores diferencias entre grupos se producen entre los que declaran padecer alguna enfermedad crónica o que limite su actividad en los últimos 15 días, hombres 55-74 años y mujeres mayores de 55 años. Por lo que respecta al especialista, las divergencias más destacables corresponden a un estado de salud malo o muy malo e individuos con estudios primarios o sin estudios.

Este simple análisis descriptivo confirma que existen diferencias en la utilización de los servicios analizados entre los dos grupos de asegurados, y diversidad en la tipología de individuos pertenecientes a uno o a otro grupo. Las divergencias apuntadas deben ser estudiadas en mayor profundidad mediante la descomposición de la desigualdad en sus causas, con objeto de contrastar en qué medida las diferencias en utilización sólo reflejan distintos niveles en las características más relevantes de la población o si, por el contrario, existen diferencias que aquéllas no son capaces de explicar y que se podrían atribuir a la desigualdad en utilización debida al tipo de cobertura sanitaria.

### **3. Método de descomposición**

El procedimiento de descomposición que se propone está basado en el inicialmente propuesto por Oaxaca-Blinder (1973) para el estudio de la discriminación salarial en el mercado de trabajo, donde una parte de las diferencias salariales está justificada o basada en el mérito y productividad del individuo, pero otra parte importante de la discriminación se basa en prejuicios por razón de sexo o raza.

Estableciendo un paralelismo, las diferencias en utilización de servicios sanitarios entre asegurados públicos y con doble cobertura se pueden descomponer en una parte atribuible al hecho de que los individuos poseen distintas características, y otra atribuible a que los efectos marginales de dichas características sobre la utilización son diferentes. Por ejemplo, los asegurados públicos pueden tener menos conocimientos sobre cómo maximizar la utilidad de efectuar un número determinado de consultas en función de su capacidad adquisitiva, lo que trae como consecuencia que el coeficiente de esa variable en el modelo de regresión será menor entre los asegurados públicos.

Este método de descomposición se ha aplicado principalmente en el contexto de los modelos de regresión lineales. Sin embargo, la relación entre la variable dependiente mencionada y los factores explicativos descritos en la sección anterior no es lineal, lo que requiere la estimación de modelos no lineales. Un método de descomposición para modelos con variables dependientes binarias ha sido desarrollado por Fairlie (1999, 2003);

García-Crespo (2001) propone otro método para modelos *count data*. Recientemente, Bauer y Sinning (2005, 2006) han generalizado el método de descomposición de Blinder-Oaxaca a otros modelos no lineales.

La aplicación de esta metodología requiere, en primer lugar, de la especificación de un modelo econométrico adecuado para explicar la utilización de asistencia sanitaria en España. Con objeto de comprobar si existen diferencias en utilización entre los dos grupos de asegurados y la idoneidad de analizar ambos colectivos por separado, se han especificado tres tipos de modelos: uno referido a toda la población y los otros dos referidos a cada grupo:

$$Y = X\mathbf{b} + u; \quad [1]$$

$$Y_{Pub} = X_{Pub}\mathbf{b}_{Pub} + u_{Pub}; \quad [2]$$

$$Y_{DC} = X_{DC}\mathbf{b}_{DC} + u_{DC}. \quad [3]$$

En segundo lugar, habría que establecer un grupo de referencia para calcular las correspondientes diferencias de utilización media. Dicha elección no plantea problemas en el análisis de la discriminación salarial en la que los hombres suelen ser el grupo de referencia, atendiendo a tres criterios: ser el grupo mayoritario, percibir un mayor salario medio o presentar valores más favorables de las variables explicativas. En cambio, en este contexto el grupo de referencia podría ser uno u otro, dependiendo del criterio que se adopte o del servicio analizado. En este trabajo se ha optado por el último de los criterios mencionados, considerando como grupo favorecido al que dispone de doble cobertura sanitaria, dadas las conclusiones obtenidas del análisis descriptivo efectuado anteriormente.

Por tanto, las diferencias de utilización media entre los dos grupos, admitiendo que el modelo es lineal y la esperanza de los términos de perturbación sea nula, vendrían dadas por la expresión:

$$\Delta_{DC}^L = \bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} = \bar{X}_{DC}\mathbf{b}_{DC} - \bar{X}_{Pub}\mathbf{b}_{Pub}. \quad [4]$$

Una parte de esas diferencias se explicarán por las características inherentes al tipo de individuo de cada grupo, identificadas por los valores medios de las variables determinantes de la utilización, y otra parte vendrá determinada por las diferencias entre un grupo y otro en los efectos de cada uno de esos factores sobre la utilización. Sin embargo, la ecuación [4] no es apropiada para un modelo no lineal, ya que las esperanzas condicionadas  $E(Y|X)$  podrían diferir de  $\bar{X}\hat{\mathbf{b}}$ . En este caso la descomposición de la diferencia de medias se plantea como :

$$\Delta_{DC}^{NL} = \bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} = E_{\mathbf{b}_{DC}}(Y_{DC} | X_{DC}) - E_{\mathbf{b}_{Pub}}(Y_{Pub} | X_{Pub}). \quad [5]$$

En el ámbito sanitario, se puede asumir que la desigualdad en utilización motivada por el tipo de cobertura sanitaria puede deberse a la sobreutilización de alguno de los servicios por parte de alguno de los grupos y/o a la infrautilización de ese mismo servicio por parte del otro grupo. Por tanto, para descomponer las diferencias en utilización media es necesario comparar los niveles observados con aquellos que se consideren no discriminatorios para cada grupo, lo que en este caso podría denominarse una utilización apropiada,  $E_{\mathbf{b}^*}(Y_{DC} | X_{DC})$  and  $E_{\mathbf{b}^*}(Y_{Pub} | X_{Pub})$  siendo  $\mathbf{b}^*$  el vector de coeficientes que define la estructura de la utilización considerada más apropiada o no-discriminatoria. Si dichas expresiones son sumadas y restadas a la expresión [5] y operando, resulta que la diferencia en utilización se puede descomponer en tres sumandos:

$$\begin{aligned} \Delta^{NL} = \bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} &= [E_{\mathbf{b}^*}(Y_{DC} | X_{DC}) - E_{\mathbf{b}^*}(Y_{Pub} | X_{Pub})] + \\ &+ [E_{\mathbf{b}_{DC}}(Y_{DC} | X_{DC}) - E_{\mathbf{b}^*}(Y_{DC} | X_{DC})] + \\ &+ [E_{\mathbf{b}^*}(Y_{Pub} | X_{Pub}) - E_{\mathbf{b}_{Pub}}(Y_{Pub} | X_{Pub})]. \end{aligned} \quad [6]$$

El primero recoge las diferencias en utilización que pueden ser explicadas por diferencias en las características individuales, y los otros dos sumandos las debidas a los distintos efectos que estas características tienen sobre la utilización, según se tenga cobertura pública o doble cobertura. Dependiendo del signo de las diferencias de coeficientes, se podrá concluir si un tipo de consulta médica está siendo sobreutilizada o infrautilizada, de tal forma que se puede admitir que no existirá desigualdad en la utilización motivada por el tipo cobertura, si las diferencias en el número medio de visitas sólo reflejan diferencias en las características propias de cada individuo. Una última cuestión, pero quizás la más relevante para la aplicación de esta metodología, es tratar de establecer esa estructura no discriminatoria o utilización apropiada, puesto que es inobservable. A continuación se comenta la opción propuesta por Oaxaca y Ransom (1994), que incluye como casos particulares otras hipótesis acerca de la estructura no discriminatoria. Según tales autores, una representación general de dicha estructura vendría dada por:

$$\mathbf{b}^* = \Omega \mathbf{b}_{DC} + (I - \Omega) \mathbf{b}_{Pub}. \quad [7]$$

Donde  $\Omega$  es una matriz de ponderaciones. Dados  $\beta_{DC}$  y  $\beta_{Pub}$ , cualquier supuesto sobre cuál es  $\mathbf{b}^*$  se reduce a un supuesto sobre  $\Omega$ .

En el caso de que se trate de la matriz identidad, se estaría tomando como referencia la utilización de los que disponen de doble cobertura; en el caso de una matriz de ceros, la referencia sería la utilización de los asegurados públicos. Ambos casos se corresponden con las propuestas de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), de forma que la estructura no discriminatoria puede ser tanto la de un grupo como la de otro, es decir, se podría asumir que en

ausencia de desigualdad, el número de consultas idóneo sería el efectuado por uno u otro colectivo, lo que se formaliza mediante las expresiones:

$$\mathbf{b}^* = \mathbf{b}_{DC}; \quad \bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} = [E_{\mathbf{b}_{DC}}(Y_{DC} | X_{DC}) - E_{\mathbf{b}_{DC}}(Y_{Pub} | X_{Pub})] + [E_{\mathbf{b}_{DC}}(Y_{Pub} | X_{Pub}) - E_{\mathbf{b}_{Pub}}(Y_{Pub} | X_{Pub})]; \quad [8]$$

$$\mathbf{b}^* = \mathbf{b}_{Pub}; \quad \bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} = [E_{\mathbf{b}_{Pub}}(Y_{DC} | X_{DC}) - E_{\mathbf{b}_{Pub}}(Y_{Pub} | X_{Pub})] + [E_{\mathbf{b}_{DC}}(Y_{DC} | X_{DC}) - E_{\mathbf{b}_{Pub}}(Y_{DC} | X_{DC})]; \quad [9]$$

En la primera (segunda) ecuación se establece que la utilización de los individuos con doble cobertura (asegurados públicos) es la que no genera desigualdad y que, por tanto, son los asegurados públicos (doble cobertura) los que padecen una desventaja. El primer sumando indica las diferencias en utilización que se observan en ausencia de desigualdad, es decir, si las características de ambos grupos de asegurados influyeran sobre la utilización según los coeficientes estimados para el grupo con doble cobertura (asegurados públicos). El segundo sumando indicaría la ventaja o desventaja a la que se enfrentan los asegurados públicos (doble cobertura) en relación con los individuos con doble cobertura (asegurados públicos) por las diferentes utilidades marginales de ambos grupos.

Tal y como señala Oaxaca, ambas hipótesis representan casos extremos y determinan un posible rango en el que se podría mover la medida de la desigualdad. A este respecto, algunos autores proponen que la utilización apropiada se corresponda con una situación intermedia. Reimers (1983) o Cotton (1988) plantean que la estructura no discriminatoria puede obtenerse como una media ponderada de los coeficientes correspondientes a cada uno de los grupos. La primera propone ponderar los coeficientes al 50 por ciento ( $\Omega=0.5 \cdot I$ ) y el segundo por la proporción muestral del grupo de referencia  $\left( \Omega = \frac{n_{DC}}{N} \cdot I = 0.1188 \cdot I \right)$ , asumiendo que la estructura no discriminatoria sería la que más se asemeja a la utilización de dicho grupo. En cualquier caso, se trata de combinaciones convexas de la utilización de asegurados públicos y de doble cobertura, de modo que los coeficientes resultantes, así como la medida de desigualdad, estarían dentro del rango que conforman los dos casos extremos.

Oaxaca y Ransom (1994) apuestan por el empleo de una matriz que no necesariamente sea una combinación convexa de la de ambos grupos, sino que se justifique en la propia teoría sobre la discriminación. En este sentido, Neumark (1988) considera que la utilización apropiada podría aproximarse mediante los coeficientes obtenidos de la estimación del modelo para toda la población.

$$\begin{aligned}
\mathbf{b}^* = \mathbf{b}; \quad \Delta^{NL} = \bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} &= [E_{\mathbf{b}}(Y_{DC} | X_{DC}) - E_{\mathbf{b}}(Y_{Pub} | X_{Pub})] + \\
&+ [E_{\mathbf{b}_{DC}}(Y_{DC} | X_{DC}) - E_{\mathbf{b}}(Y_{DC} | X_{DC})] + \\
&+ [E_{\mathbf{b}}(Y_{Pub} | X_{Pub}) - E_{\mathbf{b}_{Pub}}(Y_{Pub} | X_{Pub})].
\end{aligned} \tag{10}$$

De acuerdo con este enfoque, la existencia de discriminación se traduce tanto en una ventaja para un grupo, como en una desventaja para el otro, respecto de la utilización que se produciría si se eliminase la desigualdad.

#### 4. Resultados Empíricos.

Tal como se avanzó en el análisis descriptivo, la utilización de asistencia sanitaria responde a un doble proceso de decisión, por un lado, el primer contacto con el sistema sanitario y, por otro, la frecuencia de tales visitas. Por ello, el modelo seleccionado para explicar la probabilidad de utilización ha sido un modelo logit y para el número de visitas al médico general y al especialista un modelo no lineal *count data* binomial negativo truncado en cero.

Los factores explicativos que se han considerado son los tradicionalmente aceptados y a los que se ha hecho alusión en el análisis descriptivo. En las Tablas 6-7 se exponen los resultados de las seis estimaciones efectuadas de la utilización del médico general para los dos grupos de asegurados y para toda la población, incluyendo en esta última una variable ficticia representativa del tipo de seguro (categoría de referencia: doble cobertura). De esta forma, se puede concluir que a igualdad en el resto de las características contempladas, los asegurados públicos en España tienen una mayor probabilidad de utilización del médico general; en cambio, el tipo de cobertura no afecta al número condicionado de visitas.

Con la regresión efectuada para cada grupo, se pone de manifiesto que la utilidad marginal de cada una de las características puede ser distinta entre asegurados públicos y con doble cobertura. Las variables sobre estado de salud y tipo de enfermedad son significativas para explicar tanto la probabilidad de uso como la frecuencia de visitas, aunque las diferencias de aquellos que valoran su salud como aceptable, mala/muy mala o declaran alguna enfermedad crónica con respecto a la categoría de referencia, son superiores entre los asegurados públicos, mientras que las diferencias son mayores entre los asegurados con doble cobertura cuando manifiestan haber padecido algún tipo de enfermedad en los últimos 15 días.

La estructura demográfica de la población con doble cobertura no parece tener ninguna relevancia sobre la utilización del médico general, en cambio, la probabilidad de utilización de este servicio y el número de consultas por parte de los hombres mayores de 55 años y de las mujeres mayores de 16 años, es mayor y significativa en el caso de los asegurados únicamente bajo el sistema público.

Tabla 6. Estimación de la Probabilidad de Visitas al Médico General según tipo de cobertura.

	TOTAL		DOBLE COBERTURA		PUBLICO	
	$\hat{b}$	z	$\hat{b}_{DC}$	z	$\hat{b}_{Pub}$	z
<b>Seguro Público</b>	0.1021	2.15 **				
<b>Salud</b>						
Buena	0.4035	11.72 ***	0.6216	5.43 ***	0.3683	10.47 ***
Aceptable	1.0527	21.72 ***	1.0106	5.74 ***	1.0561	21.63 ***
Mala/Muy Mala	1.2309	16.46 ***	0.8532	3.16 ***	1.2540	16.29 ***
<b>Crónico</b>	0.2905	6.73 ***	0.2539	1.60	0.2917	6.84 ***
<b>Agudo</b>	0.6533	10.56 ***	0.9537	4.40 ***	0.6064	9.88 ***
<b>Edad/Sexo</b>						
Hombres 25-34 años	-0.1264	-1.70 *	-0.1640	-0.56	-0.1190	-1.60
Hombres 35-44 años	-0.0537	-0.74	-0.1730	-0.63	-0.0354	-0.48
Hombres 45-54 años	-0.0297	-0.40	-0.1772	-0.64	-0.0108	-0.14
Hombres 55-64 años	0.2804	3.36 ***	0.1894	0.62	0.2826	3.30 ***
Hombres 65-74 años	0.4449	3.81 ***	0.9391	2.18 **	0.3556	3.16 ***
Hombres 75 y más	0.6414	5.00 ***	0.8543	1.83 *	0.5978	4.58 ***
Mujeres 16-24 años	0.4785	6.14 ***	0.3029	1.07	0.4962	6.27 ***
Mujeres 25-34 años	0.3379	4.52 ***	0.4918	1.72 *	0.3097	4.08 ***
Mujeres 35-44 años	0.2154	2.90 ***	0.0832	0.30	0.2366	3.11 ***
Mujeres 45-54 años	0.3372	4.30 ***	0.2929	1.03	0.3334	4.11 ***
Mujeres 55-64 años	0.4284	4.67 ***	0.3909	1.16	0.4353	4.79 ***
Mujeres 65-74 años	0.6528	6.90 ***	0.8305	2.43 **	0.6156	6.33 ***
Mujeres 75 y más	0.5673	5.44 ***	1.1573	3.02 ***	0.4984	4.66 ***
<b>Renta</b>	0.0123	0.59	-0.0761	-1.15	0.0290	1.33
<b>Nivel educativo</b>						
Sin estudios/Primarios	0.3215	4.32 ***	0.1920	0.76	0.3430	4.30 ***
EGB/ESO	0.2834	4.49 ***	0.2824	2.06 **	0.3065	4.51 ***
BUP/FP	0.3273	5.12 ***	0.3099	2.35 **	0.3484	5.01 ***
Diplomados	0.1759	2.32 **	0.2948	1.95 *	0.1518	1.79 *
<b>Actividad</b>						
Parados	0.0191	0.41	0.2011	1.08	0.0225	0.46
Estudiantes	0.0402	0.53	-0.0189	-0.07	0.0496	0.67
Jubilados	0.2079	2.69 ***	-0.1687	-0.66	0.2744	3.58 ***
Labores Hogar	0.2385	5.48 ***	-0.1855	-1.37	0.3049	6.80 ***
Otros inactivos	0.1527	2.07 **	-0.0431	-0.17	0.1790	2.32 **
<b>Región de residencia</b>						
Noroeste	-0.2376	-4.25 ***	0.0488	0.27	-0.3193	-5.41 ***
Noreste	0.0953	1.74 *	0.5898	4.04 ***	-0.0284	-0.49
Centro	-0.1295	-2.43 **	-0.1236	-0.77	-0.1935	-3.45 ***
Este	-0.1334	-2.60 ***	0.0909	0.78	-0.2205	-4.04 ***
Sur	-0.0956	-1.84 *	0.2219	1.49	-0.1802	-3.27 ***
Islas Canarias	0.0210	0.32	0.5789	2.56 **	-0.0699	-1.01
Constante	-0.5974	-1.86 *	0.4602	0.47	-0.6652	-2.00 **

\*\*\* Significativo 1 por ciento, \*\* Significativo 5 por ciento, \* Significativo 10 por ciento.

Categoría de referencia: Hombre de 16 a 24 años, que declara muy buen estado de salud, no padecer ninguna enfermedad crónica ni en los últimos 15 días, con estudios universitarios, ocupado, residente en la Comunidad de Madrid.

Por lo que respecta a las características socioeconómicas, la renta no afecta a la probabilidad de visitar al médico general, si bien muestra una relación inversa con la cantidad de visitas, aunque de similar importancia para los dos grupos de asegurados. En cuanto al nivel educativo, éste afecta a ambas decisiones, la probabilidad de utilización de los individuos con cualquier tipo de formación es superior a la de los licenciados. Tanto para los asegurados públicos como para los que disponen de doble cobertura sanitaria, tales diferencias son muy similares. El número de visitas es menor a medida que aumenta el nivel educativo, aunque las diferencias con respecto a los licenciados son mayores entre los que disponen de doble cobertura. La influencia de la situación

del individuo con respecto a la actividad no resulta relevante para explicar la probabilidad de utilización de los asegurados con doble cobertura, mientras que entre los asegurados públicos la probabilidad de uso de jubilados, labores del hogar y otros inactivos es significativa y superior a la de los ocupados. En cambio, esta variable afecta al número de visitas de los dos grupos de asegurados. La utilización de los estudiantes con doble cobertura en relación con la efectuada por los ocupados es mucho menor que entre los asegurados públicos. El número de visitas realizadas por los otros tres grupos de inactivos respecto a la categoría de referencia es superior entre los que están doblemente protegidos.

Tabla 7. Estimación del Número de Visitas al Médico General de la población usuaria según tipo de cobertura.

	TOTAL		DOBLE COBERTURA		PUBLICO	
	$\hat{b}$	z	$\hat{b}_{DC}$	z	$\hat{b}_{Pub}$	z
<b>Seguro Público</b>	0.0444	1.37				
<b>Salud</b>						
Buena	0.2363	6.95 ***	0.1626	1.61	0.2477	6.97 ***
Aceptable	0.7567	20.21 ***	0.6543	5.42 ***	0.7723	19.96 ***
Mala/Muy Mala	1.0104	23.39 ***	0.9100	5.93 ***	1.0235	23.05 ***
<b>Crónico</b>	0.3554	16.01 ***	0.3152	3.88 ***	0.3586	15.77 ***
<b>Agudo</b>	0.3174	11.5 ***	0.3609	3.55 ***	0.3153	11.31 ***
<b>Edad/Sexo</b>						
Hombres 25-34 años	-0.0830	-1.21	-0.3180	-1.33	-0.0572	-0.83
Hombres 35-44 años	-0.0426	-0.62	-0.0699	-0.31	-0.0500	-0.72
Hombres 45-54 años	0.0036	0.05	-0.2595	-1.17	0.0310	0.44
Hombres 55-64 años	0.1974	3.02 ***	-0.1263	-0.57	0.2321	3.47 ***
Hombres 65-74 años	0.3732	4.98 ***	-0.0588	-0.21	0.4283	5.69 ***
Hombres 75 y más	0.3923	5.21 ***	0.0224	0.08	0.4356	5.7 ***
Mujeres 16-24 años	0.3830	5.69 ***	0.1233	0.56	0.4042	5.89 ***
Mujeres 25-34 años	0.3429	5.23 ***	0.0573	0.28	0.3759	5.54 ***
Mujeres 35-44 años	0.2387	3.76 ***	0.1697	0.79	0.2428	3.73 ***
Mujeres 45-54 años	0.3305	5.18 ***	-0.0289	-0.13	0.3740	5.7 ***
Mujeres 55-64 años	0.4892	7.41 ***	0.2570	1.07	0.5195	7.75 ***
Mujeres 65-74 años	0.4665	6.99 ***	0.2300	0.95	0.4977	7.32 ***
Mujeres 75 y más	0.4065	5.87 ***	0.0553	0.21	0.4460	6.33 ***
<b>Renta</b>	-0.0677	-4.74 ***	-0.1812	-3.55 ***	-0.0579	-3.93 ***
<b>Nivel educativo</b>						
Sin estudios/Primarios	0.3514	6.1 ***	0.5677	4.28 ***	0.2585	3.88 ***
EGB/ESO	0.2639	4.93 ***	0.3880	4.36 ***	0.1708	2.7 ***
BUP/FP	0.1456	2.65 ***	0.2919	3.1 ***	0.0428	0.66
Diplomados	0.0666	1.09	0.1375	1.38	-0.0110	-0.15
<b>Actividad</b>						
Parados	0.0599	1.51	0.0339	0.29	0.0619	1.5
Estudiantes	-0.1952	-3.25 ***	-0.5198	-2.59 **	-0.1457	-2.52 **
Jubilados	0.2901	7.3 ***	0.5553	3.62 ***	0.2560	6.42 ***
Labores Hogar	0.1572	5.16 ***	0.1830	1.93 *	0.1476	4.7 ***
Otros inactivos	0.3487	8.62 ***	0.4548	1.98 **	0.3324	8.58 ***
<b>Región de residencia</b>						
Noroeste	-0.0621	-1.79 *	0.2011	1.41	-0.0903	-2.54 **
Noreste	-0.2244	-7.38 ***	0.0216	0.24	-0.2669	-8.4 ***
Centro	-0.0891	-2.66 ***	-0.1521	-1.47	-0.1012	-2.91 ***
Este	-0.1683	-5.59 ***	-0.1858	-2.44 **	-0.1761	-5.45 ***
Sur	-0.0821	-2.68 ***	0.0669	0.61	-0.1032	-3.24 ***
Islas Canarias	-0.1115	-2.9 ***	0.2615	1.43	-0.1398	-3.54 ***
Constante	1.0713	4.72 ***	2.7533	3.58 ***	1.0623	4.53 ***

\*\*\* Significativo 1 por ciento, \*\* Significativo 5 por ciento, \* Significativo 10 por ciento.

Categoría de referencia: Hombre de 16 a 24 años, que declara muy buen estado de salud, no padecer ninguna enfermedad crónica ni en los últimos 15 días, con estudios universitarios, ocupado, residente en la Comunidad de Madrid.

Por último, en cuanto a la región de residencia, ésta resulta relevante fundamentalmente para explicar la utilización del grupo de asegurados públicos. Para los que disponen de doble cobertura, únicamente las regiones Noreste e Islas Canarias muestran una mayor probabilidad de uso que la Comunidad de Madrid. La zona Este es la única que resulta significativa en el modelo del número de visitas.

En las Tablas 8-9 se analiza la utilización del médico especialista para los dos grupos de asegurados y para toda la población. La inclusión de la variable ficticia representativa del tipo de seguro permite concluir que, a igualdad en el resto de las características contempladas, los asegurados públicos en España tienen una menor probabilidad de utilización del médico especialista y su número medio de visitas es 0.81 veces inferior al de asegurados con doble cobertura.

Las conclusiones sobre la relevancia de las variables indicativas del estado de salud y tipo de enfermedad son similares en las dos decisiones de utilización para los dos grupos de asegurados. Las diferencias en probabilidad y en número de visitas de los que disponen de doble cobertura con respecto a la categoría de referencia son superiores a las de los asegurados públicos, salvo para los que padecen alguna enfermedad crónica.

En cuanto a la utilización de hombres y mujeres también existen algunas divergencias, mientras que en el grupo de asegurados públicos los hombres mayores de 55 años y las mujeres tienen una mayor probabilidad de visitar al especialista que los hombres de 16 a 24 años, sólo las mujeres de 16 a 34 años efectúan una mayor número de visitas; por el contrario, los hombres mayores de 55 y las mujeres mayores de 65 años consultan al especialista con menor frecuencia que el grupo de referencia. En el caso de los que disponen de doble cobertura, se concluye que las diferencias únicamente son relevantes para los hombres de 35-74 años, para los cuales su probabilidad de consulta es menor. En cambio, para este grupo el sexo o la edad no tienen ninguna relevancia para explicar el número de visitas.

Por lo que respecta a las características socioeconómicas, el nivel educativo y la renta sólo resultan significativas en la estimación de la probabilidad de visita al especialista de ambos grupos de asegurados. La renta influye positivamente y de manera muy similar. En cambio, la probabilidad de consulta de los individuos que no disponen de estudios o sólo han completado la enseñanza obligatoria es menor a la de los universitarios.

La influencia de la situación del individuo con respecto a la actividad, concretamente de jubilados, personas dedicadas a labores del hogar y otros inactivos, sobre la probabilidad de utilización del especialista es positiva en los dos grupos considerados, aunque de mayor cuantía entre los que disponen de doble cobertura. Con respecto al número de visitas, el mayor uso de las consultas de estos tres grupos de inactivos con respecto a los ocupados



sólo es relevante entre los asegurados públicos.

Tabla 8. Estimación de la Probabilidad de Visita al Médico Especialista según tipo de cobertura.

	TOTAL		DOBLE COBERTURA		PUBLICO	
	$\hat{b}$	z	$\hat{b}_{DC}$	z	$\hat{b}_{Pub}$	z
<b>Seguro Público</b>	-0.3828	-8.1 ***				
<b>Salud</b>						
Buena	0.2787	7.15 ***	0.5349	4.26 ***	0.2356	6.08 ***
Aceptable	0.9601	19.79 ***	1.1770	6.14 ***	0.9176	19.65 ***
Mala/Muy Mala	1.3712	21.6 ***	1.9191	7.00 ***	1.3163	21.07 ***
<b>Crónico</b>	0.7290	19.38 ***	0.6058	3.77 ***	0.7544	21.26 ***
<b>Agudo</b>	0.5780	11.93 ***	0.7717	2.80 ***	0.5546	12.34 ***
<b>Edad/Sexo</b>						
Hombres 25-34 años	-0.1699	-1.95 *	-0.4952	-1.46	-0.1281	-1.50
Hombres 35-44 años	-0.0567	-0.69	-0.6440	-2.00 **	0.0334	0.40
Hombres 45-54 años	-0.0257	-0.31	-0.6272	-1.93 *	0.0664	0.79
Hombres 55-64 años	0.2795	3.2 ***	-0.5493	-1.59	0.4105	4.70 ***
Hombres 65-74 años	0.2066	1.79 *	-1.0884	-2.44 **	0.4116	3.93 ***
Hombres 75 y más	0.2169	1.85 *	-0.6413	-1.37	0.3828	3.33 ***
Mujeres 16-24 años	0.4871	5.68 ***	-0.0183	-0.06	0.5730	6.68 ***
Mujeres 25-34 años	0.7476	8.92 ***	0.2918	0.84	0.8309	10.34 ***
Mujeres 35-44 años	0.7609	9.4 ***	0.4980	1.51	0.8099	10.05 ***
Mujeres 45-54 años	0.7988	9.66 ***	0.2944	0.90	0.8732	10.52 ***
Mujeres 55-64 años	0.5591	6.23 ***	0.0121	0.03	0.6520	7.33 ***
Mujeres 65-74 años	0.4171	4.52 ***	-0.0583	-0.16	0.5168	5.63 ***
Mujeres 75 y más	0.1073	1.1	-0.6546	-1.61	0.2300	2.37 **
<b>Renta</b>	0.2113	9.78 ***	0.2738	3.95 ***	0.2060	9.17 ***
<b>Nivel educativo</b>						
Sin estudios/Primarios	-0.3616	-4.78 ***	-0.7454	-3.08 ***	-0.4486	-5.79 ***
EGB/ESO	-0.1756	-2.58 **	-0.0962	-0.68	-0.2728	-3.93 ***
BUP/FP	0.0511	0.72	0.1313	0.94	-0.0528	-0.74
Diplomados	0.0841	1.04	0.3177	2.08 **	-0.0767	-0.90
<b>Actividad</b>						
Parados	0.0016	0.03	0.0685	0.36	-0.0092	-0.18
Estudiantes	-0.0053	-0.06	-0.1189	-0.33	-0.0161	-0.20
Jubilados	0.3302	4.68 ***	0.7457	2.94 ***	0.2411	3.69 ***
Labores Hogar	0.1757	4.37 ***	0.2838	2.12 **	0.1545	3.74 ***
Otros inactivos	0.2586	4.41 ***	0.4239	1.95 *	0.2257	3.75 ***
<b>Región de residencia</b>						
Noroeste	-0.4060	-7.61 ***	-0.1081	-0.58	-0.5010	-9.20 ***
Noreste	-0.1564	-3.07 ***	0.2745	1.91 *	-0.2748	-5.34 ***
Centro	-0.4516	-8.94 ***	-0.1767	-1.16	-0.5504	-10.67 ***
Este	0.0273	0.56	0.4487	3.80 ***	-0.0975	-1.98 **
Sur	-0.2198	-4.48 ***	0.3400	2.22 **	-0.3354	-6.71 ***
Islas Canarias	-0.0828	-1.3	0.5652	2.40 **	-0.1959	-3.00 ***
Constante	-3.6676	-11.01 ***	-4.6552	-4.44 ***	-3.8189	-11.15 ***

\*\*\* Significativo 1 por ciento, \*\* Significativo 5 por ciento, \* Significativo 10 por ciento.

Categoría de referencia: Hombre de 16 a 24 años, que declara muy buen estado de salud, no padecer ninguna enfermedad crónica ni en los últimos 15 días, con estudios universitarios, ocupado, residente en la Comunidad de Madrid.

Para finalizar, las mayores divergencias se producen entre las zonas de residencia, mientras que en el grupo de asegurados públicos, la probabilidad de visita y su frecuencia en todas las regiones es menor que en la Comunidad de Madrid, salvo la zona Este, en el caso de los que disponen de doble cobertura, la probabilidad de visitas en las regiones Noreste, Este, Sur e Islas Canarias es superior a la de la región de referencia, por el contrario, el número de consultas en las regiones Noreste, Centro y Sur es menor.

Tabla 9. Estimación del Número de Visitas al Médico Especialista de la población usuaria según tipo de cobertura.

	TOTAL		DOBLE COBERTURA		PUBLICO	
	$\hat{b}$	z	$\hat{b}_{DC}$	z	$\hat{b}_{Pub}$	z
<b>Seguro Público</b>	-0.2050	-4.54 ***				
<b>Salud</b>						
Buena	0.2179	3.57 ***	0.1038	0.91	0.2378	3.44 ***
Aceptable	0.6994	10.52 ***	0.8182	5.92 ***	0.6733	8.98 ***
Mala/Muy Mala	1.0888	14.79 ***	1.2751	6.97 ***	1.0678	13.12 ***
<b>Crónico</b>	0.3774	10.21 ***	0.2582	2.96 ***	0.3957	10.02 ***
<b>Agudo</b>	0.4432	11.99 ***	0.5420	4.48 ***	0.4285	11.11 ***
<b>Edad/Sexo</b>						
Hombres 25-34 años	-0.1615	-1.24	-0.2222	-0.77	-0.1369	-0.95
Hombres 35-44 años	-0.1676	-1.31	-0.4589	-1.58	-0.0989	-0.71
Hombres 45-54 años	-0.1674	-1.19	-0.2798	-0.97	-0.1333	-0.86
Hombres 55-64 años	-0.2839	-2.26 **	-0.3662	-1.20	-0.2472	-1.81 *
Hombres 65-74 años	-0.3631	-2.57 **	-0.0635	-0.20	-0.3531	-2.33 **
Hombres 75 y más	-0.3198	-2.15 **	-0.0743	-0.21	-0.3096	-1.95 **
Mujeres 16-24 años	0.2577	1.77 *	-0.1089	-0.38	0.3495	2.25 **
Mujeres 25-34 años	0.3390	2.86 ***	0.2679	0.97	0.3658	2.84 ***
Mujeres 35-44 años	-0.0559	-0.46	-0.1146	-0.41	-0.0372	-0.28
Mujeres 45-54 años	-0.1004	-0.79	-0.0435	-0.15	-0.0901	-0.64
Mujeres 55-64 años	-0.2460	-1.87 *	-0.5869	-2.00 **	-0.1780	-1.25
Mujeres 65-74 años	-0.3569	-2.81 ***	-0.4056	-1.32	-0.3210	-2.33 **
Mujeres 75 y más	-0.3702	-2.83 ***	-0.1825	-0.54	-0.3424	-2.42 **
<b>Renta</b>	0.0212	0.77	-0.0380	-0.66	0.0296	0.99
<b>Nivel educativo</b>						
Sin estudios/Primarios	-0.0269	-0.35	0.1003	0.49	-0.0231	-0.27
EGB/ESO	-0.0691	-1.05	-0.1507	-1.34	-0.0633	-0.83
BUP/FP	-0.0219	-0.32	0.0342	0.31	-0.0392	-0.47
Diplomados	0.0487	0.44	-0.2053	-1.52	0.1499	1.06
<b>Actividad</b>						
Parados	0.0852	0.95	-0.1791	-1.16	0.1175	1.22
Estudiantes	-0.0179	-0.14	-0.0498	-0.21	-0.0274	-0.19
Jubilados	0.2073	2.32 **	-0.1130	-0.72	0.2351	2.56 **
Labores Hogar	0.1810	3.72 ***	0.1298	1.26	0.1950	3.61 ***
Otros inactivos	0.2805	4.57 ***	0.0306	0.22	0.3069	4.69 ***
<b>Región de residencia</b>						
Noroeste	-0.1908	-2.95 ***	-0.1850	-0.86	-0.1624	-2.35 **
Noreste	-0.1258	-2.10 **	-0.2005	-1.70 *	-0.0891	-1.34
Centro	-0.2080	-3.38 ***	-0.3779	-2.44 **	-0.1727	-2.58 **
Este	0.0871	1.56	0.0277	0.30	0.1220	1.88 *
Sur	-0.2018	-3.48 ***	-0.2621	-2.02 **	-0.1744	-2.73 ***
Islas Canarias	-0.1562	-2.18 **	0.0942	0.33	-0.1390	-1.82 *
Constante	-0.2252	-0.51	1.0331	1.19	-0.6456	-1.36

\*\*\* Significativo 1 por ciento, \*\* Significativo 5 por ciento, \* Significativo 10 por ciento.

Categoría de referencia: Hombre de 16 a 24 años, que declara muy buen estado de salud, no padecer ninguna enfermedad crónica ni en los últimos 15 días, con estudios universitarios, ocupado, residente en la Comunidad de Madrid.

## 5. Descomposición de las diferencias en utilización de servicios sanitarios

Una vez estimados los modelos para cada grupo, se procede a cuantificar si las diferencias en utilización se deben a las distintas características de la población de cada grupo o si existe una diferencia que éstas no son capaces de explicar y que se atribuiría a la desigualdad en utilización de asistencia sanitaria motivada por el tipo de cobertura. En las dos primeras filas de las Tablas 10-13 se exponen las diferencias de utilización media real y estimada que han efectuado los dos grupos de asegurados. A este respecto convendría aclarar que el signo negativo indica que la desigualdad en el uso de un servicio sanitario favorece al grupo de asegurados públicos, mientras que el signo positivo muestra una situación favorable a los individuos asegurados con doble cobertura.

Con la descomposición propuesta en este trabajo se pretende ver si existen otros condicionantes, además del acceso, que expliquen las diferencias en utilización. Cada columna de las Tablas 10-13 muestra los resultados de plantear cuatro posibles descomposiciones, dependiendo de cual sea la utilización que se suponga más apropiada, la de los asegurados públicos, la efectuada por los de doble cobertura, la utilización ponderada por la proporción poblacional de este último grupo (Cotton) o la de toda la población (Neumark).

Con respecto al médico general, la mayor parte de las diferencias en la probabilidad de visita vienen explicadas por las propias características de los individuos de cada grupo, con porcentajes que van del 66 al 78 por ciento. La propuesta de Neumark permite concluir que la desigualdad debida al tipo de cobertura sanitaria (26.21%) a favor de los asegurados públicos, vendría explicada por la infrautilización del médico general por parte de los individuos que disponen de doble cobertura (23.09%) y por la sobreutilización de los asegurados públicos (3.12%).

Tabla 10. Descomposición de diferencias en Probabilidad de Visitas Médico General.

$\bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} = -0.0706$ ***		Utilización Apropiaada			
$E_{\hat{b}_{DC}}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}_{Pub}}(Y_{Pub}   X_{Pub}) = -0.0706$		Seguro Público	Doble Cobertura	Cotton	Neumark
$E_{\hat{b}^*}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}^*}(Y_{Pub}   X_{Pub})$	Efecto %	-0.0468 (66.29%)	-0.0554 (78.47%)	-0.0479 (67.85%)	-0.0521 (73.80%)
$E_{\hat{b}_{DC}}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}^*}(Y_{DC}   X_{DC})$	Efecto %	-0.0238 (33.71%)	-	-0.0214 (30.31%)	-0.0163 (23.09%)
$E_{\hat{b}^*}(Y_{Pub}   X_{Pub}) - E_{\hat{b}_{Pub}}(Y_{Pub}   X_{Pub})$	Efecto %	-	-0.0152 (21.53%)	-0.0012 (1.70%)	-0.0022 (3.12%)

\*\*\* Significativo 1 por ciento

Tabla 11. Descomposición de diferencias en Número Visitas Médico General de la población usuaria.

$\bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} = -1.8284$ ***		Utilización Apropiaada			
$E_{\hat{b}_{DC}}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}_{Pub}}(Y_{Pub}   X_{Pub}) = -1.8520$		Seguro Público	Doble Cobertura	Cotton	Neumark
$E_{\hat{b}^*}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}^*}(Y_{Pub}   X_{Pub})$	Efecto %	-1.6379 (88.44%)	-2.2090 (119.28%)	-1.7037 (91.99%)	-1.7205 (92.90%)
$E_{\hat{b}_{DC}}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}^*}(Y_{DC}   X_{DC})$	Efecto %	-0.2141 (11.56%)	-	-0.1817 (9.81%)	-0.1164 (6.28%)
$E_{\hat{b}^*}(Y_{Pub}   X_{Pub}) - E_{\hat{b}_{Pub}}(Y_{Pub}   X_{Pub})$	Efecto %	-	0.3570 (-19.28%)	0.0333 (-1.80%)	-0.0151 (0.82%)

\*\*\* Significativo 1 por ciento

En cuanto al número de consultas al médico general, las características de los pacientes explican entre el 88 y 93 por ciento de las diferencias. Cuando se establece como apropiada la utilización del grupo con doble cobertura, las diferencias en el número de visitas debidas a las distintas características analizadas representan más del 100%

de las divergencias en utilización (119,28), por eso el componente de efectos marginales resulta con signo positivo, es decir, las utilidades marginales de los individuos con doble cobertura son superiores a la de los asegurados públicos.

Las conclusiones sobre las causas de las diferencias observadas en la utilización del especialista son diferentes a las comentadas para el médico general. Por lo que respecta a la probabilidad de visita, las descomposiciones efectuadas muestran la relevancia de la desigualdad motivada por el tipo de cobertura sanitaria, explicando entre el 72-82 por ciento de tales divergencias. Según los resultados de la propuesta de Neumark, éstas se deben fundamentalmente a una utilización por encima de la que se propone como apropiada por parte de los que contratan un seguro privado adicional (63.11%) y a la infrautilización de los asegurados públicos (8.47%). Las características de los individuos de cada grupo también son significativas para explicar las diferencias en utilización, aunque en mucha menor medida (28.3%).

Tabla 12. Descomposición de diferencias en Probabilidad Visitas Médico Especialista.

$\bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} = 0.1003$ ***		Utilización Apropriada			
$E_{\hat{b}_{DC}}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}_{Pub}}(Y_{Pub}   X_{Pub}) = 0.1003$		Seguro Público	Doble Cobertura	Cotton	Neumark
$E_{\hat{b}^*}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}^*}(Y_{Pub}   X_{Pub})$	Efecto %	0.0225 (22.43%)	0.0178 (17.75%)	0.0221 (22.03%)	0.0284 (28.31%)
$E_{\hat{b}_{DC}}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}^*}(Y_{DC}   X_{DC})$	Efecto %	0.0778 (77.57%)	-	0.0684 (68.19%)	0.0633 (63.11%)
$E_{\hat{b}^*}(Y_{Pub}   X_{Pub}) - E_{\hat{b}_{Pub}}(Y_{Pub}   X_{Pub})$	Efecto %	-	0.0825 (82.25%)	0.0097 (9.67%)	0.0085 (8.47%)

\*\*\* Significativo 1 por ciento

Tabla 13. Descomposición de diferencias en Número Visitas Médico Especialista de la población usuaria.

$\bar{Y}_{DC} - \bar{Y}_{Pub} = 0.0963$		Utilización Apropriada			
$E_{\hat{b}_{DC}}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}_{Pub}}(Y_{Pub}   X_{Pub}) = 0.0971$		Seguro Público	Doble Cobertura	Cotton	Neumark
$E_{\hat{b}^*}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}^*}(Y_{Pub}   X_{Pub})$	Efecto %	-0.3824 (-393.82%)	-0.8114 (835.63%)	-0.4245 (-437.18%)	-0.3432 (-353.45%)
$E_{\hat{b}_{DC}}(Y_{DC}   X_{DC}) - E_{\hat{b}^*}(Y_{DC}   X_{DC})$	Efecto %	0.4795 (493.82%)	-	0.4318 (444.69%)	0.3784 (389.70%)
$E_{\hat{b}^*}(Y_{Pub}   X_{Pub}) - E_{\hat{b}_{Pub}}(Y_{Pub}   X_{Pub})$	Efecto %	-	0.9085 (935.63%)	0.0898 (92.48%)	0.0619 (63.75%)

Lo más interesante se produce al interpretar las diferencias en el número de visitas al especialista. En los restantes casos, las divergencias debidas a las características propias de los individuos y las motivadas por el efecto de la doble cobertura sobre cada uno de los determinantes de la utilización tenían siempre el mismo signo. En este otro caso ocurre que el signo negativo de la componente de factores intrínsecos de cada individuo sería

indicativo de que a los asegurados bajo el sistema público les deberían corresponder más visitas de las que realmente realizan. Dicho signo se compensa con la componente de efectos marginales que muestra una sobreutilización de estas consultas por parte de los que disponen de doble cobertura. Por lo tanto, se comprueba que al profundizar en las pautas de comportamiento de los dos tipos de asegurados, el valor medio (0.0963) está ocultando mayores desigualdades.

## **5. Conclusiones.**

Una de las aportaciones de este trabajo consiste en la comparación de las pautas de comportamiento respecto a la utilización del médico general y del especialista de dos grupos de asegurados muy heterogéneos, los que únicamente disponen de cobertura sanitaria proporcionada por el Sistema Nacional de Salud y aquellos otros que además de ésta contratan un seguro suplementario de asistencia sanitaria. Aunque en determinadas regiones este colectivo represente a una proporción destacable de la población, en el conjunto nacional apenas representa el doce por ciento de la misma. Este porcentaje se traduce en un escaso número de observaciones en las fuentes de información españolas relativas a salud y asistencia sanitaria, tales como, la Encuesta Nacional de Salud o cada una de las olas del *European Community Household Panel*, que imposibilitan un análisis estadístico y econométrico fiable. Por tales razones, se ha creído conveniente combinar todos los ciclos disponibles de la última fuente mencionada, sobre todo, al comprobar que la tradición de mantener la doble cobertura sanitaria durante los siete años no está muy arraigada.

El análisis descriptivo de las características poblacionales de ambos grupos muestra diferencias importantes en los condicionantes socioeconómicos. Por lo que respecta a la probabilidad de utilización del médico general, los contrastes efectuados muestran que no existen diferencias significativas entre asegurados atendiendo a las características socioeconómicas. En cambio, la probabilidad de uso del especialista de los individuos que disponen de doble cobertura es significativamente superior al del otro grupo de asegurados. Lo contrario se observa en el número medio de visitas, es decir, las diferencias en las consultas al médico general favorecen a los asegurados públicos para la práctica totalidad de los factores considerados, mientras que el estado de salud es el único factor que explica las divergencias en el número medio de visitas al especialista.

En cuanto a la estimación de los efectos marginales de cada una de las variables incluidas como explicativas sobre el uso de asistencia sanitaria, el número de variables relevantes para explicar las dos decisiones de utilización de ambas visitas es superior para los asegurados públicos. Los efectos de las variables de salud y de edad/sexo sobre

la probabilidad y número de consultas al médico general son superiores en el caso de este colectivo. La influencia de variables socioeconómicas sobre la probabilidad de visitas de los que disponen de doble cobertura no es relevante, sin embargo, su efecto sobre la frecuencia de las consultas es mayor. En el caso de la probabilidad de asistencia por el médico especialista, ésta viene explicada por casi la totalidad de los factores considerados, aunque la importancia de los mismos sobre la variable dependiente es superior entre los asegurados con doble cobertura. En lo referente al número medio de visitas, los escasos factores significativos indican un mayor efecto del estado de salud para los que contratan el seguro privado adicional. La renta y el nivel educativo no ejercen ninguna influencia sobre la frecuencia de las consultas de ambos grupos de asegurados.

A la vista de tales conclusiones, se plantea la posibilidad de aplicar al análisis de las desigualdades en utilización de asistencia sanitaria motivada por el tipo de cobertura, una metodología aceptada para el análisis de la discriminación salarial en el mercado de trabajo, como es la propuesta por Oaxaca-Ransom (1994).

La adaptación de la metodología citada al contexto sanitario, lo que supone una novedad en el estudio de las desigualdades, se concreta en tratar de descomponer las diferencias existentes en el número de consultas de los dos servicios analizados entre dos grupos de población, en tres sumandos: uno, atribuible a las características inherentes a cada grupo de asegurados, y los otros dos, a la sobreutilización y/o infrautilización de alguno de los servicios por parte de alguno de los grupos.

Los resultados obtenidos confirman las sospechas de desigualdad en la utilización de asistencia sanitaria efectuada por los dos grupos de asegurados. Por lo que se refiere a las visitas al médico general, dicha desigualdad a favor de los que están protegidos por el sistema público está explicada, fundamentalmente, por las características propias de ese colectivo, así como por una infrautilización de este servicio por parte de los individuos que disponen de doble cobertura. En cuanto a las visitas al médico especialista, la desigualdad a favor de este último colectivo, en cambio, es debida principalmente a una sobreutilización del servicio y en menor medida a las desiguales características de ambos grupos de asegurados.

De cualquier forma, estos resultados iniciales presentan algunas limitaciones que tienen que ser depuradas en el futuro. En primer lugar, las conclusiones relativas al método de descomposición dependen, en gran medida, de la utilización que se proponga como no discriminatoria o apropiada, por lo que habrá que realizar propuestas más acordes con criterios asistenciales o relativos al estado de salud. En segundo lugar, otro de los aspectos cuestionables está referido a la especificación y estimación del modelo de utilización de asistencia sanitaria. Resulta necesario reducir los efectos de un posible error de especificación por omisión de variables relevantes, en

el sentido de introducir la utilización retardada, variable que ha resultado ser significativa en anteriores trabajos sobre desigualdades (González y Clavero, 2008). A este respecto, resultaría útil aprovechar la posibilidad que ofrece el *European Community Household Panel* de observar a un mismo individuo durante varios años, lo que permite considerar, como variable explicativa, la utilización efectuada en períodos anteriores.

Una última conclusión, referida a todos los estudios sobre el análisis de desigualdades en la utilización de servicios sanitarios, independientemente de la metodología utilizada, se concretaría en la necesidad de plantearse cómo modelizar conjuntamente la utilización y la decisión de contratar un seguro de asistencia sanitaria, ya que los resultados empíricos muestran que la especificación de un modelo para toda la población incluyendo una variable ficticia para indicar la doble cobertura, no resultaría acertada porque no tendría en cuenta los efectos de esa doble cobertura sobre cada uno de los factores determinantes de la utilización.

## Referencias

- Álvarez B. (2001), “La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España”, *Investigaciones Económicas*, XXV (1): 93-138.
- Blinder AS. (1973), “Wage discrimination: reduced form and structural estimates”, *The Journal of Human Resources*, 8 (4): 436-455.
- Cantarero D, Pascual M. (2006), *Intergenerational health mobility: an empirical approach based on the ECHP*, Madrid: Fundación de las Cajas de Ahorros, Documento de trabajo nº 245/2006.
- Cotton J. (1988), “On the decomposition of wage differentials”, *Review of Economics and Statistics*, 70: 236-243.
- Costa J, Gil J. (2005), “Are there socio-economic inequalities in obesity in Spain?”, *Estudios de Economía Española*, nº 217, FEDEA, Madrid.
- García P, López-Nicolás A. (2004), *The evolution of inequity in the access to health care in Spain: 1987-2001*. Barcelona: Centro de Investigación en Economía y Salud, Documento de trabajo nº 39/2004.
- García P, López-Nicolás A. (2005), “Socio-economic inequalities in health in Catalonia”, *Hacienda Pública Española*, 175: 103-121
- González ML, Clavero A. (2006), “La contribución de variables socioeconómicas a la desigualdad en utilización de servicios sanitarios”, *Estadística Española*, 162: 359-396.
- González ML, Clavero A. (2008), “Análisis de las desigualdades socioeconómicas en la utilización de asistencia sanitaria mediante modelos dinámicos”, *Hacienda Pública Española*, (forthcoming).
- Hernández-Quevedo C, Jones A, López-Nicolás A, Rice N. (2006), “Socio-economic inequalities in health: a

- comparative longitudinal analysis using the European Community Household Panel”, *Social Science and Medicine*, 63 (5): 1246-1261.
- Jones A, López-Nicolás A. (2004), “Measurement and explanation of socioeconomic inequality in health with longitudinal data”, *Health Economics*, 13 (10): 1015-1030.
- Jones A, Koolman X, Van Doorslaer E. (2005), *The impact of supplementary private health insurance on the use of specialists in selected European countries*, York: Ecuity III Working Paper nº 21.
- Neumark D. (1988), “Employers’ discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination”, *The Journal of Human Resources*, 23 (3): 279-295.
- Oaxaca R. (1973), “Male-female wage differentials in urban labor markets”, *International Economic Review*, 14 (3): 693-709.
- Oaxaca R, Ransom MR. (1994), “On discrimination and the decomposition of wage differentials”, *Journal of Econometrics*, 61: 5-21.
- Pohlmeier W, Ulrich V. (1995), “An econometric model of the two-part decision-making process in the demand for health care”, *The Journal of Human Resources*, 30 (2): 339-361.
- Reimers CW. (1983), “Labor market discrimination against Hispanic and black men”, *Review of Economics and Statistics*, 65: 570-579.
- Rodríguez M, Stoyanova A. (2004), “The effect of private insurance access on the choice of GP/specialist and public/private provider in Spain”, *Health Economics*, 13: 689-703.
- Schokkaert E, Van de Voorde C. (2004), “Risk selection and the specification of the risk adjustment formula”, *Journal of Health Economics*, 23 (6): 1237-1259.
- Van Doorslaer E, Koolman X, Jones A. (2004), “Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe”, *Health Economics*, 13: 602-647.
- Vera-Hernández AM. (1999), “Duplicate coverage and demand for health care. The case of Catalonia”, *Health Economics*, 8: 579-598.
- Wagstaff A, Van Doorslaer E, Watanabe N. (2003), “On decomposition the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam”, *Journal of Econometrics*, 112: 207-223.