

## **Determinantes de salud y utilización de servicios sanitarios: un análisis de desigualdad desde la perspectiva de género**

ROSA URBANOS GARRIDO  
*Universidad Complutense de Madrid*

*Recibido:* Mayo 2011  
*Aceptado:* Junio 2011

### **Resumen**

Las desigualdades de género en salud, más allá de las diferencias biológicas entre sexos, tienen su origen en las estructuras socioeconómicas y de poder. Los roles de género pueden influir en la utilización de los servicios sanitarios. El artículo muestra que los hombres registran una menor propensión a utilizar los servicios de atención primaria, lo que podría asociarse a la negación de la debilidad propia del rol masculino. Asimismo, se comprueba que la probabilidad de ser hospitalizado es menor para las mujeres, lo que podría indicar la presencia de inequidad de género en la prestación de la atención hospitalaria.

**Palabras clave:** desigualdad de género, determinantes de salud, utilización de servicios sanitarios.

**Clasificación JEL:** D63, I12, I18, J16.

### **Abstract**

Gender inequalities in health, beyond biological differences between men and women, are due to socioeconomic and power structures. Gender roles can influence patterns of use of health care services. This paper shows that men are less prone than women to go to the GP, which could be related to the denial of weakness typical of masculine role. It also shows that the probability of hospital admission is lower for women than for men, which could indicate some degree of gender inequity in the delivery of hospital services.

**Key words:** gender inequality, health determinants, use of health care services.

**Classification JEL:** D63, I12, I18, J16.

## **1. Introducción**

El análisis de las desigualdades en salud y atención sanitaria constituye un área de investigación con una importante producción científica. Sin embargo, el fenómeno de la desigualdad ha sido estudiado, fundamentalmente, desde la perspectiva socioeconómica y territorial. Sólo en los últimos años ha empezado a explorarse con más intensidad la perspectiva de género, como consecuencia de la mayor relevancia social y económica de la mujer y de las crecientes reivindicaciones de plena igualdad entre sexos, que han cobrado fuerza de ley en nuestro país a través de la *Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres*. El artículo 27 de esta ley establece el principio de igualdad en la política de salud y el principio de igualdad de trato entre hombres y mujeres, «evitando que por

sus diferencias biológicas o por los estereotipos sociales asociados, se produzcan discriminaciones entre unas y otros».

Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), la perspectiva de género en salud implica vincular las desigualdades de poder y trabajo entre mujeres y hombres con sus perfiles epidemiológicos, puesto que las primeras están en la base de las diferencias en los perfiles de salud por sexo. La inequidad de género en salud se derivaría así de tres tipos de desequilibrio (Pan American Health Organization, 2002):

- a) Entre riesgos sanitarios (en parte como consecuencia del papel reproductivo de las mujeres) y oportunidades para disfrutar de buenos niveles de salud (menor acceso a nutrición, educación, empleo y renta);
- b) Entre necesidades y acceso a los recursos sanitarios;
- c) Entre responsabilidades y poder en el ámbito sanitario.

A pesar de que estos desequilibrios son particularmente patentes en el mundo menos desarrollado, los países más avanzados económica y socialmente siguen padeciendo desigualdades injustas entre hombres y mujeres con trascendencia para su salud. En el presente artículo trataremos de analizar cuál es la situación de España tanto en lo que se refiere a los determinantes de salud como en lo relativo a la utilización de los servicios sanitarios. A ello se dedican los apartados siguientes.

## **2. Salud, factores condicionantes y desigualdades de género**

Los factores que condicionan la salud son múltiples y complejos. La Comisión de Determinantes Sociales de la Salud de la OMS ha reafirmado recientemente el importante papel que, más allá de los determinantes de tipo biológico y médico, juegan sobre el estado de salud las circunstancias socioeconómicas, culturales y ambientales en que se desenvuelven los individuos. Las oportunidades vitales de las personas no dependen exclusivamente de la herencia genética y los estilos de vida, sino también (y de forma muy importante), del acceso a bienes básicos como la alimentación, el agua y la higiene, y de otros factores como el nivel educativo, el acceso al mercado laboral y las condiciones de trabajo, las condiciones de la vivienda o las redes sociales y comunitarias (CSDH, 2008). La política social y la dinámica interna de los hogares también pueden influir significativamente sobre la salud de la población (La Parra, 2002). Y es frecuente encontrar desigualdades (e incluso discriminación) de género en estos ámbitos.

En España, a pesar de la mejora producida en los últimos años y del impacto desigual que la crisis económica ha tenido sobre el empleo de hombres y mujeres (más desfavorable para los primeros), las tasas de actividad y empleo de la población femenina siguen estando por debajo de las que corresponden a los varones. Así, según datos de la Encuesta de Población Activa, en el último trimestre de 2009 la tasa de actividad de los hombres alcanzaba el 68,1%, frente al 51,7% de las mujeres, y la tasa de empleo masculino era más de siete puntos superior a la de las féminas (55,4% vs. 48,1%). Por su parte, la tasa de paro resultaba algo más elevada para la población femenina (19,1% frente al 18,6% de los varones). Además, la situación laboral se ve influida por las condiciones del hogar en mucha mayor medida para

las mujeres. En el año 2008, el 79,7% de las personas ocupadas a tiempo parcial como consecuencia de sus responsabilidades familiares en el cuidado de dependientes eran mujeres (INE, 2010). El papel de la mujer como prestadora de cuidados informales en el ámbito de la familia puede causar también la salida del mercado laboral o la renuncia a la promoción profesional, y contribuye a un menor número de contactos sociales, a mayor aislamiento en el hogar y a una menor satisfacción personal. Además, una vez instaladas en el rol de cuidadoras, la posibilidad de convertirse en receptoras de cuidados disminuye (La Parra, 2002). Según la Encuesta Europea de Salud en España 2009, el 1,4% de las mujeres declara no contar con ninguna persona a la que acudir en caso de necesidad, frente al 1,14% de los varones. Por otra parte, los datos de esta encuesta también muestran que la población femenina registra problemas relacionados con la calidad de la vivienda o el entorno donde residen en mayor porcentaje que los varones.

En lo que respecta a la obtención de rentas, las mujeres se encuentran asimismo en posición de desventaja. El salario que perciben es inferior en todas las ocupaciones (la ganancia media anual por trabajadora representa el 78% de la que corresponde a los hombres, según la Encuesta Anual de Estructura Salarial 2008), y también disfrutaban de una vida laboral más corta, lo que finalmente tiene su reflejo en la cuantía de la pensión percibida. La renta del hogar es menor cuando la persona de referencia es mujer, y las diferencias en renta se amplían cuando a la cabeza del hogar está una mujer de 65 o más años (INE, 2010). La tasa de pobreza relativa es asimismo superior para las mujeres (21%, frente al 18,3% para los hombres) y esta pauta se reproduce en todos los grupos de edad. Además, las mujeres forman parte, en mayor proporción que los hombres, de hogares monoparentales o unipersonales, más vulnerables a la pobreza. Ellas son, por tanto, más propensas a caer en el círculo vicioso de la pobreza y la falta de poder (Rico *et al.*, 2010). Incluso en las sociedades más desarrolladas, la desigualdad de género continúa estando muy presente en esferas clave de poder, como la participación política, el poder de decisión y el control sobre los ingresos económicos. Los determinantes sociales de la salud se entrecruzan así con los roles de género, situando a las mujeres en una situación de mayor vulnerabilidad en lo que respecta a la salud. Todo ello, sin mencionar la exposición a la violencia doméstica a la que están sometidas muchas mujeres y que tiene efectos a veces devastadores sobre su salud física y mental.

El resultado es que las desigualdades en salud tienen una importante dimensión de género, ya que, en general, aunque las mujeres viven más tiempo que los hombres pasan una parte mayor de sus vidas con mala salud. Así, el porcentaje de años de vida en buena salud sobre la esperanza de vida al nacer alcanza el 81,2% para los varones y el 74,8% para las mujeres (INE, 2010). Los datos sobre presencia de enfermedades crónicas confirman esta realidad: en 2009, el 46,67% de los hombres presentaba alguna enfermedad crónica o problema de salud de larga evolución, frente al 55,84% de las mujeres (Encuesta Europea de Salud en España 2009). Esta mayor prevalencia sobre la población femenina se constata, además, en todos los tramos de edad. Por otra parte, la desigualdad de género es también visible en la valoración subjetiva del estado de salud. Así, el 30,47% de las mujeres califica su estado de salud como regular, malo o muy malo, mientras que sólo el 21,38% de los varones coincide con esa valoración. Este patrón no es exclusivo de España, y tiende a reproducirse en buena parte de los países europeos (Bambra *et al.*, 2009).

Por el contrario, todos los indicadores disponibles sobre hábitos de vida (sobrepeso y obesidad, actividad física, consumo de frutas y verduras, y consumo de tabaco, alcohol y drogas) muestran que los hombres se encuentran en una situación de riesgo superior a la de las mujeres (Encuesta Europea de Salud en España 2009). Esta paradoja puede tener una explicación lógica si consideramos que el impacto sobre la salud de las personas de los determinantes sociales es mayor que el que corresponde a los estilos de vida.

### **3. Utilización de servicios sanitarios y equidad desde la perspectiva de género**

Distintos estudios españoles han mostrado la existencia de desigualdades injustas en el trato que hombres y mujeres reciben por parte del sistema sanitario. Así, se ha constatado que las mujeres tienen síntomas coronarios más severos, en comparación con los hombres, cuando se les realiza una revascularización coronaria (Aguilar *et al.*, 2002). Esto es, reciben la revascularización en un estadio más avanzado de la enfermedad. Otros trabajos sobre hospitalización por infarto agudo de miocardio (IAM) muestran tasas más bajas de hospitalización para las mujeres, que además presentan una mayor gravedad al ingreso y tasas más elevadas de complicaciones y letalidad ajustada por edad (Larrañaga *et al.*, 2002; Segura *et al.*, 2002). El retraso en el diagnóstico parece estar en la base de estos hechos (Ruiz-Cantero *et al.*, 2004). En general, los estudios científicos muestran una mayor utilización de servicios hospitalarios por parte de los varones e incluso cierto sesgo de género en el esfuerzo terapéutico (Ruiz-Cantero *et al.*, 2004). Por otra parte, también se observa cierta tendencia a medicalizar a las mujeres en procesos vitales que no tienen la consideración de patológicos, como el ciclo menstrual, la maternidad o la menopausia (Velasco, 2009). Algunos trabajos también constatan diferencias por sexo en el consumo de medicamentos, y particularmente en lo que respecta a psicofármacos, con un consumo más elevado para las mujeres (Velasco, 2009; Ruiz-Cantero *et al.*, 2004). Además, es importante destacar que la tradicional exclusión de las mujeres de los ensayos clínicos puede conducir a la aparición de efectos adversos tras el consumo de fármacos, como consecuencia de la extrapolación de resultados a hombres y mujeres cuando sólo se conoce la respuesta terapéutica de los primeros (Ruiz-Cantero *et al.*, 2004).

Los estudios de variabilidad en la práctica médica también han explorado las desigualdades de género, aunque al tratarse de trabajos de base ecológica pueden obtener conclusiones sesgadas. Una investigación reciente que analiza la hospitalización de las personas mayores de 65 años sugiere que las diferencias en las tasas de hospitalizaciones entre hombres y mujeres mayores «derivan esencialmente de diferencias entre sexos en la prevalencia de las enfermedades causantes de hospitalización antes que de un manejo diferencial de estas enfermedades en función del sexo» (Librero *et al.*, 2010, p. 296). Sin embargo, el trabajo de Redondo-Sendino *et al.* (2006), que emplea una muestra de individuos de 60 años y más, sí constata la presencia de desigualdades en el acceso a los servicios sanitarios entre hombres y mujeres. Así, la probabilidad de ser hospitalizado (tras estandarizar por estado de salud) es

mayor en los varones, mientras que la probabilidad de acudir a la consulta del médico o de consumir tres o más medicamentos es superior en las mujeres.

Con el fin de comprobar hasta qué punto existe en España inequidad de género en el acceso a los servicios sanitarios públicos, examinamos a continuación los determinantes de utilización de atención sanitaria de la población española con los microdatos de la Encuesta Nacional de Salud (ENSE) 2006. Para ello partimos del modelo de demanda de Andersen (1995), que clasifica los factores determinantes del uso de servicios sanitarios en tres grupos: (1) factores de predisposición tales como la edad y el sexo; (2) factores de necesidad relacionados con distintos aspectos del estado de salud de los individuos; y (3) factores facilitadores del acceso y utilización, como el nivel educativo, la ocupación, el estatus socioeconómico o la modalidad de cobertura sanitaria. Los servicios analizados incluyen las visitas al médico general y médico especialista, la consulta a los servicios de urgencias y la hospitalización.

Como factores de predisposición se definen distintas variables indicativas del sexo y la edad. Así, la variable de sexo (*mujer*) es una dummy 0/1, con valor 1 si el entrevistado es una mujer. En el caso de la edad, se han construido cinco categorías: 16-34 años (categoría omitida), 35-44 años (*edad2*), 45-64 años (*edad3*), 65-74 (*edad4*) y 75 o más años (*edad5*). De este modo se incluyen cuatro variables ficticias que toman valor 1 si el individuo se encuentra en la categoría de edad correspondiente.

En lo referido a los factores de necesidad, en primer lugar se han generado cuatro variables ficticias 0/1, con valor 1 si el individuo declara que su estado de salud es muy bueno/bueno, regular (*saludreg*), malo (*saludm*) o muy malo (*saludmm*), respectivamente. Por su parte, la dummy *cronica* toma valor 1 si el individuo declara que un médico le ha diagnosticado alguna enfermedad de estas características, sea cual fuere, y 0 en otro caso. La variable *cronlim* indica si alguna de las enfermedades crónicas diagnosticadas ha limitado de alguna forma las actividades habituales de la persona entrevistada. La variable ficticia *acc* toma valor 1 si el encuestado ha tenido algún accidente en el último año, mientras la dummy *lim2sem* indica si ha tenido que reducir o limitar sus actividades habituales durante las últimas dos semanas por alguno o varios dolores o síntomas <sup>1</sup>.

Por último, entre los factores facilitadores se incluyen distintas características personales, familiares y geográficas que pueden tener una influencia significativa en el consumo de atención sanitaria. Así, se ha definido una variable indicativa del coste de oportunidad que implica dicho consumo (*activo*), que toma valor 1 si el individuo trabaja (0 en caso contrario), dado que el tiempo disponible actúa como barrera frente al uso de servicios sanitarios en un modelo en el que la atención se presta de manera gratuita. Por otra parte, se ha definido la variable *solo* como proxy de la situación familiar del entrevistado. La dummy *fuma* toma valor 1 si la persona encuestada fuma diaria u ocasionalmente, y 0 en caso contrario. Esta variable pretende representar la valoración que los individuos hacen del activo salud y, por tanto, su predisposición a demandar atención sanitaria. Como indicativas del nivel de estudios se emplean las siguientes dummies: *nest2* toma valor 1 si el individuo posee únicamente estudios primarios o equivalentes y 0 en otro caso; *nest3* toma valor 1 si los estudios se corresponden con la enseñanza general secundaria de primera o segunda etapa, o con la enseñanza profesional de grado medio; y *nest4* es igual a 1 si el individuo ha cursado enseñanzas profesionales superiores o estudios universitarios. La categoría omitida se corresponde con el gru-

po que, o no sabe leer ni escribir, o carece de estudios aunque no sea analfabeto (*nest1*). Para categorizar la clase social se emplea la escala definida en la propia Encuesta Nacional de Salud basada en la ocupación del sustentador principal del hogar, que ha demostrado ser una buena aproximación a la clase social. Las distintas categorías de clase social abarcan desde la *claseI* (directivos de la administración pública y de empresas de 10 o más asalariados, junto con profesiones asociadas a titulaciones de segundo y tercer ciclo) hasta la *claseV* (trabajadores no cualificados). Habitualmente se emplea como categoría omitida la *claseI*<sup>2</sup>. A pesar de que la ENSE2006 ofrece información sobre la renta de los hogares se ha preferido trabajar con estas otras medidas de la situación socioeconómica de los individuos como consecuencia de los problemas asociados a la variable renta, relacionados con la falta de respuesta y la falta de fiabilidad de la renta estimada final.

Como variable indicativa de las posibles dificultades en el acceso geográfico a los servicios sanitarios se emplea el tamaño de hábitat en el que viven los individuos. La categoría omitida es la que corresponde a las áreas de menos de 10.000 habitantes. La dummy *habitat1* toma valor 1 cuando el individuo en cuestión reside en un área cuya población oscila entre los 10.001 y los 50.000 habitantes (o en caso contrario); *habitat2* es la dummy correspondiente a la categoría de municipios de 50.001 a 100.000 habitantes; *habitat3* toma valor 1 si el área de residencia tiene entre 100.001 y 500.000 habitantes, excepto si se trate de un municipio capital de provincia (0 en caso contrario); *habitat4* representa a los municipios capital de provincia y, por último, *habitat5* toma valor 1 si el individuo reside en una población de más de 500.000 habitantes (0 en caso contrario). Finalmente, para eliminar en lo posible el efecto que sobre la utilización de los servicios públicos tiene el hecho de que una parte de la población posee diversas modalidades de cobertura sanitaria, se ha definido una variable ficticia, a la que denominamos «*sns*», que toma valor 1 cuando la persona encuestada se declara cubierta únicamente (ya sea como titular o como beneficiaria) por la Seguridad Social y/o por alguna de las Mutualidades del Estado acogidas a la Seguridad Social, y valor 0 en caso contrario. La variable se ha construido de este modo teniendo en cuenta que, si bien otras modalidades de seguro contempladas en la encuesta también son financiadas públicamente (como las empresas colaboradoras o las Mutualidades del Estado acogidas a un seguro privado), implican el uso de servicios prestados privadamente.

#### a) Consultas al médico general

En el caso de las consultas, sólo es posible saber si se ha visitado a un médico general o a otro tipo de especialista para la última visita efectuada. Asimismo, sólo se conoce la naturaleza pública o privada de la última consulta, por lo que se ha decidido excluir del análisis el número total de visitas y centrar el estudio en la probabilidad de contactar con un médico de la sanidad pública. Dado que la variable a explicar es una variable binaria, los modelos econométricos adecuados son los de regresión logística (logit) o probabilística (probit). Teniendo en cuenta que los resultados obtenidos son muy similares en ambos casos, se ha optado por presentar los modelos logit, que permiten expresar el coeficiente de las variables independientes en forma de odds-ratio<sup>3</sup>.

La Tabla 1 muestra los resultados del modelo, consistentes con los obtenidos por otros trabajos que han estimado la probabilidad de acudir a la consulta del médico general, ya sea para otros países o para España con datos de otros años. A pesar de que, a la vista de los mismos, pueden derivarse conclusiones relevantes relacionadas con desigualdades socioeconómicas o geográficas, únicamente se comentarán por razones de espacio los resultados relativos a la variable de género. Como puede observarse, las mujeres presentan una mayor probabilidad de visitar al médico general que los hombres (1,12 veces superior). Este hecho podría derivarse de la diferente construcción social de la enfermedad o, dicho de otro modo, de la negación de la debilidad que implica el rol masculino (La Parra, 2002; Redondo-Sendino *et al.*, 2006), y asociarse por tanto a mayores reticencias a acudir al médico cuando se percibe algún síntoma de enfermedad.

**Tabla 1**  
**Factores determinantes del acceso a la consulta del médico general**

**N.º Observaciones=22239**

**Chi2(28)=2362,91**

**Prob>chi2=0,0000**

**Log Likelihood=-12699,28**

**% predicciones correctas=69,30%**

Variable	Odds Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf.	Interval]
mujer	1,1227	0,0370	3,510	0,000	1,0524	1,1976
edad2	0,9949	0,0577	-0,090	0,929	0,8879	1,1147
edad3	1,3195	0,0689	5,310	0,000	1,1911	1,4618
edad4	1,7813	0,1148	8,960	0,000	1,5700	2,0211
edad5	1,9238	0,1274	9,880	0,000	1,6896	2,1905
saludreg	1,5128	0,0552	11,350	0,000	1,4084	1,6249
saludm	1,4416	0,0824	6,400	0,000	1,2888	1,6125
saludmm	1,3085	0,1163	3,030	0,002	1,0993	1,5575
cronica	2,4641	0,2576	8,630	0,000	2,0077	3,0244
cronlim	1,1267	0,0416	3,230	0,001	1,0480	1,2112
acc	1,1552	0,0563	2,960	0,003	1,0500	1,2710
lim2sem	1,6700	0,0687	12,470	0,000	1,5406	1,8102
activo	0,7870	0,0320	-5,890	0,000	0,7267	0,8523
fuma	0,9063	0,0355	-2,510	0,012	0,8393	0,9787
nest2	0,9184	0,0404	-1,940	0,053	0,8426	1,0010
nest3	0,8628	0,0475	-2,680	0,007	0,7746	0,9612
nest4	0,8231	0,0544	-2,950	0,003	0,7231	0,9369
claseII	1,1449	0,0959	1,610	0,106	0,9715	1,3493
claseIII	1,3250	0,0978	3,810	0,000	1,1466	1,5313
claseIVa	1,3207	0,0989	3,710	0,000	1,1404	1,5296
claseIVb	1,4636	0,1167	4,780	0,000	1,2519	1,7112
claseV	1,4563	0,1168	4,690	0,000	1,2444	1,7042
habitat1	0,8963	0,0362	-2,710	0,007	0,8281	0,9702
habitat2	0,8632	0,0548	-2,320	0,021	0,7621	0,9776
habitat3	0,8391	0,0547	-2,690	0,007	0,7385	0,9534
habitat4	0,7883	0,0356	-5,270	0,000	0,7216	0,8611
habitat5	0,7805	0,0461	-4,190	0,000	0,6951	0,8764
sns	1,9531	0,1099	11,900	0,000	1,7493	2,1808

## b) Consultas al médico especialista

El efecto de los factores que determinan la probabilidad de acudir al médico especialista de la sanidad pública se muestra en la Tabla 2. Nuevamente los resultados asociados a las variables de necesidad y a los factores facilitadores del acceso son consistentes con la literatura. Las mayores diferencias entre el modelo de consultas al especialista y el modelo de visitas al médico de primaria se registran en las variables socioeconómicas y geográficas, y también en la influencia del género. La variable representativa del sexo de los individuos ha dejado de ser significativa, lo que implicaría la ausencia de desigualdades de género en las pautas de derivación de los médicos de primaria al médico especialista.

**Tabla 2**  
**Factores determinantes del acceso a la consulta del médico especialista**

N.º Observaciones=22239

Chi2(29)=1007,22

Prob>chi2=0,0000

Log Likelihood=-7400,57

% predicciones correctas=88,57%

Variable	Odds Ratio	Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf.	Interval]
mujer	1,0114	0,0476	0,240	0,810	0,9222	1,1092
edad2	0,9898	0,0780	-0,130	0,896	0,8481	1,1551
edad3	0,9957	0,0721	-0,060	0,952	0,8639	1,1475
edad4	0,9337	0,0846	-0,760	0,449	0,7818	1,1151
edad5	0,7353	0,0702	-3,220	0,001	0,6098	0,8867
saludreg	1,6526	0,0904	9,180	0,000	1,4846	1,8396
saludm	2,4444	0,1845	11,840	0,000	2,1083	2,8341
saludmm	2,8215	0,2993	9,780	0,000	2,2919	3,4736
cronica	1,6371	0,2332	3,460	0,001	1,2384	2,1643
cronlim	1,4034	0,0726	6,550	0,000	1,2680	1,5532
acc	1,1138	0,0732	1,640	0,101	0,9791	1,2670
lim2sem	1,5958	0,0844	8,840	0,000	1,4387	1,7701
activo	0,8368	0,0472	-3,160	0,002	0,7493	0,9346
solo	0,8055	0,0389	-4,480	0,000	0,7328	0,8854
fuma	0,8010	0,0446	-3,990	0,000	0,7182	0,8933
nest2	1,2116	0,0802	2,900	0,004	1,0642	1,3795
nest3	1,5036	0,1200	5,110	0,000	1,2859	1,7582
nest4	1,5136	0,1428	4,390	0,000	1,2581	1,8210
claseII	1,0473	0,1195	0,400	0,686	0,8374	1,3097
claseIII	1,0761	0,1085	0,730	0,467	0,8831	1,3113
claseIVa	1,0900	0,1112	0,840	0,398	0,8924	1,3314
claseIVb	1,0496	0,1155	0,440	0,660	0,8460	1,3023
claseV	1,1102	0,1230	0,940	0,345	0,8935	1,3794
habitat1	0,9503	0,0563	-0,860	0,389	0,8462	1,0672
habitat2	1,0037	0,0909	0,040	0,967	0,8405	1,1986
habitat3	1,0602	0,0970	0,640	0,523	0,8862	1,2684
habitat4	1,0912	0,0693	1,370	0,170	0,9634	1,2358
habitat5	1,2399	0,0998	2,670	0,008	1,0590	1,4517
sns	2,6564	0,2416	10,740	0,000	2,2226	3,1748

### c) Visitas a los servicios de urgencias

Al igual que ocurría en el caso de las consultas médicas, la naturaleza pública o privada de las visitas a urgencias sólo se conoce para la última visita realizada en el año previo a la entrevista, por lo que el análisis excluye el resto de las declaradas. Para identificar los determinantes de la utilización de las urgencias públicas se ha definido como variable dependiente una variable ficticia que toma valor 1 cuando la última visita se realizó en un centro de la sanidad pública, ya fuera hospital, servicio de urgencias no hospitalario u otro tipo de centro no hospitalario, o bien en una casa de socorro o servicio de urgencias del ayuntamiento. De los sucesivos modelos se fueron eliminando las variables independientes que resultaban sistemáticamente no significativas; en la Tabla 3 se muestra la estimación final.

**Tabla 3**  
Factores determinantes del acceso a los servicios de urgencias

N.º Observaciones=22612

Chi2(22)=3666,71

Prob>chi2=0,0000

Log Likelihood=-11577,94

% predicciones correctas=75,858%

Variable	Odds Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf.	Interval]
mujer	0,9362	0,0320	-1,930	0,054	0,8755	1,0011
edad2	0,5112	0,0278	-12,350	0,000	0,4596	0,5687
edad3	0,3762	0,0193	-19,080	0,000	0,3403	0,4160
edad4	0,3436	0,0219	-16,740	0,000	0,3032	0,3894
edad5	0,3828	0,0248	-14,800	0,000	0,3371	0,4347
saludreg	1,7730	0,0705	14,400	0,000	1,6401	1,9168
saludm	2,8580	0,1707	17,580	0,000	2,5423	3,2129
saludmm	3,0304	0,2758	12,180	0,000	2,5353	3,6222
cronica	1,3548	0,1146	3,590	0,000	1,1478	1,5991
acc	5,4428	0,2708	34,060	0,000	4,9371	6,0003
cronlim	1,5687	0,0601	11,750	0,000	1,4552	1,6911
lim2sem	1,5413	0,0649	10,280	0,000	1,4192	1,6738
solo	0,9032	0,0320	-2,880	0,004	0,8427	0,9680
nest2	0,9564	0,0476	-0,900	0,370	0,8675	1,0544
nest3	1,0230	0,0609	0,380	0,702	0,9103	1,1497
nest4	0,9833	0,0679	-0,240	0,807	0,8588	1,1258
claseII	1,3101	0,1111	3,190	0,001	1,1095	1,5470
claseIII	1,2424	0,0941	2,870	0,004	1,0710	1,4412
claseIVa	1,4435	0,1106	4,790	0,000	1,2423	1,6774
claseIVb	1,3852	0,1139	3,960	0,000	1,1791	1,6273
claseV	1,3877	0,1155	3,940	0,000	1,1788	1,6336
sns	2,4299	0,1366	15,790	0,000	2,1763	2,7130

De acuerdo con los resultados del modelo, las mujeres muestran una menor propensión a acudir a los servicios de urgencia, lo que puede asociarse a su utilización más intensiva de las consultas de atención primaria. Éstas podrían considerarse un bien sustitutivo de la atención urgente, lo que implica que es más improbable que los problemas de salud atendidos previamente por el médico de familia lleguen a urgencias. Por otra parte, también podría implicar que los

hombres presentan cuadros más graves cuando hacen uso de este servicio. En todo caso, la variable de sexo no resulta particularmente influyente en la estimación. No parece, por tanto, que exista una inequidad de género significativa en el acceso a la atención urgente.

#### **d) Hospitalización**

Para comprobar las desigualdades en el acceso a la hospitalización se ha definido una variable ficticia que toma valor 1 cuando el individuo ha estado hospitalizado en los últimos doce meses (al menos una noche) y los gastos de la última hospitalización han corrido a cargo de la sanidad pública (siempre y cuando el motivo del ingreso sea distinto del parto). Como variables explicativas se han incluido, además de las correspondientes al sexo y la edad, las que representan el estado de salud del individuo y su morbilidad, la variable que indica si el individuo trabaja o está inactivo, el nivel de estudios, la clase social y las proxies de accesibilidad geográfica. Asimismo, para controlar por la modalidad de cobertura sanitaria se ha incluido la dummy *sns* definida anteriormente <sup>4</sup>.

La Tabla 4 muestra el importante efecto del hecho de ser mujer en la probabilidad de ser hospitalizado. Sólo algunas de las variables de necesidad resultan ser más influyentes que el género en el acceso a la admisión hospitalaria. De acuerdo con los resultados, las mujeres tienen una probabilidad significativamente menor a la de los hombres de ser hospitalizadas cuando controlamos por el resto de características (odds-ratio=0,63), lo que sí podría estar apuntando hacia un problema de inequidad por razón de sexo.

A la vista de los resultados, las desigualdades en el uso de los servicios sanitarios no justificadas por diferencias en la necesidad clínica se concentrarían en la atención primaria y en la hospitalización. En el primer caso pueden operar los roles de género interiorizados por cada individuo, expresados en una mayor o menor preferencia por la atención médica. En cambio, en lo que respecta a la admisión en el hospital los resultados podrían estar indicando una cierta discriminación por razón de sexo, lo que tiene importantes implicaciones para las organizaciones sanitarias que buscan prestar cuidados sanitarios en condiciones de igualdad para hombres y mujeres (Redondo-Sendino *et al.*, 2006). No obstante, es importante tener en cuenta las limitaciones de un análisis de estas características. En primer lugar, se trata de un estudio transversal que no permite interpretar los resultados en clave de relaciones causa-efecto. Asimismo, la información contenida en la Encuesta Nacional de Salud es limitada en lo que respecta a las necesidades objetivas de atención médica y a la gravedad de las dolencias, e inexistente en lo relativo a la calidad de la asistencia prestada. Hemos de recordar que las diferencias en utilización de servicios sanitarios, para ser calificadas de inequitativas, deberían asociarse a servicios de efectividad contrastada (Librero *et al.*, 2010). En otro caso, puede ocurrir que quienes más servicios consumen sean los más perjudicados por estar sometidos a los denominados «riesgos de sobreexposición» (Ruiz-Cantero *et al.*, 2004).

**Tabla 4**  
**Factores determinantes del acceso a la hospitalización**

N.º Observaciones=22841  
 Chi2(27)=1833,9  
 Prob>chi2=0,0000  
 Log Likelihood=-5872,994  
 % predicciones correctas=91,28%

Variable	Odds Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf.	Interval]
mujer	0,6261	0,0323	-9,080	0,000	0,5659	0,6926
edad2	1,0542	0,1074	0,520	0,605	0,8633	1,2873
edad3	0,9985	0,0925	-0,020	0,987	0,8327	1,1974
edad4	1,4108	0,1508	3,220	0,001	1,1442	1,7396
edad5	1,4470	0,1561	3,430	0,001	1,1713	1,7876
saludreg	2,2406	0,1517	11,910	0,000	1,9621	2,5587
saludm	4,3591	0,3630	17,680	0,000	3,7027	5,1320
saludmm	5,3679	0,5876	15,350	0,000	4,3314	6,6525
cronica	1,2159	0,2159	1,100	0,271	0,8585	1,7219
cronlim	1,8881	0,1109	10,820	0,000	1,6828	2,1184
acc	1,3434	0,0926	4,280	0,000	1,1736	1,5377
lim2sem	1,4373	0,0832	6,270	0,000	1,2832	1,6099
activo	0,7498	0,0535	-4,040	0,000	0,6519	0,8623
nest2	1,0803	0,0723	1,150	0,249	0,9475	1,2316
nest3	1,1605	0,1017	1,700	0,089	0,9774	1,3778
nest4	1,1140	0,1214	0,990	0,322	0,8998	1,3791
claseII	0,9132	0,1248	-0,660	0,506	0,6987	1,1936
claseIII	0,7976	0,0963	-1,870	0,061	0,6296	1,0105
claseIVa	1,0198	0,1228	0,160	0,871	0,8053	1,2913
claseIVb	0,9213	0,1188	-0,640	0,525	0,7155	1,1863
claseV	0,9188	0,1188	-0,650	0,513	0,7131	1,1839
habitat1	0,9540	0,0629	-0,720	0,474	0,8384	1,0855
habitat2	0,8412	0,0896	-1,620	0,104	0,6827	1,0365
habitat3	0,8729	0,0955	-1,240	0,214	0,7045	1,0816
habitat4	1,0735	0,0767	0,990	0,321	0,9332	1,2350
habitat5	0,9656	0,0910	-0,370	0,710	0,8027	1,1615
sns	2,6241	0,2793	9,060	0,000	2,1300	3,2329

#### 4. Conclusiones

Las desigualdades de género en salud, más allá de las diferencias biológicas entre sexos, tienen su origen en las estructuras sociales, económicas y de poder. Los determinantes sociales ejercen una poderosa influencia sobre las oportunidades vitales de las personas, y están en la base de la mayor exposición y vulnerabilidad ante la enfermedad de las mujeres.

Los roles de género también pueden resultar influyentes en las pautas de utilización de los servicios sanitarios. El análisis realizado en este trabajo muestra que los hombres registran una menor propensión a utilizar los servicios de atención primaria, lo que podría asociarse a la negación de la debilidad propia del rol masculino. Por otra parte se comprueba, en la línea de otros estudios previos, que la probabilidad de ingresar en el hospital tras estandarizar por variables de necesidad es menor para las mujeres que para los varones, lo que podría estar indicando la presencia de inequidad de género en la prestación de la atención hospitalaria.

Un informe reciente encargado por la OMS (Sen *et al.*, 2007), analiza con detalle las desigualdades de género en salud y concluye con una serie de propuestas de acción orientadas a erradicarlas. Entre sus principales recomendaciones figuran: abordar las dimensiones estructurales de la desigualdad de género; eliminar los estereotipos de género y adoptar estrategias multinivel para cambiar normas y prácticas que dañan directamente la salud de las mujeres; reducir las exposiciones a riesgos y la vulnerabilidad a la enfermedad derivadas de los roles de género; promover la conciencia y el manejo de los problemas de las mujeres como productoras y consumidoras de atención sanitaria, mejorando su acceso a los cuidados médicos y orientando cada vez más los sistemas sanitarios a la rendición de cuentas hacia las mujeres; erradicar los desequilibrios de género en los contenidos y procesos de la investigación sanitaria; y fomentar, en general, el empoderamiento de las mujeres. Todas estas líneas de actuación permitirían corregir las desigualdades hoy constatadas, y sus efectos, a buen seguro, trascenderían el ámbito de la salud.

En todo caso, es necesario seguir investigando las causas de las desigualdades de género que son evitables y, por tanto, injustas. La adaptación de las bases de datos a las necesidades de investigación en este ámbito es aún reciente y parcialmente incompleta. Pero se está avanzando. Recorrer el camino pendiente es una de las tareas necesarias para completar el conocimiento disponible sobre el origen de la desigualdad y para poder actuar sobre ella.

## Notas

1. Inicialmente también se definió una variable representativa de la salud mental, que se desestimó al no resultar significativa cuando se incorporaba en los modelos econométricos conjuntamente con el resto de variables de necesidad.
2. Por su parte, la *claseII* incluye a los directivos de empresas de menos de 10 asalariados, las profesiones asociadas a una titulación de primer ciclo universitario, los técnicos superiores y los artistas y deportistas. La *claseIII* incluye a los empleados de tipo administrativo y profesionales de apoyo a la gestión administrativa y financiera, a trabajadores de los servicios personales y de seguridad, a trabajadores por cuenta propia y a supervisores de trabajadores manuales. La *claseIVa*, por su parte, incluye a trabajadores manuales cualificados, mientras la *claseIVb* integra a los trabajadores manuales semicualificados.
3. Aunque inicialmente se incluyeron todas las variables independientes definidas con anterioridad, en una segunda etapa se eliminó de la estimación la variable *solo*, que en ninguna de las pruebas realizadas resultó significativa.
4. Inicialmente también se incluyó en el modelo la variable que indica la situación familiar del individuo, aunque finalmente se eliminó del mismo al no resultar significativa en ninguna de las estimaciones efectuadas.

## Bibliografía

- Aguilar, M. D.; Lázaro, P.; Fitch, K. y Luengo, S. (2002): «Gender differences in clinical status at time of coronary revascularisation in Spain», *Journal of Epidemiology and Community Health*, núm. 56, pp. 555-559.

- Andersen, R. M. (1995): «Revisiting the behavioral model and access to medical care: Does it matter?», *Journal of Health and Social Behavior*, núm. 36, pp. 1-10.
- Bambra, C.; Pope, D.; Swami, V.; Stanistreet, D.; Roskam, A.; Kunst, A. y Scott-Samuel, A. (2009): «Gender, health inequalities and welfare state regimes: a cross-national study of 13 European countries», *Epidemiology and Community Health*, núm. 63, pp. 38-44.
- CSDH (2008): *Closing the gap in a generation: Health equity through action on the social determinants of health. Final Report of the Commission on Social Determinants of Health*. Geneva, World Health Organization. Disponible en: [http://www.who.int/social\\_determinants/thecommission/final-report/en/index.html](http://www.who.int/social_determinants/thecommission/final-report/en/index.html)
- Instituto Nacional de Estadística (2010): *Encuesta Anual de Estructura Salarial 2008*. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft22/p133&file=inebase&L=0>. Consultado el 14 de noviembre de 2010.
- Instituto Nacional de Estadística (2010): *Encuesta Europea de Salud en España 2009*. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t15/p420&file=inebase&L=0>. Consultado el 22 de diciembre de 2010.
- Instituto Nacional de Estadística (2010): *Mujeres y hombres en España. 2010*. Disponible en: <http://www.ine.es/prodyser/pubweb/myh/myh10.pdf>. Consultado el 1 de diciembre de 2010.
- La Parra, D. (2002): *La atención a la salud en el hogar: desigualdades y tendencias*, Monografías, Universidad de Alicante.
- Larrañaga, N. y Batteredetxea, M. (2002): «Infarto agudo de miocardio con ingreso hospitalario en Gipuzkoa», *Gaceta Sanitaria*, núm. 16 (Supl. 1), p. 60.
- Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres. Publicada en el *Boletín Oficial del Estado* el 23 de marzo de 2007, pp. 12611-12645.
- Librero, J.; Ibáñez, B.; Peiró, S.; Bernal-Delgado, E.; Suárez García, F. M.; Jiménez Torres, F.; Martínez-Lizaga, N.; Seral-Rodríguez, M.; Ridaio, M. y Grupo VPM-SNS (2010): «Las hospitalizaciones de las personas mayores según sexo. Patrones comunes y discrepantes», *Atlas de Variaciones en la Práctica Médica del Sistema Nacional de Salud*, núm. 5 (1), pp. 287-297.
- Ministerio de Sanidad y Política Social (2009): *Encuesta Nacional de Salud 2006*.
- PAHO (2002): «Gender Equity in Health», Women, Health and Development Program. Disponible en: <http://www.paho.org/english/hdp/hdw/GenderEquityinHealth.pdf>. Consultado el 10 de diciembre de 2010.
- Redondo-Sendino, A.; Guallar-Castillón, P.; Banegas, J. R. y Rodríguez-Artalejo, F. (2006): «Gender differences in the utilization of health-care services among the older population of Spain», *BMC Public Health*, 6:155 doi:10.1186/1471-2458-6-155.
- Rico, A.; Petrova-Benedict, R.; Basten, A. y Urbanos, R. (2010): «Exclusión social y desigualdades estructurales en salud», en *Hacia la equidad en salud. Monitorización de los determinantes sociales de la salud y reducción de las desigualdades en salud*, Informe independiente de expertos comisionado por la Presidencia Española de la UE, cap. VI, pp. 45-53, Ministerio de Sanidad y Política Social, 2010.
- Ruiz-Cantero, M. T. y Verdú-Delgado, M. (2004): «Sesgo de género en el esfuerzo terapéutico», *Gaceta Sanitaria*, núm. 18 (Supl. 1), pp. 118-25.

- Sen, G.; Östlin, P. y George, A. (2007): *Unequal, Unfair, Ineffective and Inefficient Gender Inequity in Health: Why it exists and how we can change it*, Karolinska Institutet.
- Velasco, S. (2009): *Recomendaciones para la práctica clínica con enfoque de género*, Observatorio de Salud de la Mujer, Dirección General de la Agencia de Calidad del Sistema Nacional de Salud, Ministerio de Sanidad y Política Social.
- Segura, A.; Zurriaga, O.; Rohlf, I.; Marrugat, J.; Marco, R.; Riera, M. *et al.* (2002): «Estudio IBERICA», *Gaceta Sanitaria*, núm. 16 (Supl. 1), p. 90.