

Contribución de las mujeres y los hogares más pobres a la producción de cuidados de salud informales

Daniel La Parra

Departamento de Salud Pública. Universidad de Alicante.

Correspondencia: Daniel La Parra Casado. Departamento de Salud Pública. Universidad de Alicante. Apdo. de Correos 99. 03080 Alicante. Correo electrónico: daniel.laparra@ua.es

Recibido: 30 de mayo de 2001
Aceptado: 5 de noviembre de 2001

(Contribution of women and low-income households to the provision of informal home healthcare)

Resumen

Objetivo: Determinar si las mujeres y los hogares de ingresos bajos tienen mayor probabilidad de convertirse en cuidadoras de salud informales y si existen desigualdades en el número de horas desempeñadas.

Métodos: Estudio transversal con datos del Panel Europeo de Hogares para España en 1994, encuesta de presupuestos familiares realizada al conjunto de la población española mayor de 16 años. La muestra cuenta con un total de 17.907 individuos y 7.206 hogares. Las personas cuidadoras de adultos suponen un 7,3% de los encuestados (1.305 entrevistados). Se analizan la probabilidad de proporcionar cuidados de salud y de ser cuidador a tiempo completo (más de 28 h semanales de dedicación) en función del género, la situación laboral, el nivel de ingresos del hogar, la edad y la salud autopercebida mediante regresión logística.

Resultados: La mayoría de las personas cuidadoras son mujeres (74,4%). Las personas con ingresos bajos, paradas e inactivas tienen mayor probabilidad que las de altos ingresos de dedicarse de forma intensiva a la tarea de dispensar cuidados de salud (*odds ratio* [OR] = 2,24 [1,45-3,47]). En las personas con trabajo remunerado, la dedicación de más de 28 horas semanales al cuidado de familiares se asocia con una mala salud autopercebida (OR = 4,51 [1,48-13,68]). A medida que las personas tienen un mayor número de años presentan una mayor probabilidad de convertirse en cuidador, en especial, de cuidador a tiempo completo.

Conclusiones: La responsabilidad de proporcionar cuidados de salud recae en mayor medida sobre las mujeres, las personas no ocupadas, la población con bajos ingresos y las personas con más edad.

Palabras clave: Clase social. Género. Sector informal. Cuidador.

Summary

Objective: To determine gender and socioeconomic inequalities in the production of informal home health care.

Methods: Cross-sectional survey. The study population was formed by 17.907 individuals interviewed in 1994 in the Spanish sample of 1994 the European Community Household Panel. The number of caregivers in the sample is 1.305 individuals (7.3% of the total). Two outcome measures were analysed: the risk of being an informal caregiver and the risk of caring more than 28 h weekly. The independent variables were the household income level, occupation, gender, age and self-perceived health status. The odds ratio are obtained from logistic regression models.

Results: Women are more likely than men to provide care for someone (74.4%). Low-income individual without occupation bear the greatest probability of providing care more than 28 h weekly OR = 2.24 (1.45-3.47). Bad self-perceived health status in people with occupation is associated with being a full-time caregiver OR = 4.51 (1.48-13.68). Age increase the probability both of being an informal caregiver and to care more than 28 hours a week.

Conclusion: Women, low-income social classes and aged people bear the greatest burden of giving care.

Key words: Social class. Gender. Informal sector. Caring.

Introducción

Los cuidados de salud proporcionados por familiares, vecinos o amigos en favor de personas con problemas de salud crónicos, alguna discapacidad o ancianos son la principal respuesta de la sociedad en caso de enfermedad¹. Del conjunto de horas trabajadas en favor de las personas enfermas en la sociedad española los profesionales sanitarios realizan un 12%, mientras que los familiares se encargan del 88% restante². Estas horas de trabajo son realizadas habitualmente por mujeres, pero se desconoce qué grupos sociales tienen mayor probabilidad de convertirse en personas que llevan a cabo actividades de cuidado y si existen desigualdades en el número de horas desempeñadas en función de la posición socioeconómica.

Se conocen algunos aspectos que producen desigualdades entre las personas cuidadoras. En concreto, existen diversos estudios que demuestran que la actividad de cuidar puede afectar a la salud³⁻⁷, pero son menos frecuentes los estudios que analizan dichos efectos en función de la posición socioeconómica. Se conoce que la salud autopercebida de las personas cuidadoras es menor entre las pertenecientes a las clases ocupacionales de tipo manual⁸, pero la posibilidad de que haya una mayor dedicación a los cuidados de salud en los hogares con menos ingresos ha sido escasamente explorada en la investigación sobre desigualdades sociales en salud⁹. No obstante, existen motivos para pensar que los hogares con menos ingresos se dedican de forma más intensiva a la labor de cuidados. En primer lugar, se ha de mencionar las mayores morbilidad y mortalidad en los estratos socioeconómicos más bajos¹⁰⁻¹². Esta distribución por clase social de los problemas sociales hace suponer que los estratos menos favorecidos se vean con mayor frecuencia en la necesidad de atender a algún familiar con problemas de salud. Un segundo motivo es el menor poder adquisitivo de los estratos sociales más desfavorecidos para adquirir servicios en el mercado. La falta de recursos económicos dificulta la opción de contratar a alguna persona para que desempeñe las funciones relacionadas con los cuidados (tareas domésticas, compañía, administración de tratamientos, movilidad, etc.). En tercer lugar se destaca el escaso desarrollo de la oferta pública de cuidados de salud (p. ej., el modesto desarrollo de los servicios de ayuda a domicilio^{13,14} o el escaso desarrollo de las residencias públicas¹⁵). Ante la imposibilidad de que las necesidades de la población con menos recursos sean atendidas por los servicios públicos, la única opción disponible es que dichas personas reciban la ayuda de sus propios familiares. Por último, aunque no por ello menos relevante, la posición en el mercado de trabajo puede determinar la capacidad para prestar cuidados de salud a familiares. Las

personas ocupadas disponen de menos tiempo para emplear en este tipo de tareas. En el caso español los niveles de ocupación en trabajos remunerados son más elevados, tanto en varones como en mujeres, en los grupos sociales más favorecidos.

Esta investigación explora, con datos del Panel Europeo de Hogares para España en 1994, la posibilidad de que las mujeres y los hogares con menos ingresos tengan mayor probabilidad de prestar cuidados de salud informales de forma intensiva que los hogares con ingresos altos.

La detección de pautas de desigualdad en la producción de cuidados de salud informales puede enmarcarse en los procesos sociales que llevan a la creación de desigualdades en salud, y ser útil en la planificación de políticas públicas para garantizar el cuidado de los enfermos crónicos y la mejora de la situación de las personas cuidadoras.

Metodología

El estudio es de tipo transversal y utiliza los datos del Panel Europeo de Hogares (PHOGUE) de 1994 elaborado por el Instituto Nacional de Estadística para España (INE)¹⁶. El PHOGUE es una encuesta de presupuestos familiares que se administra en entrevistas cara a cara a una muestra de hogares. Son entrevistados todos los miembros adultos del hogar. El cuestionario está diseñado para medir los niveles de bienestar material (en especial, el de ingreso), la situación en el empleo y cuenta con algunos apartados sobre otras esferas de la vida (salud autopercebida, satisfacción vital, relaciones sociales). El cuestionario contiene una serie de ítems que permiten identificar si en el hogar existe alguna persona que presta cuidados de salud no remunerados a adultos. La muestra cuenta con un total de 17.907 casos individuales y 7.206 hogares. Las personas cuidadoras de adultos suponen un 7,3% de los encuestados (1.305 cuidadores).

La definición de personas cuidadoras se establece a partir de la contestación afirmativa a la pregunta sobre si el entrevistado incluye entre sus ocupaciones diarias quehaceres no remunerados como el cuidado de adultos necesitados de ayuda especial por razones de ancianidad o enfermedad (respuestas 2 y 3 a la variable PR006 del cuestionario). Se ha excluido a los que cuidan sólo a niños. Por otro lado, se ha clasificado como personas dedicadas de forma intensiva a la labor de cuidados a todas aquellas que señalan cuidar a un adulto durante más de 28 h a la semana.

Para la medición del nivel de ingresos del hogar se utilizó el ingreso neto del hogar ponderado por el tamaño del hogar según la escala de equivalencia propuesta por la Organización para la Cooperación y el De-

sarrollo Económico (OCDE)^{17,18}. El uso de una escala de equivalencia permite ajustar los efectos de economía de escala derivados del hecho de compartir vida en común bajo un mismo techo. El nivel de ingreso se clasificó en cuartiles, se clasificó a las personas según su pertenencia al 25% de hogares con menos ingresos, entre el 25 y el 50% con ingresos medios-bajos y así hasta llegar al 25% de hogares con más ingresos. Este tipo de indicador de posición socioeconómica presenta la ventaja frente a los indicadores de clase social ocupacional^{19,20} de permitir una mejor clasificación de las mujeres según posición socioeconómica, ya que es igualmente válido para clasificar a las personas activas, inactivas (paradas, amas de casa) y jubiladas^{21,22}. A pesar de que el dato obtenido a partir de la aplicación de la escala de equivalencia permite obtener una estimación de gran precisión del ingreso disponible por unidad que compone el hogar (lo cual no es posible en las Encuestas Nacionales de Salud), no se puede conocer si dentro del hogar se establece una distribución equitativa del ingreso^{23,24}. La metodología aplicada para la imputación de ingresos y el tratamiento de la no respuesta ha sido publicada por el INE¹⁶.

La variable salud autopercebida se obtiene a partir de la respuesta a la pregunta sobre cómo percibe su propia salud la persona entrevistada²⁵. Con el fin de evitar un grado elevado de desagregación de las categorías la variable se dicotomizó en muy bueno-bueno-aceptable frente a malo-muy malo. Dicha dicotomización no parece transformar de manera esencial los resultados de acuerdo con la revisión propuesta por Manor et al²⁶.

Se utilizaron modelos de regresión logística para el análisis de los datos. Dada la influencia directa de la situación laboral en la disponibilidad de tiempo para la realización de tareas de cuidados se llevaron a cabo análisis separados para las personas ocupadas y las no ocupadas (paradas e inactivas). En un primer modelo de regresión se predice la probabilidad de dedicarse a la labor de cuidados o no (variable dependiente). Para la construcción del modelo se introdujeron en un primer paso las dos variables explicativas que se proponen en el modelo teórico (sexo y cuartil de ingreso). Como variables de control se introdujeron las variables edad y estado de salud. La variable edad se introduce como variable continua una vez comprobada la relación lineal con la variable dependiente. Una vez construido el modelo se comprobaron los posibles efectos de interacción entre la variable sexo y el resto de variables en el modelo. Al comprobar la existencia de interacción entre la variable sexo y el cuartil de ingreso ($p = 0,0318$), se construyeron modelos separados para varones y mujeres.

En un segundo análisis, únicamente con población cuidadora, se predice la probabilidad de dedicarse a la prestación de cuidados más de 28 h a la semana. Para la construcción del modelo se reprodujeron los pasos

descritos en el caso anterior. Dado que no se encontraron efectos de interacción entre la variable sexo y el resto de variables en el modelo ($p > 0,05$), no se construyeron modelos separados en función del sexo. En todos los análisis se calcularon las *odds ratio* (OR), los coeficientes Wald de significación y los intervalos de confianza (IC) del 95% para las *odds ratio*. En todos los análisis se utilizaron pesos transversales para la consecución de representatividad estadística.

Resultados

En el año 1994 un 27,1% de las personas mayores de 16 años estaba en el momento de la realización del trabajo de campo cuidando a niños u otros adultos. El colectivo de los cuidadores de adultos representa un 7,3% de los encuestados. Un 56% de ellos dedica a los cuidados más de 28 horas semanales y un 25% de los cuidadores emplea entre 15 y 28 h por semana. La mayoría de los cuidadores se prestan a personas que viven en el propio hogar (un 69,6% de los casos), mientras que una pequeña parte se desarrolla fuera de casa (28,2%) y un tercer grupo de personas dispensa cuidados tanto fuera como dentro de su hogar (2,2%). Tres de cada 4 personas que incluyen entre sus obligaciones el cuidado de adultos son mujeres (74,4%). La edad media de los cuidadores es de 51,40 años (desviación típica, 15,34), casi 7 años más que las personas no cuidadoras [44,51 (19,04)].

En la tabla 1 se presentan los resultados descriptivos según la situación laboral y el estar desempeñando labores de cuidados o no. Se puede observar que las personas ocupadas tienden a tener una mejor situación económica que las personas no ocupadas. Los varones tienen niveles de ocupación mucho más elevados que las mujeres (53,5 frente a 24,4%). La proporción de personas cuidadoras es más elevada entre las mujeres que en los varones, tanto si están ocupadas como cuando están inactivas o paradas. Entre las personas no ocupadas los niveles de dedicación a la labor de cuidados son más elevados que entre las personas que no lo están. La edad media de las personas que se dedican a los cuidados de salud es siempre superior que entre las personas que no desempeñan estas labores no remuneradas. Por otro lado, las personas que realizan cuidados de salud presentan porcentajes más altos de mala salud autopercebida que las personas no cuidadoras.

La probabilidad de ser cuidador

El análisis de regresión logística permite distinguir, una vez ajustado el efecto de la edad y de la salud au-

Tabla 1. Datos descriptivos sobre distribución porcentual del nivel de ingresos, la salud autopercibida y la edad media según sexo, ocupación y su cuidado informal

	Mujeres (n = 9.228)					Varones (n = 8.664)				
	Ocupadas (24,4%)		No ocupadas (75,6%)			Ocupados (53,5%)		No ocupados (46,5%)		
	Cuidadora (8,6%)	No cuida (91,4%)	Cuidadora (11,1%)	No cuida (88,9%)	Total (100%)	Cuidador (3,0%)	No cuida (97,0%)	Cuidador (4,8%)	No cuida (95,2%)	Total (100%)
Nivel de ingresos										
Número	192	2.043	771	6.150	9.156	137	4.446	192	3.823	8.598
Casos perdidos	2	19	2	49	72	3	46	0	17	66
Alto (%)	45,2	45,8	15,2	18,25	24,7	38,2	32,0	16,6	17,7	25,4
Medio-alto (%)	23,5	23,9	26,7	24,6	24,6	32,9	25,4	32,6	24,8	25,4
Medio-bajo (%)	15,6	16,3	28,5	28,5	25,5	17,3	22,1	21,5	27,5	24,4
Bajo (%)	15,7	14,0	29,6	28,6	25,2	11,6	20,5	29,2	30,0	24,8
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Edad										
Media	44,11	36,73	53,00	48,54	46,18	45,61	39,02	56,62	48,59	46,73
Desviación típica	9,75	11,11	15,72	21,00	19,35	10,46	11,75	17,50	22,70	18,28
Salud autopercibida										
Número	192	2.055	771	6.179	9.197	140	4.485	192	3.822	8.639
Casos perdidos	2	7	2	20	31	0	7	0	18	25
Buena (%)	94,6	95,0	77,1	79,8	83,3	95,4	96,3	73,4	80,1	88,6
Mala (%)	5,4	5,0	22,9	20,2	16,7	4,6	3,7	26,6	19,9	11,4

topercibida, si existe una mayor probabilidad de desempeñar la labor de cuidados cuando se cuenta con un bajo nivel de ingresos. Se realizaron los análisis por separado para mujeres y varones debido a que se detectaron efectos de interacción entre las variables sexo y nivel de ingresos. En la tabla 2 se puede observar que la influencia del nivel de ingresos varía según el género y la situación laboral. Los varones ocupados con bajo nivel de ingresos tienen menor probabilidad de desempeñar cuidados de salud que los de alto nivel de

ingresos [OR = 0,49 (0,27-0,86)]. Por el contrario, las mujeres no ocupadas con bajo nivel de ingresos (tabla 3) tienen una probabilidad ligeramente superior que las que cuentan con un alto nivel de ingresos de dedicarse a esta labor [OR = 1,34 (1,05-1,70)], al igual que las que tienen ingresos medios-altos. No obstante, se destaca el hecho de que el nivel de ingresos no influye de forma significativa en la probabilidad de desempeñar labores de cuidados en el resto de los grupos analizados. Percibir la propia salud como buena o mala

Tabla 2. Personas ocupadas. Asociación entre posición socioeconómica y ser cuidador informal, según nivel de ingresos. Panel Europeo de Hogares, España 1994

	Mujeres Riesgo de ser cuidadora				Varones Riesgo de ser cuidador			
	N	OR	IC del 95%	Sig (Wald)	N	OR	IC del 95%	Sig (Wald)
Ingresos								
Altos	951	1			1.382	1		
Medios-altos	523	0,98	0,66-1,44	0,9160	1.158	1,11	0,74-1,67	0,6175
Medios-bajos	384	1,02	0,65-1,59	0,9340	1.015	0,65	0,40-1,07	0,0910
Bajos	337	1,22	0,78-1,90	0,3890	961	0,49	0,27-0,86	0,0138
Salud autopercibida								
Buena	2.074	1			4.342	1		
Mala	121	0,54	0,27-1,08	0,0809	174	0,87	0,38-1,98	0,7396
Edad	2.195	1,06	1,04-1,07	< 0,001	4.516	1,05	1,03-1,07	< 0,001
Casos perdidos	24				60			

OR: odds ratio; IC: intervalo de confianza.

Tabla 3. Personas no ocupadas (inactivas y paradas). Asociación entre posición socioeconómica y ser cuidador informal, según nivel de ingresos. Panel Europeo de Hogares, España 1994

	Mujeres Riesgo de ser cuidadora				Varones Riesgo de ser cuidador			
	N	OR	IC del 95%	Sig (Wald)	N	OR	IC del 95%	Sig (Wald)
Ingresos								
Altos	1.151	1			655	1		
Medios-altos	1.701	1,32	1,03-1,67	0,0260	1.007	1,38	0,89-2,14	0,1484
Medios-bajos	2.046	1,21	0,95-1,53	0,1179	1.099	0,83	0,51-1,33	0,4267
Bajos	2.083	1,34	1,05-1,70	0,0168	1.242	1,09	0,70-1,71	0,6969
Salud autopercebida								
Buena	5.538	1			3.192	1		
Mala	1.443	0,92	0,76-1,12	0,4237	811	1,13	0,308-1,61	0,4809
Edad	6.981	1,01	1,00-1,02	< 0,001	4.003	1,02	1,01-1,02	< 0,001
Casos perdidos	77				37			

OR: *odds ratio*; IC: intervalo de confianza.

no arrojó resultados significativos, por lo que no se puede decir que un mal estado de salud proteja de ser cuidador (tablas 2 y 3). La edad, sin embargo, produce resultados significativos en todos los casos, por lo que se puede afirmar que la probabilidad de realizar cuidados de salud no remunerados aumenta con la edad.

La probabilidad de dispensar cuidados de forma intensiva

La probabilidad de prestar cuidados durante más de 28 h por semana (tabla 4), una vez ajustado el efecto de la edad, el nivel de ingresos y la salud autopercebida,

es mayor entre las mujeres que entre los varones, tanto cuando están ocupadas [OR = 2,85 (1,67-4,87)] como cuando no lo están [OR = 2,22 (1,57-3,16)]. Puesto que no se encontraron efectos de interacción entre la variable sexo y el resto de las variables que componen el modelo, se presentan los resultados de forma conjunta. Entre las personas ocupadas, el nivel de ingresos no tiene ningún efecto significativo en la probabilidad de dedicarse a los cuidados de forma intensiva. Sin embargo, se observa que entre las personas sin ocupación la probabilidad de dedicarse a cuidar a algún familiar de forma no remunerada durante más de 28 h a la semana es mayor entre aquellas con bajos ingresos.

Tabla 4. Asociación entre posición socioeconómica y ser cuidador con jornada intensiva (más de 28 h por semana), según nivel de ingresos y género. Personas ocupadas y no ocupadas. Panel Europeo de Hogares, España 1994

	Personas ocupadas Riesgo de ser cuidador más de 28 h/semana				Personas no ocupadas (inactivas-paradas) Riesgo de ser cuidador más de 28 h/semana			
	N	OR	IC del 95%	Sig (Wald)	N	OR	IC del 95%	Sig (Wald)
Ingresos								
Altos	124	1			130	1		
Medios-altos	85	0,88	0,47-1,65	0,6972	239	1,85	1,20-2,85	0,0055
Medios-bajos	60	1,51	0,76-3,02	0,2429	259	2,25	1,45-3,51	< 0,001
Bajos	48	0,90	0,41-1,91	0,7995	281	2,24	1,45-3,47	< 0,001
Género								
Varón	130	1			170	1		
Mujer	187	2,85	1,67-4,87	< 0,01	739	2,22	1,57-3,16	< 0,001
Salud autopercebida								
Buena	294	1			688	1		
Mala	23	4,51	1,488-13,68	0,0079	221	1,29	0,88-1,88	0,1885
Edad	317	1,03	1,00-1,05	0,0451	909	1,04	1,03-1,05	< 0,001
Casos perdidos	5				5			

OR: *odds ratio*; IC: intervalo de confianza.

tos que entre las que tienen ingresos altos. La OR de tener una dedicación intensiva entre las personas con bajos ingresos no ocupadas es dos veces mayor que la de las de aquellas con alto nivel de ingreso [OR = 2,24 (1,45-3,47)]. Es de destacar que existe una asociación significativa entre tener un mal estado de salud y desempeñar labores de cuidados informales de forma intensiva cuando se está realizando además una labor remunerada [OR = 4,51 (1,48-13,68)]. Las personas de mayor edad también son más proclives a estar desempeñando labores de cuidados de salud durante más de 28 h por semana.

Discusión

La probabilidad de desempeñar labores de cuidados es mayor entre las mujeres, las personas no ocupadas y las que tienen mayor edad. Estos colectivos son los que en mayor medida están contribuyendo a mantener el importante volumen del sector informal en nuestra sociedad. En concreto las mujeres no ocupadas con un bajo nivel de ingreso y una elevada edad son las que realizan la contribución más importante al mantenimiento de este sistema de bienestar, al ser el colectivo que más horas dedica a la realización de este tipo de trabajo no remunerado.

Cuando se analiza la probabilidad de ser cuidador según el nivel de ingresos, se observa que los hogares situados en diferentes niveles de ingresos tienen una probabilidad similar de estar prestando cuidados de salud. Se observa una interesante interacción para hablar de los procesos sociales de construcción del género. Mientras que los varones ocupados con un bajo nivel de ingresos tienen menor probabilidad de desempeñar este tipo de labor informal, las mujeres no ocupadas con bajo nivel de ingresos tienen mayor probabilidad de prestar este tipo de cuidados, lo que sugiere un mayor grado de división sexual del trabajo en los grupos de población con menos ingresos. Ello probablemente haya de ser relacionado con las escasas oportunidades laborales de las mujeres en este sector de la población²⁷.

El colectivo de las mujeres con bajo nivel de ingresos y sin ocupación es el que tiene mayor probabilidad de desempeñar labores de cuidados no remunerados durante más de 28 h a la semana. Estos resultados coinciden con las pautas encontradas por Arber y Ginn^{9,28} en Inglaterra —si bien las autoras utilizaron la clase social ocupacional como indicador de posición socioeconómica—, quienes explicaron los resultados como debidos a la falta de recursos económicos para contratar los servicios en el mercado, el mayor impacto de la morbilidad y la mortalidad en los grupos sociales menos favorecidos y la falta de servicios públicos. Estos fac-

tores, junto con otros condicionantes de índole cultural, también podrían explicar los resultados no ya por posición socioeconómica, sino por etnia, en Estados Unidos^{29,30}, donde se observa que los afroamericanos dedican mayor número de horas al cuidado informal que los estadounidenses de origen alemán, irlandés o inglés.

Este estudio añade la importancia de la variable ocupación. Se observa que las personas no ocupadas con bajos ingresos se dedican de forma más intensiva a los cuidados de salud. Ello podría relacionarse con la existencia, en los colectivos de mujeres de bajos ingresos, de una inserción en el mercado laboral más precaria, lo que implica un coste de oportunidad entre desempeñar labores remuneradas y no remuneradas³¹. Lo que se suma al hecho de que las personas sin ocupación laboral tienden a ser definidas socialmente como cuidadoras, dada la continuidad existente entre las labores domésticas y las de cuidado de salud informales².

Tener un mal estado de salud no protege a ningún colectivo de la posibilidad de desempeñar este tipo de tareas. Al contrario, se observa que en las personas ocupadas contar con una mala salud autopercebida está fuertemente asociado a la prestación de cuidados de salud de forma intensiva. La asociación entre mal estado de salud y ser cuidador a tiempo completo en las personas ocupadas sugiere un efecto negativo en la salud de la acumulación de actividades remuneradas y no remuneradas, coherente con las aportaciones de otros estudios³²⁻³⁶.

Mientras que en el caso de mujeres y varones no ocupados existe un efecto claro del nivel de ingreso en la probabilidad de dedicarse de forma intensiva a los cuidados de salud informales, sorprende, dada la mayor morbilidad de los estratos socioeconómicos más bajos, que para la mayoría de los grupos estudiados (tablas 2 y 3) los individuos con distintos niveles de ingresos tengan la misma probabilidad de convertirse en personas cuidadoras. Ello puede deberse a factores relacionados con: a) la variación social en los significados que se atribuyen a las preguntas del cuestionario (las clases sociales pueden referirse a realidades diferentes cuando se definen como cuidadores de personas adultas); b) los hogares de clase alta cuidan a personas con menores niveles de dependencia física³⁷, y c) las personas dependientes pertenecientes a los estratos socioeconómicos más bajos tienen menor acceso a los cuidados de salud familiares. Estas hipótesis habrían de ser puestas a prueba con instrumentos estadísticos elaborados *ad hoc* para explorar el efecto de la posición socioeconómica en la relación entre personas cuidadoras y personas dependientes. Por otro lado, los paulatinos aunque continuos cambios en la estructura de hogares y el progresivo envejecimiento de la población pueden estar aumentando de forma significativa en los últimos años el peso del sector informal y

estar definiendo una realidad distinta de la aquí descrita³⁸.

La responsabilidad de proporcionar cuidados de salud (en especial, las jornadas intensivas) recae sobre los grupos de la población con menor salud: mujeres, personas con más edad y población con bajos ingresos. Pese a ello la consideración de la importancia del sector informal todavía ha sido poco tratada en la investigación sobre desigualdades en salud y está ausente en las pautas de actuación del sistema sanitario y del sistema de protección social^{39,40}. En concreto, no existen intervenciones efectivas para compensar la mayor dedicación por parte de los hogares con menores ingresos (ayudas económicas, mejoras en la atención sanitaria, creación de servicios de ayuda a domicilio más amplios⁴¹ o reconocimiento mediante contrato del trabajo realizado) ni fórmulas que aseguren a los hogares ante la contingencia de tener un miembro del hogar dependiente por enfermedad o discapacidad (p.

ej., la creación de un seguro de dependencia o la posibilidad de compatibilizar la vida laboral y las tareas de cuidados). Tanto o más importante es considerar el tipo de construcción social de las responsabilidades adscritas a cada uno de los sexos, que acaba situando a la mujer como prestadora de cuidados de salud con mucha mayor frecuencia que a los varones, y cuya transformación necesita de importantes cambios educativos y culturales y el desarrollo de los derechos sociales y laborales de las mujeres.

Agradecimientos

Agradezco al Prof. José María Tortosa la dirección del trabajo de tesis doctoral dentro de la cual se inscribe esta investigación. Agradezco de igual modo al Prof. Carlos Álvarez-Dardet los comentarios al manuscrito.

Bibliografía

1. Graham H. The informal sector of welfare. A crisis in caring? En: Allan G, editor. *The sociology of the family*. Oxford: Blackwell, 1999.
2. Durán MA. *Los costes invisibles de la enfermedad*. Madrid: Fundación BBV, 1999.
3. Roca M, Úbeda I, Fuentelsaz C, López R, Pont A, García L et al. Impacto del hecho de cuidar en la salud de los cuidadores familiares. *Aten Primaria* 2000; 26: 53-67.
4. Artacoz L, Cortès I, Moncada S, Rohlfes I, Borrell, C. Diferencias de género en la influencia del trabajo doméstico sobre la salud. *Gac Sanit* 1999; 13: 201-207.
5. Low JTS, Payne S, Roderick P. The impact of stroke on informal carers: a literature review. *Soc Sci Med* 1999; 49: 711-725.
6. Nijboer C, Triemstra M, Tempelaar R, Sandeman R, Van den Bos GAM. Measuring both negative and positive reactions to giving care to cancer patients: psychometric qualities of the Caregiver Reaction Scale. *Soc Sci Med* 1999; 48: 1259-1269.
7. Lee HS, Brennan PF, Daly BJ. Relationship of empathy to appraisal, depression, life satisfaction, and physical health in informal caregivers of older adults. *Res Nurs Health* 2001; 24: 44-56.
8. Evandrou M. Unpaid work, carers and health. En: Blane D, editor. *Health and social organization*. Londres: Routledge, 1996.
9. Arber S, Ginn J. Research Note. Class and caring: a forgotten dimension. *Sociology* 1992; 26: 619-634.
10. Regidor E, Gutiérrez-Fisac JL, Rodríguez C. Diferencias y desigualdades en salud en España. Madrid: Díaz de Santos, 1994.
11. Navarro V, Benach J. Informe de la Comisión Científica de Estudios de las Desigualdades Sociales en Salud en España. *Rev Esp Salud Pública* 1996; 70: 505-636.
12. Eachus J, Chan P, Pearson N, Propper C, Davey Smith G. An additional dimension to health inequalities: disease severity and socioeconomic position. *J Epidemiol Community Health* 1999; 53: 603-611.
13. Pérez-Díaz V, Chuliá E, Álvarez-Miranda E. Familia y sistema de bienestar. La experiencia española con el paro, las pensiones, la sanidad y la educación. Madrid: Fundación Argentina, 1998.
14. Insero. *Cuidados en la vejez. El apoyo informal*. Madrid: Ministerio de Asuntos Sociales, 1996.
15. Defensor del Pueblo. *Residencias públicas y privadas de la tercera edad*. Madrid; 1990.
16. INE. *Metodología del Panel de Hogares de la Unión Europea. Primer y segundo ciclos*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística, 1994.
17. Jenkins S. The measurement of income inequality. En: Osberg L, editor. *Economic inequality and poverty: international perspectives*. Londres: ME Sharpe, 1991; 3-38.
18. Brazilian Institute for Geography and Statistics. *Equivalence scales. A brief review of concepts and methods*. Economic Commission for Latin America and the Caribbean. National Statistics Institute for Portugal. Lisboa: Third Meeting of the Expert Group on Poverty Statistics (Rio Group), 22-24 noviembre 1999.
19. Alonso J, Pérez P, Sáez M, Murillo C. Validez de la ocupación como indicador de la clase social, según la clasificación del British Registrar General. *Gac Sanit* 1997; 11: 205-213.
20. Álvarez-Dardet C, Alonso J, Domingo A, Regidor E. La medición de la clase social en ciencias de la salud. Barcelona: SG editores, Sociedad Española de Epidemiología; 1995.
21. Krieger N, Chen JT, Selby JV. Comparing individual-based and household-based measures of social class to assess class inequalities in women's health: a methodological study of 684 US women. *J Epidemiol Community Health* 1999; 53: 612-623.
22. Bartley M, Sacker A, Firth D, Fitzpatrick R. Understanding social variation in cardiovascular risk factors in women and men: the advantage of theoretically based measures. *Soc Sci Med* 1999; 49: 831-845.
23. Cantillon S, Nolan B. Are married women more deprived than their husbands? *J Soc Policy* 1998; 27: 151-171.
24. Vogler C, Pahl J. Money, power and inequality in marriage. En: Allan G, editor. *The sociology of the family. A reader*. Oxford: Blackwell Publishers, 1999; 129-148.

25. Badia X, Salameró M, Alonso J. La medida de la salud. Guía de escala de medición en español. Barcelona: Edimac, 1999.
 26. Manor O, Matthews S, Power C. Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class. *Int J Epidemiol* 2000; 29: 149-157.
 27. Martínez Veiga U. Mujer, trabajo y domicilio. Los orígenes de la discriminación. Barcelona: Icaria, 1995.
 28. Arber S, Ginn, J. Gender differences in informal caring. En: Allan G, editor. *The sociology of the family. A reader*. Oxford: Blackwell, 1999; 321-339.
 29. White-Means S, Thornton M. Ethnic differences in the production of informal home health care. *Gerontologist* 1990; 30: 758-768.
 30. Tennstedt S, Chang B. The relative contribution of ethnicity versus socioeconomic status in explaining differences in disability and receipt of informal care. *J Gerontol* 1998; 53B: S61-S70.
 31. Carmichael F, Charles S. The labour market costs of community care. *J Health Econ* 1998; 17: 747-765.
 32. Arber S. Class, paid employment and family roles: making sense of structural disadvantage, gender and health status. *Soc Sci Med* 1991; 32: 425-436.
 33. Bartley M, Sacker A, Firth D, Fitzpatrick, R. Social position, social roles and women's health in England: changing relationships 1984-1993. *Soc Sci Med* 1999; 48: 99-115.
 34. Bartley M, Popay J, Plewis I. Domestic conditions, paid employment and women's experience of ill health. *Sociol Health Ill.* 1992, 14: 313-343.
 35. Baker D, North K. Does employment improve the health of lone mothers? *Soc Sci Med* 1999; 49: 121-131.
 36. Khlát M, Sermet C, Le Pape A. Women's health in relation with their family and work roles: France in the early 1990s. *Soc Sci Med* 2000; 50: 1807-1825.
 37. Rodríguez JA. *Envejecimiento y familia*. Madrid: Siglo XXI-CIS, 1994.
 38. Alberdi I. *Informe sobre la situación de la familia en España*. Madrid: Ministerio de Asuntos Sociales, 1995.
 39. Phillips VL. Community care for severely disabled people on low incomes. *Br Med J* 1995; 311: 1121-1123.
 40. Walker A. Enlarging the caring capacity of the community: informal support networks and the welfare state. *Int J Health Serv* 1987; 17: 369-387.
 41. Freedman RI, Campobianco N. The power to choose: supports for families caring for individuals with developmental disabilities. *Health Soc Work* 2000; 25: 59-68.
-