



Cuidadoras de familiares dependientes y salud: influencia de la participación en un taller de control de estrés

Francisco Javier Saavedra Macías*, Miguel Jesús Bascón Díaz, Samuel Arias Sánchez, Marina García Calderón y Daniel Mora Moreno

Universidad de Sevilla, España

INFORMACIÓN ARTÍCULO

Manuscrito recibido: 10/10/2012
Revisión recibida: 19/03/2013
Aceptado: 21/03/2013

Palabras clave:

Cuidadora familiar
Control del estrés
Pensamientos disfuncionales
Salud mental
CPD
GHQ

RESUMEN

Las tareas de cuidado a dependientes merecen ser objeto de estudio y atención por representar un factor de riesgo para la salud. Por ello analizamos los efectos de ser cuidadora familiar y asistir a un curso de control del estrés, así como la incidencia de dos covariables consideradas relevantes, como son los pensamientos disfuncionales y el tiempo prestando cuidados. Analizamos una muestra de 219 asistentes a talleres psicoeducativos a la que se aplicaron tres instrumentos: cuestionario sociodemográfico, cuestionario de salud general (GHQ28) y pensamientos disfuncionales (CPD). El análisis univariante mostró que ser cuidadora familiar repercute negativamente ($p < .001$) en todas las escalas del GHQ y que realizar un curso de estrés tiene efectos claramente positivos ($p < .05$) en la salud general, la somatización y la función social. Asimismo, el análisis de la covarianza mostró que los efectos de ser cuidadora y haber realizado un curso de estrés se mantienen incluso si se consideran los pensamientos disfuncionales y el tiempo cuidando.

© 2013 Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid. Todos los derechos reservados.

Women caregivers of dependent relatives and health: Effects of the participation in a stress management workshop

ABSTRACT

Dependent care tasks deserve a special study and attention because of being a health risk factor. That is the reason why we analyzed the effects of working as a family caregiver and of attending a stress management workshop and the impact of two relevant covariables, i.e., dysfunctional thoughts and the time spent providing care. We analyzed a sample of 219 participants attending psychoeducational workshops. Three instruments were applied: A socio-demographic questionnaire, the General Health Questionnaire (GHQ28), and the Dysfunctional Thoughts Questionnaire (CPD). Univariate analysis showed that working as a family caregiver has a negative impact ($p < .001$) on all GHQ scales and that attending a stress management workshop has a positive effect ($p < .05$) on general health, somatization and social function. Furthermore, covariance analysis showed that the effects of working as a caregiver and attending a stress management workshop remained significant even when the two covariables (dysfunctional thoughts and time providing care) were considered.

© 2013 Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid. All rights reserved.

Keywords:

Family care
Stress management workshop
Dysfunctional thoughts
Mental health
CPD
GHQ

En España la gran mayoría de los cuidados a las personas con un grado de dependencia grave o moderado debido a una enfermedad crónica o a alguna discapacidad son atendidos por familiares en el hogar (INE, 2008, 2009), representando casi el 88% del tiempo total dispensado a la salud en comparación con el 12% del sistema sanitario (Seguí, Ortiz-Tallo y De Diego, 2008). Según datos oficiales la gran

mayoría de las personas cuidadoras son mujeres, motivo por el cual a partir de ahora nos referiremos en femenino a esta población (IMSERSO, 2005; INE, 2008, 2009; Seira, Aller y Calvo, 2002). La literatura indica que las personas cuidadoras, especialmente las mujeres, sufren mayor riesgo de tener mala salud (Colombo, Llena-Nozal, Mercier y Tjadens, 2011).

De hecho, entre las personas cuidadoras se detecta mayor número de problemas de salud mental, por ejemplo síntomas depresivos o de ansiedad y problemas somáticos difusos que en muchos casos tienen un origen psicógeno (IMSERSO, 2005). En esta línea, Marriott, Donaldson, Tarrrier y Burns (2000) informan de que hasta un 66% de cuidadoras se podrían considerar casos psiquiátricos según sus pun-

*La correspondencia sobre este artículo debe enviarse al Dr. Francisco Javier Saavedra Macías al Departamento de Psicología Experimental. Universidad de Sevilla. C/ Camilo José Cela, s/n. 41018 Sevilla. E-mail: fjsaavedra@us.es

tuaciones en la prueba de *screening* GHQ28, con un punto de corte de 4/5. Usando una versión reducida de esta misma prueba el porcentaje de cuidadoras como casos clínicos que refieren Cuellar y Sánchez (2012) es de 45,8%, riesgo mucho más elevado que en la población normal. Por ejemplo, Ramírez (2010) en un reciente estudio con 556 trabajadores de la provincia de Cádiz usando el GHQ28 y un punto de corte de 5/6 halla un porcentaje de casos clínicos de 22.5%, siendo en su mayoría mujeres.

En este sentido Seguí et al. (2008) entienden el termino sobrecarga como el impacto o repercusión que las tareas de cuidado tienen en las diferentes facetas de la persona cuidadora (vida social, tiempo libre, salud, privacidad), representando una de las variables más estudiadas y utilizadas en la literatura como referencia del malestar del cuidador. Estos autores encuentran que un 72.5% de las cuidadoras autoinforman de una sobrecarga intensa según el cuestionario de sobrecarga del cuidador de Zarit, Reever y Bach-Peterson (1980, citado en Seguí et al., 2008).

Distintas investigaciones han señalado que estos problemas están mediados por pensamientos disfuncionales cuando se controlan las características del cuidador y la situación de la persona cuidada (Losada, Montorio, Izal y Márquez, 2006; Stebbins y Pakenham, 2001). Las creencias disfuncionales pueden afectar a la forma en que interpretamos nuestra realidad e incidir directamente en nuestro estado de salud. Al mismo tiempo, estas creencias pueden afectar a la utilización de determinados estilos de afrontamiento, instaurando de este modo pautas de acción que impiden la búsqueda de soluciones a los problemas y aumentando el riesgo de padecer problemas de salud. Sin lugar a dudas, algunos de estos pensamientos, llamados disfuncionales o irracionales, están relacionados con el mandato de género recibido durante nuestra socialización y dentro de nuestro marco sociocultural, que cumple una función prescriptiva referida a "lo que debe ser" y "lo que debe hacerse" (Barberá, 2004).

En relación a la presencia de creencias disfuncionales y su posible influencia sobre la salud de las cuidadoras, Muela, Torres y Peláez (2002) distinguen entre los factores ansiógenos causantes del malestar. Los estresores a los que está expuesta la persona cuidadora pueden ser primarios o secundarios. Los primarios se derivan directamente del enfermo y de sus cuidados, mientras que los estresores secundarios surgen de las interpretaciones de quien cuida sobre sus propios recursos y sus relaciones con los demás (familiares, compañeros, etc.). Así, el peso factorial de la variable pensamientos disfuncionales (CPD) en el factor depresión es de .19 (Losada, Robison Shurgot et al., 2006). Para algunos autores la carga percibida, o percepción subjetiva de la situación, de los recursos, posibilidades y carencias, es el que parece ser el principal determinante del malestar y del estrés, por encima de la situación objetiva existente (Goode, Haley, Roth y Ford, 1998; Muela et al., 2002).

Otra de las variables cuya posible influencia en la presentación de alteraciones relacionadas con el estrés se ha estudiado es el tiempo de cuidado. Según la literatura científica se encuentran resultados diversos con respecto a esta variable. Por un lado, un mayor número de años de cuidado podría repercutir de manera positiva sobre la cuidadora principal, puesto que permitiría mayor entrenamiento en habilidades de cuidado, así como una mayor utilización del apoyo social y mejor conocimiento de la enfermedad o trastorno. Sin embargo, también se relacionan los años de cuidado y una mayor sobrecarga y acumulación de estrés en las cuidadoras (Roig et al., 1998). En otros estudios la relación entre el número de horas de cuidado y la salud mental de las cuidadoras no es tan directa sino que se ve mediada por otras variables como el sexo del cuidador y del tipo de paciente al que esté cuidando (Masanet y La Parra, 2011).

Hirst (2005) propone que el riesgo de sufrir los efectos del estrés aumenta en función de la intensidad del cuidado, es decir, del número de horas que se dedican a la semana a los cuidados, aunque los picos de mayor aumento de este riesgo se dan al inicio del mismo y cuando éste termina. En concreto, las mujeres que cuidan 20 horas

semanales tienen un riesgo 1.7 veces mayor de sufrir trastornos relacionados con el estrés que las no cuidadoras.

Con el fin de dotar a las cuidadoras de recursos psicológicos y sociales para afrontar el estrés causado por su actividad y disminuir el riesgo de enfermar se han diseñado algunas intervenciones psicoeducativas basadas en modelos de intervención procedentes de la psicología cognitivo-conductual (Losada, Robison Shurgot et al., 2006). Estos programas psicoeducativos se han extendido a una gran variedad de formatos y dirigido tanto a grupos específicos como a la población general con el objetivo de mejorar la salud psicológica y prevenir posibles patologías futuras, reportando muy buenos resultados (Marriot et al. 2000; Van Daele, Hermans, Van Audenhove y Van den Bergh, 2011).

Los estudios conducidos para valorar la eficacia de estos programas señalan que son eficaces de forma moderada, especialmente los que utilizan técnicas cognitivas y conductuales. En cualquier caso, los resultados son muy dependientes del contexto en que se aplican, del diseño concreto del programa y de la conexión entre el equipo técnico y los/las participantes (Losada, Robison Shurgot et al., 2006).

Nuestra muestra está compuesta por participantes en talleres psicoeducativos en Sevilla capital y en diferentes pueblos de la provincia, organizados por la Diputación de Sevilla y varios ayuntamientos. Estos talleres de control de estrés fueron diseñados inicialmente para mujeres cuidadoras, aunque con el trascurso de los años empezaron a participar mujeres no cuidadoras, hombres del mismo contexto social y profesionales de los respectivos ayuntamientos. Los talleres llevan celebrándose desde el año 2007 en Sevilla capital y provincia. Se componen de seis módulos de tres horas, en los cuales se forma y se entrena en habilidades sociales y comunicación, técnicas de relajación, uso de la imaginación y de la visualización como método de control del estrés y discusión de las creencias sociales. Las ideas previas sobre prestación de cuidados se discuten mediante el uso de dilemas presentados a través de historias de mujeres cuidadoras, a partir de las cuales las participantes expresan sus emociones y discuten siempre con la ayuda del conductor del taller. Los talleres son impartidos por equipos de tres personas: una enfermera, un trabajador social y un psicólogo. A pesar del gran número de cuidadoras participantes y de que se trabaje sobre aspectos relacionados con los cuidados, sería incorrecto considerar el taller como específico para mujeres cuidadoras, siendo más bien un taller de carácter generalista dirigido a la población general.

El presente trabajo tiene como objetivo fundamental estudiar la influencia en la propia salud tanto de ser cuidadora como de haber participado en un curso de estrés, teniendo en cuenta la contribución de dos covariables que la literatura ha señalado como muy importantes: los pensamientos disfuncionales y la duración de los cuidados.

Método

Participantes

El muestreo que se ha utilizado puede denominarse intencional, en el sentido de que a la hora de constituir la muestra se ha aprovechado la participación voluntaria en un curso de control de estrés especialmente dirigido a cuidadoras. Aunque la muestra no pueda considerarse representativa de toda la población de cuidadoras, hay que tener en cuenta la dificultad del acceso a ciertas poblaciones en las áreas rurales y la localización y selección de las cuidadoras para su participación en los cursos por parte de los servicios sociales de los ayuntamientos.

Participaron en el estudio 219 personas que asistieron a los talleres en algunas de sus ediciones durante los años 2010-2011 y 2011-2012. De ellas, 108 eran cuidadoras y 111 no cuidadoras. La gran mayoría eran mujeres. Los datos sociodemográficos se muestran en la tabla 1.

Tabla 1
Descripción de la muestra

Contenidos	Cuidadora	No Cuidadora	Chi-cuadrado
Sexo % (n)			
Hombre	48 (12)	52 (13)	χ^2 : 0.20
Mujer	49.5 (96)	50.5 (98)	p: .529
Edad. Media años (n)	49.41(108)	40.19 (111)	t: -0.5938 p < .001
Nivel educativo % (n)			
Sin terminar-primarios	68.1 (32)	31.9 (15)	χ^2 : 25.646
ESO-F. profesional básica	65.1 (25)	35.9 (15)	p < .001
COU-F. profesional superior	43.5 (20)	56.5 (26)	
Universidad	26.5 (18)	73.5 (50)	
Situación laboral % (n)			
No trabaja	55.8 (48)	44.2 (38)	χ^2 : 23.397
Trabaja	34.2 (37)	64.8 (68)	p < .001
Pensionista	34.2 (37)	5.9 (1)	
Origen geográfico % (n)			
Urbano (Sevilla)	37 (48)	70.9 (78)	χ^2 : 25.181
Rural (provincia Sevilla)	63 (68)	29.1 (32)	p < .001
Curso de Estrés % (n)			
Sí	51.2% (21)	48.8% (20)	χ^2 : 0.73
No	48.9% (87)	51.1% (91)	p < .863
Parentesco persona cuidada % (n)			
Padre-Madre	55.7 (59)		
Marido-Mujer	13.2 (14)		
Hijo-Hija	11.3 (12)		
Hermano-hermana	4.7 (5)		
Familia Política	4.7 (5)		
Otros	10.4 (11)		
Duración de los cuidados			
Media en meses	127.9		
Desviación típica	100.7		
(Máx.-min.)	5- 480		

Ofrecemos las diferencias sociodemográficas entre cuidadoras y no cuidadoras utilizando la *t* de Student o chi-cuadrado para estudiar la significación, dependiendo de las características de las variables. Podemos apreciar una absoluta mayoría de mujeres asistentes a los cursos, tanto cuidadoras (80.55%) como no cuidadoras (81.98%), sin experiencia previa en cursos de control del estrés. Se observa un menor nivel educativo en cuidadoras frente a no cuidadoras (26.5% y 73.5% en estudios universitarios) y una menor actividad laboral remunerada (34.2% frente a 64.8%), con una edad de las cuidadoras cercana a los 50 años por 40 años de las no cuidadoras, ubicadas las cuidadoras preferentemente en áreas rurales (63% frente a 37% en entorno urbano) contrariamente a las no cuidadoras (29.1% en áreas rurales frente a 70.9% en áreas urbanas) y asistiendo sobre todo a sus progenitores (55.7%) durante un periodo medio de 10 años. Como se puede observar en la tabla el tiempo medio ejerciendo como cuidadora es muy alto. A este respecto tenemos que señalar la alta desviación típica de la distribución, lo cual ahonda en la necesidad de considerar el tiempo de cuidado como una posible covariable.

Se consideraron exclusivamente las cuidadoras principales, es decir aquellas que son las máximas responsables de los cuidados de un familiar con enfermedad crónica o una dependencia al menos de gra-

do II en el hogar donde viven. Estas cuidadoras prestan lo que la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) ha denominado como *High Intensive Caring* [cuidados con gran dedicación], ya que dedican a la semana más de 20 horas a cuidados (Colombo et al., 2011). Estas características hacen que las cuidadoras estudiadas se encuentren en una situación extrema y sean de difícil acceso.

Instrumentos

La obtención de los datos se llevó a cabo mediante la utilización de un breve cuestionario sociodemográfico diseñado para la ocasión, teniendo en cuenta las limitaciones temporales del contexto, y dos cuestionarios ya existentes: El Cuestionario de Pensamientos Disfuncionales sobre Cuidados (CPD) (Losada, Robison Shurgot et al., 2006) y el Cuestionario General de Salud (GHQ, versión 28 ítems, Goldberg y Williams, 1996). El GHQ28 se divide en cuatro factores (síntomas somáticos, ansiedad, función social y depresión) y una puntuación total. El GHQ28 es un instrumento ampliamente utilizado en investigación epidemiológica desde hace décadas que ha demostrado su fiabilidad y validez en numerosas poblaciones incluyendo población

hispanohablante en España y México. En concreto ofrece una validez convergente con el *Clinical Interview Schedule* (CIS) de .76 y con el *Present State Examination* de .67. El punto de corte 6/7 para determinar los casos clínicos presenta una especificidad entre el intervalo de 73.5-84% y una sensibilidad entre el 72.5-84% (Lobo, Pérez-Echevarría y Artal, 1986). En nuestra muestra tanto los factores del GHQ como la puntuación total arrojan una validez interna excelente (alfa de Cronbach). El GHQ factor 1 (somatizaciones) obtiene .857, el GHQ factor 2 (ansiedad) .916, el GHQ factor 3 (función social) .770 y el GHQ4 (depresión) .912. Por último, el GHQ puntuación total disfruta de un alfa de Cronbach de .944. Para el análisis estadístico de ANCOVA utilizaremos la puntuación de investigación del cuestionario (0, 1, 2, 3 para cada opción de los ítems) de forma que un aumento de puntuación en el GHQ significa una peor salud.

El CPD ha sido diseñado para estudiar los pensamientos disfuncionales sobre cuidados en población española. Dispone de una puntuación total y dos factores (entrega y aislamiento, autoexigencia y responsabilidad). Aunque es una prueba relativamente nueva ha demostrado una validez y fiabilidad aceptables. El alfa de Cronbach para una muestra de cuidadores fue de .89 para la puntuación total, .86 para el factor 1 y .78 para el factor 2 (Losada, Montorio et al., 2006). Por su parte, Márquez-González, Losada, López y Peñacoba (2009) confirman dos factores a partir del análisis factorial exploratorio: percepción de la responsabilidad exclusiva y perfeccionismo. En nuestra muestra obtenemos una validez interna mejor. CPD total: .907, CPD1: .868 y CPD2: .808.

El equipo de investigación solicitó la participación voluntaria de las asistentes a los talleres, que cumplimentaron los cuestionarios al comienzo de los mismos. Un investigador ofreció ayuda a las participantes que presentaban problemas para entender los ítems y responder. Algunas participantes mostraban dificultades para entender algunos conceptos, en cuyo caso los investigadores explicaron de forma sencilla y neutral las palabras problemáticas. En concreto tres participantes solicitaron a algún investigador que leyera y cumplimentase los cuestionarios ya que presentaban dificultades visuales o motrices.

Variables, diseño y análisis

A continuación procedemos a describir las variables de nuestro diseño. Las variables explicativas son ser cuidadora principal de familiares con enfermedad crónica o con una dependencia al menos de grado II en el hogar frente a no serlo (CF) y haber participado al menos en un taller de control de estrés en los últimos cinco años de enfoque cognitivo conductual frente a no haber participado (CE). Como hemos indicado en nuestros objetivos someteremos a estudio las siguientes covariables: los pensamientos disfuncionales acerca de los cuidados utilizando la puntuación total del cuestionario explicado anteriormente (CPD) y la duración de los cuidados medida en meses (DC). Como variable dependiente utilizaremos la puntuación general del GHQ28 así como la de sus cuatro factores como medida de la salud.

El proceso de análisis efectuado mediante el paquete estadístico SPSS20 y exposición de resultados es el siguiente. En primer lugar mostraremos el riesgo de ser categorizado como caso clínico (punto de corte 6/7 del GHQ28) para las cuidadoras. El análisis del riesgo es un instrumento esencial y básico en epidemiología para guiar los programas de vigilancia y posibles intervenciones. En segundo lugar analizaremos la relación directa entre GHQ como variable dependiente y el CPD, CF, CE y DC. También estudiaremos la relación entre la variable de nivel educativo y el GHQ debido a la importancia que esta variable ha mostrado en diversos estudios (Coma, Martí y Fernández, 2003). Se calculó el análisis de varianza, ofreciéndose el eta cuadrado parcial como estimador del efecto cuando las diferencias sean significativas. El análisis univariante nos permitirá analizar los cambios producidos posteriormente respecto al análisis de la covarianza.

Por último dado que las dos variables explicativas son dicotómicas efectuamos un análisis de la covarianza (ANCOVA) con el fin de analizar el efecto de CF y CE en el estado de salud, incluyendo su posible interacción, teniendo en cuenta la covariación debida a la influencia de CPD y DC. Con el fin de comprobar los supuestos estadísticos para aplicar ANCOVA verificamos la normalidad de las variables cuantitativas por medio del test de Kolmogorov-Smirnov así como la homogeneidad de las varianzas mediante la prueba de Levene. La covariable tiempo de cuidado no resultó normal. Tras estudiar su distribución y eliminar sujetos cuyos resultados eran *outliers* se verificó el supuesto de normalidad. Se comprobó que no existía un efecto de multicolinealidad entre factores y covariables mediante los indicadores de tolerancia y varianza (factor indicador de varianza, FIV).

Resultados

La tabla 2 representa el riesgo de obtener una puntuación considerada clínica según el GHQ. Se observa cómo el colectivo de cuidadoras presenta un porcentaje más elevado (64.9%) que las no cuidadoras (35.1%) de correr un riesgo significativo de alcanzar dicha puntuación 2.7 veces mayor que las no cuidadoras.

Tabla 2
Riesgo clínico de las cuidadoras

CASO 6	SI	NO	χ^2	Sig.	Riesgo	Intervalo
Cuidadora	50	55	11.801	.001	2.727	1.527-4.871
Porcentaje	64.9	40.4				
Residuos tipificados	3.4	-3.4				
No cuidadora	27	81				
Porcentaje	35.1	59.6				
Residuos tipificados	-3.4	3.4				

Los datos del análisis univariante indican, según la tabla 3, que realizar un curso de estrés incide positivamente en la salud general (GHQ total, $F = 3.791$, $p = .05$) y específicamente, en los factores somáticos ($F1$, $F = 5.065$, $p = .025$) y el funcionamiento social ($F3$, $F = 7.225$, $p = .008$), con valores de tamaño de efecto pequeños pero considerables (η^2 parcial de .026, .025 y .032, respectivamente).

Ser cuidadora incrementa clara y significativamente ($p < .001$) la puntuación en todos los factores con respecto a no serlo (GHQ total 1.02-0.741, $F1 = 1.135$ -0.842, $F2 = 1.257$ -0.817, $F3 = 1.1$ -0.961, $F4 = 0.6$ -0.34), es decir, reduce la salud en todas las dimensiones medidas con este instrumento, siendo elevado en algunos casos el tamaño del efecto (η^2 parcial de .082, .046, .107, .025 y .040 respectivamente).

Respecto al CPD, correlaciona positivamente en general con el GHQ, aunque con valores bajos o medio bajos; así encontramos que el CPD total mantiene con GHQ total una correlación de .197, $p = .003$. De manera específica los pensamientos disfuncionales correlacionan sobre todo con $F2$ (ansiedad), que tiene una correlación de .225 con el CPD total ($p = .001$), .201 con el CPD1 ($p = .003$) y .218 ($p = .001$) con el CPD2. Finalmente, con valores aún más pequeños la variable tiempo cuidando correlaciona positivamente con todos los factores del GHQ: total .148 ($p = .03$), $F1$.149 ($p = .029$), $F2$.128 ($p = .028$) y $F4$.168 ($p = .013$), menos con $F3$ (función social).

Finalmente, los resultados muestran la influencia, con gran tamaño del efecto, del nivel educativo, una variable clásica en los estudios de salud pública, sobre todos los factores del GHQ, excepto el $F3$ (función social). Se aprecia una tendencia general moderada a obtener menor puntuación, y por tanto mejor salud, a medida que aumenta el nivel educativo.

En la tabla 4 mostramos los resultados derivados de la aplicación del análisis de la covarianza. En las variables CE y CF no se observa

Tabla 3
Análisis univariante GHQ

	GHQ TOTAL	GHQ F1	GHQ F2	GHQ F3	GHQ F4
Curso de estrés anterior					
Sí	0.7460	0.78	0.89	0.8746	0.438
No	0.9140	1.04	1.07	1.0647	0.48
(F Snedecor)	3.791	5.065	1.975	7.225	
(p)	p = .05	p = .025	ns	p = .008	ns
η^2 parcial	.026	.025		.032	
Cuidadora familiar					
Sí	1.02	1.135	1.257	1.1	0.6
No	0.741	0.842	.817	0.961	0.34
(F Snedecor)	18.211	10.893	21.168	5.507	9.050
(p)	p < .001	p < .001	p < .001	p < .001	p < .001
η^2 parcial	.082	.046	.107	.025	.040
CPD (r Pearson, p)					
CPD Total	.197, p = .003	.140, p = .034	.225, p = .001	.117, p = .042	ns
CPD1	.186, p = .006	ns	.201, p = .003	ns	.144, p = .032
CPD2	.180, p = .007	.143, p = .034	.218, p = .001	ns	ns
Tiempo cuidando					
(r Pearson, p)	.148, p = .03	.149, p = .029	.128, p = .028	ns	.168, p = .013
Nivel educativo (media)					
Sin terminar-Primarios	1	1.04	1.34	1.06	0.564
ESO-F. Profes. básica	1.08	1.25	1.3	1.01	0.788
COU-F. Profes. superior	0.736	0.806	0.8	1.02	0.324
Universidad	0.749	0.8631	0.8	1	0.33
(F Snedecor)	5.84	4.282	9.194	0.165	4.79
(p)	p = .001	p = .006	p < .001	ns	p = .004
η^2 parcial	.087	.061	.162		.084

ninguna interacción significativa con los factores del GHQ. En cuanto a los efectos significativos del CE sobre el GHQ total, F1 y F3 se conservan aun con la presencia de las covariables CPD y tiempo cuidando ($F = 3.852, p = .05, F = 4.178, p = .042$ y $F = 9.012, p = .003$ respectivamente), manteniéndose los tamaños del efecto en valores considerables (η^2 parcial de .018, .020 y .041 respectivamente). Respecto a los efectos de la variable CF se puede observar que con la presencia de las dos covariables desaparece solo sobre F4 (depresión) aunque se mantienen sobre el GHQ total ($F = 11.101, p < .001$), F1 ($F = 6.336, p = .013$), F2 ($F = 10.549, p < .001$) y F3 ($F = 3.839, p = .05$). Vemos que aunque el tamaño del efecto se reduce sigue siendo, especialmente en el factor F2 (ansiedad), considerable (η^2 parcial de .05, .029, 0.048 y .018 respectivamente).

Respecto a las covariables se observa ausencia de efectos significativos entre tiempo cuidando y todos los factores del GHQ, mientras que el CPD solo presenta un efecto significativo sobre el F2 ($F = 6.385, p = .012$), con tamaño del efecto medio (η^2 parcial = .03). En síntesis, el análisis de la covarianza muestra cómo la presencia del CPD y el tiempo cuidando no elimina el efecto significativo de nuestras variables principales CF y CE, exceptuando la eliminación de la significación de la variable CF en el factor depresión del GHQ y la reducción del tamaño de su efecto en el resto de factores.

Discusión

Aunque sea evidente que existen otros factores explicativos más allá de los analizados en nuestra investigación, los resultados obteni-

dos con las variables introducidas han arrojado en algunos casos tamaño del efecto medio-grande de acuerdo con Cohen (1988).

El primer resultado a destacar es la potencia del hecho de ser cuidadora familiar para explicar la variabilidad del "estado de salud" (GHQ). La variable CF es significativa en todos los factores del GHQ, incluido el GHQ total, con un tamaño del efecto grande en el análisis univariante (GHQ total y GHQF2), lo que indica peor estado de salud mental y física en las cuidadoras en relación a la población general (Pinquart y Sörensen, 2003; Seguí et al., 2008). Aunque observamos una reducción del tamaño del efecto de la variable CF en el análisis de la covarianza, esta variable resiste siempre la entrada de las covariables conservando un tamaño del efecto menor pero que llega incluso a un tamaño medio (GHQ total y GHQF2). Solamente hay una excepción, el factor GHQF4, "depresión", en el cual desaparece el efecto de ser cuidadora tras introducir las dos covariables. Trataremos esta cuestión más tarde.

Nuestros resultados señalan que el riesgo clínico de sufrir una patología según el GHQ28 por parte de las cuidadoras es 2.72 veces el de las no cuidadoras y que el 65% de las cuidadoras sobrepasan el punto de corte, un porcentaje similar al 66% que refieren Marriot et al. (2000) usando un punto de corte menos conservador que el nuestro en una muestra de 63 cuidadoras de pacientes con Alzheimer. Nuestro porcentaje de cuidadoras en riesgo clínico es más alto que el porcentaje de 45.8% obtenido por Cuéllar y Sánchez (2012) en una muestra de 105 cuidadoras principales y el 42% de hombres y 48.1% de mujeres que encuentran Masanet y La Parra (2011) en cuidadores principales de personas mayores. Hay que señalar que la muestra de

Tabla 4
Resultados ANCOVA

GHQ total	gl	F Snedecor	Sig	η^2 parcial
(cov)CPD	1	681	ns	
(cov)T.cuidando	1	0.038	ns	
CE	1	3.852	.05	.018
CF	1	11.101	< .001	.05
CF*CE	1	1.754	ns	
GHQ1	gl	F Snedecor	Sig	η^2 parcial
(cov)CPD	1	1.142	ns	
(cov)T.cuidando	1	0.148	ns	
CE	1	4.178	.042	.020
CF	1	6.336	.013	.029
CF*CE	1	2.226	ns	
GHQ2	gl	F Snedecor	Sig	η^2 parcial
(cov)CPD	1	6.385	.012	.03
(cov)Tcuidando	1	0.50	ns	
CE	1	0.637	ns	
CF	1	10.549	< .001	.048
CF*CE	1	.475	ns	
GHQ3	gl	F Snedecor	Sig	η^2 parcial
(cov)CPD	1	0.587	ns	
(cov)Tcuidando	1	0.001	ns	
CE	1	9.012	.003	.041
CF	1	3.839	.05	.018
CF*CE	1	.1	ns	
GHQ4	gl	F Snedecor	Sig	η^2 parcial
(cov)CPD	1	1.429	ns	
(cov)Tcuidando	1	0.4	ns	
CE	1	0.04	ns	
CF	1	1.377	ns	
CF*CE	1	0.034	ns	

Cuéllar y Sánchez presenta una mayor formación académica y ocupación laboral, lo cual apunta a un extracto social muy distinto al de nuestras participantes, que provienen principalmente de entornos rurales humildes. También hay que destacar el alto porcentaje de casos clínicos entre el grupo de no cuidadoras, superior al de otras muestras en España (Ramírez, 2010).

Nuestro análisis corrobora el alto riesgo de mala salud de las mujeres cuidadoras obtenido en análisis previos. Este resultado replica otros hallazgos nacionales e internacionales que muestran que ser cuidadora está directamente asociado a malestar psicológico en mayor medida que otros factores tradicionalmente relacionados con el mismo como la clase social y el estatus socioeconómico (Colombo et al., 2011; Hirst, 2005; Seira et al., 2002). Vemos que ser cuidadora tiene un gran influencia en el estado de salud de la muestra al igual que otras variables potentes, como el nivel educativo, que según los estudios son indispensables para explicar el nivel de salud de la población (Coma et al., 2003).

Otros resultados merecen un análisis más profundo ya que han sido menos replicados. Encontramos que las participantes que habían cursado previamente un taller de control de estrés (CE) tenían significativamente una menor puntuación en el Cuestionario General de Salud (GHQ). En otras palabras, haber cursado un taller de control de estrés en los últimos cinco años se asocia a un mejor estado de

salud. Sin embargo, la fuerza de esta variable es menor que la de CF. Además, en los factores del GHQ que expresan el malestar psicológico de forma directa, GHQF2 (ansiedad) y GHQF4 (depresión) el curso de estrés no presenta ningún efecto.

La literatura muestra que las intervenciones eficaces en la reducción de la ansiedad y de la depresión son las técnicas cognitivo-conductuales centradas en la modificación de los pensamientos (Losada, Robison Shurgot et al., 2006). Todas estas consideraciones pueden explicar la ausencia de efectividad del taller de estrés en reducir la ansiedad y depresión.

No obstante, podemos decir que haber cursado previamente un taller de control de estrés tiene un efecto moderado positivo en el estado de salud en los factores GHQ total, GHQF1 (somatizaciones) y GHQF3 (función social). Es importante señalar que la variable CE resiste el efecto de las dos covariables analizadas, conservando su tamaño del efecto en todos los factores que resultaban significativos en el análisis univariante. Por lo tanto, podemos afirmar que el haber realizado al menos un curso de control de estrés afecta positivamente a la salud. Además es posible que mediante la mejora de la función social (GHQF3) disminuya a medio plazo la ansiedad y la depresión en nuestra muestra. Por todo ello creemos relevante señalar que las mujeres cuidadoras pueden beneficiarse de talleres psicoeducativos de control de estrés poco específicos y dirigidos a la población general. En este sentido, consideramos interesante estudiar la eficacia y eficiencia de estos talleres en la prevención de problemas de salud en la población general y en cuidadoras.

Las covariables han restado poco efecto a nuestras variables explicativas. La variable ser cuidadora familiar sólo ha sido eliminada en el factor depresión del GHQ. Aunque en este factor ninguna covariable haya sido significativa podemos suponer que su efecto conjunto ha eliminado la influencia de ser o no cuidadora. La variable CE ha mantenido siempre su significación en la ANCOVA. En resumen, la covariable CPD sólo ha resultado significativa y con un tamaño del efecto pequeño-mediano en el factor ansiedad y la covariable tiempo de cuidado no ha resultado significativa en ningún factor. A continuación nos centramos en los resultados de nuestras covariables que en cierto grado difieren de la literatura al respecto o la matizan.

Hemos visto que la relación entre la duración de los cuidados y el estado de la salud es compleja y está regulada por diversos factores. Es posible que en nuestra muestra no se observe un efecto significativo de la duración de los cuidados debido a la tipología especial de nuestras cuidadoras, que prestan *high intensive caring* [cuidados con gran dedicación] (más de 20 horas a la semana), ya que éstas podrían sufrir un deterioro grave de la salud desde los primeros meses. Así se debilitaría el efecto de la duración de los cuidados. Eso podría explicar la baja correlación entre duración de los cuidados y los factores del GHQ.

Por otro lado, una cuestión muy relevante a nivel psicológico es la influencia de los pensamientos disfuncionales en la salud. En los datos se evidencia algún efecto del CPD en la salud. En nuestro caso la principal influencia del CPD se ha visto en GHQF2, es decir, en ansiedad, factor con el que correlaciona con más fuerza el CPD en el análisis univariante. Otra prueba de la posible influencia del CPD en GHQ se encuentra en que en el análisis de la covarianza desaparece la influencia de ser cuidadora sobre el factor depresión. Sin embargo, en general esta influencia no ha sido tan significativa en nuestra muestra como la literatura indica y en ningún caso tan determinante como la variable ser o no cuidadora. Incluso Losada, Montorio et al. (2006), que atribuyen mucha importancia a los pensamientos disfuncionales, refieren sin embargo un peso factorial de .19 de dichos pensamientos disfuncionales en el factor depresión, que puede ser considerado como bajo.

Esta aparente ausencia de efecto de los pensamientos disfuncionales en la mayoría de los factores del GHQ merece una profunda reflexión. En nuestra opinión, los resultados de este estudio sugieren que el efecto de los pensamientos disfuncionales sobre la carga de cuidados, la salud y la calidad de vida de las cuidadoras y población general

no debe interpretarse de forma lineal y directa (Andrén y Elmståhl, 2005). Esto podría contribuir a explicar la falta de potencia de la variable CPD en la mayoría de los factores del GHQ, especialmente en el factor depresión. Es necesario considerar los pensamientos disfuncionales acerca de los cuidados no exclusivamente como proposiciones lógicas erróneas sino como creencias sociales fundamentadas en contextos socio-culturales específicos que atribuyen significado a las actividades de muchas cuidadoras (Saavedra, 2010). Por ello consideramos que estudiar los pensamientos disfuncionales o los estilos de personalidad de las cuidadoras exclusivamente como una dimensión intrapsíquica sin tener en cuenta el contexto, y especialmente factores socio-culturales, puede conllevar importantes errores.

Los pensamientos disfuncionales acerca de los cuidados, por ejemplo "sólo la persona más cercana sabe cuidar verdaderamente bien de su familiar enfermo", son creencias en muchos casos basadas en una forma de entender la familia y las responsabilidades recíprocas y no funcionarían en todos los casos de forma negativa, especialmente en la variable depresión. Los resultados de algunas investigaciones apuntan en esa dirección. Por ejemplo, el "familiarismo", la creencia los fuertes vínculos familiares y en la reciprocidad y lealtad entre los miembros de la familia nuclear y extensa, presenta correlaciones diferentes con la depresión y con la carga psicológica dependiendo de los grupos sociales que se estudian (Losada, Robison Shurgot et al., 2006). Para los cuidadores hispanos en EE. UU. es siempre negativa significativamente la correlación entre familiarismo y carga psicológica, mientras que para los cuidadores españoles es positiva significativamente la correlación entre familiarismo y depresión.

Es necesario recordar que nuestra muestra es principalmente rural, es decir, de localidades de menos de 10000 habitantes y alejadas de la capital. Es posible que los valores familiares tradicionales en estas áreas no estén en crisis como en las áreas urbanas y que para algunas cuidadoras, aquellas con menos recursos y mayor carga así como para las personas de la muestra que no eran cuidadoras, lo que llamamos pensamientos disfuncionales sean adaptativos en su contexto socio-cultural.

Tener esto en cuenta es esencial a la hora de diseñar nuestras intervenciones psicoeducativas o terapéuticas. Es posible que al discutir pensamientos disfuncionales con algunas cuidadoras, aun cuando se haga con la máxima cautela y teniendo en cuenta el contexto, se pueda inducir un aumento de la desesperanza y la confusión en las primeras etapas de la intervención psicoeducativa. Los ítems 1, 6, 7 y 8 del CPD son los pensamientos disfuncionales en los que las cuidadoras que superan el punto de corte 6 del GHQ28 puntúan más alto. Son estos los pensamientos en los que las cuidadoras ofrecerán más resistencia al cambio, encontraremos conflicto en su confrontación y posiblemente un aumento de la desesperanza a corto/medio plazo tras nuestras intervenciones terapéuticas o psicoeducativas. En concreto, algunos de los pensamientos son los siguientes: "si un cuidador tiene sentimientos de vergüenza y rechazo hacia su familiar, es que está fallando de alguna manera como cuidador" o "un buen cuidador nunca debe enfadarse o perder el control con la persona a la que cuida". Este hecho, observado en nuestra práctica, puede también contribuir a explicar la falta de efectividad en la reducción de síntomas ansiosos y depresivos a corto plazo. Es necesario profundizar en la influencia de los pensamientos disfuncionales mediante diseños cualitativos, considerando estos pensamientos como creencias sociales y teniendo en cuenta en toda su complejidad los contextos socioculturales de las cuidadoras. Además debemos valorar en nuestra práctica clínica no sólo el momento de cuestionar estos pensamientos sino la relación de coste-beneficio teniendo en cuenta el contexto sociocultural.

Somos conscientes de algunas importantes limitaciones de nuestra investigación. Primero, debido a la naturaleza de la muestra y al contexto de investigación, la evaluación de la efectividad del curso de estrés ha sido transversal y no hemos dispuesto de un grupo control. Se necesita ampliar la muestra de cuidadoras, estudiar muestras de

personas cuidadoras exclusivamente y analizar variables como el parentesco con la persona cuidada y la enfermedad que padece. También existen algunos posibles sesgos en la muestra, como la probabilidad de que las cuidadoras con mayor carga y menos recursos no hayan acudido a los cursos de control de estrés a pesar de los esfuerzos de los servicios sociales.

En resumen, nuestros resultados corroboran la baja salud de las cuidadoras al tiempo que señalan un ligero efecto negativo de los pensamientos disfuncionales en la salud, con los matices discutidos anteriormente, así como un efecto positivo del hecho de haber asistido al menos a un curso de estrés.

Extended Summary

In Spain, most care for people with severe or moderate degree of dependency due to chronic illness or disability is provided at home by family members (INE, 2008, 2009). This care represents nearly 88% of the total time dispensed by 12% of healthcare professionals (Seguí, Ortiz-Tallo, & De Diego, 2008). According to government data, most of the caregivers are women. Lots of mental health problems are identified among carers, such as depressive symptoms, anxiety, and diffuse somatic problems, which have a psychogenic origin in many cases (IMSERSO, 2005).

Research in this area has pointed out that these problems are mediated by dysfunctional thoughts (Losada, Montorio, Izal, & Márquez, 2006; Stebbins & Pakenham, 2001). Some of these thoughts, called dysfunctional or irrational thoughts, are related to the gender mandate received during our socialization and within our cultural framework, serving a prescriptive function referred to as "what it should be" and "what should be done" (Barberá, 2004). Moreover, the time being a carer seems to influence the level of stress and distress suffered in complex ways, as studies by Hirst (2005), Masanet, La Parra (2011), and Roig et al. (1998) indicate. To provide carers with psychological and social resources for coping with the stress of their work and reduce the risk of disease, some interventions have been designed based on psychoeducational intervention models from cognitive behavioral psychology (Losada, Robison Shurgot et al., 2006).

The main goal of our research was to study how being or not being a family caregiver (CF) and having participated in at least one stress management workshop over the last five years (CE) influence their health status, while taking into account as covariates the possible effects of dysfunctional thoughts about care (CPD) and the duration of caring (DC).

Method

The sample consisted of participants in psychoeducational workshops, which were organized by the Council of Seville and several municipalities of the province. These stress management workshops were designed mainly for female caregivers, although women not caregivers and men of the same background of the respective municipalities participated as well. In total, 219 people were involved, having attended the workshops over the years 2010-2011 and 2011-2012, making a total of 108 caregivers and 111 non-caregivers. The vast majority were women. The demographics of the sample is offered in the Results section (Table 1).

Data were collected by using a short ad hoc sociodemographic questionnaire, taking into account time limitations of the context and two existing questionnaires: The Questionnaire of Dysfunctional Thoughts on Care (CPD, Losada, Robison Shurgot et al., 2006) and the General Health Questionnaire (28-item GHQ version, Goldberg & Williams, 1996).

The main explanatory variables were CF (being or not being an at-home primary caregiver of family members with at least grade II chronic illness or dependency) and CE (attending at least one

cognitive behavioural approach stress management workshop over the last five years). As indicated, the following covariates were considered worth studying: CPD (dysfunctional thoughts about care) and DC (duration of care in months). As dependent variable we used GHQ28 overall score, as well as its four factors as a measure of health.

First, we present descriptive data showing the sociodemographic differences between caregivers and non-caregivers in the whole sample. We also show the risk of being categorized as a clinical case. Second, the relationship between GHQ as dependent variable and CPD, CF, CE and DC is analyzed. The relationship between the educational level variable and GHQ (a very important variable according to several studies, e.g., Coma, Marti, & Fernandez, 2003) is also studied. An analysis of variance is calculated and the partial eta-squared as an effect size estimator is shown when differences are significant. Univariate analysis will allow us to analyze further changes regarding the analysis of covariance.

Finally since both explanatory variables are dichotomous, we will analyze the covariance (ANCOVA), thus analyzing the effect of CE and CF on health status, including their possible interaction by considering the influence due to CPD and DC.

Results

The caregiver group has a higher percentage (64.9%) of clinical cases according to the GHQ28 than non-caregivers (35.1%), thus having a significant risk of getting a score 2.7 times higher than non-caregivers. Univariate analysis data indicate that taking a stress management course positively affects general health (GHQ Total, $F = 3.791$, $p = .05$), somatic factors (F1, $F = 5.065$, $p = .025$), and social functioning (F3, $F = 7.225$, $p = .008$), with small but significant effect size values (partial η^2 .026, .025, and .032 respectively).

Being a caregiver increases significantly ($p < .001$) the scores on all factors by comparison with those who are not carers. It reduces health in all dimensions measured with this instrument, showing strong effect sizes (partial η^2 .082, .046, .107, .025, and .040 respectively). Finally, the CPD is seen as positively correlated with the GHQ in a general way but with low or medium-low values. CPD Total presented a correlation of .197, $p = .003$ with GHQ Total, and .225, $p = .001$ with F2 (anxiety), .201, $p = .003$ with CPD1, and .218, $p = .001$ with CPD2. The caring time variable positively correlated with all factors of the GHQ (.148, $p = .03$ with Total, .149, $p = .029$ with F1, .128, $p = .028$ with F2, and 0.168, $p = 0.013$ with F4) but with F3 (social function). In addition, there is a moderate tendency to get lower scores, and therefore being healthier, as education level increases. Analyses of covariance showed no significant interaction of CE and CF and GHQ factors, though significant effects of CE on GHQ Total, F1, and F3 remain with the introduction of CPD and caring time ($F = 3.852$, $p = .05$, $F = 4.178$, $p = .042$, $F = 9.012$, $p = .003$), their effect sizes remaining significant (partial η^2 .018, .020, and .041 respectively).

The introduction of covariates implies the disappearance of CF effects on F4 (depression) but the remaining of CF effects on GHQ Total ($F = 11.101$, $p < .001$), F1 ($F = 6.336$, $p = .013$), F2 ($F = 10.549$, $p < .001$), and F3 ($F = 3.839$, $p = .05$). Even though their effect sizes are reduced they remain significant (partial η^2 .05, .029, .048, and .018 respectively). The caring time does not present significant effects on all GHQ factors while the CPD has only a significant effect on F2 ($F = 6.385$, $p = .012$) with medium effect size (partial $\eta^2 = .03$).

Discussion

Our results confirm the strong association between being a family caregiver and having worse health scores on the GHQ28 factors. The first outstanding finding is the power of the being/not being a family caregiver variable to explain the "general health" (GHQ) variability. The CF variable has a significant effect over all GHQ factors, GHQ

Total included, with a large effect size in the univariate analysis (GHQ Total and GHQF2), which shows a worse mental and physical health in caregivers than in the general population (Pinquart & Sörensen, 2003; Seguí, Ortiz-Tallo, & De Diego, 2008). Although we can see an effect size reduction in CF variable during covariance analysis, this variable always resists keeping smaller effect sizes and reaches a medium size (GHQ Total and GHQF2). Our findings showed that the clinical risk of suffering pathology according to GHQ28 is 2.72 times higher for caregivers than for non-caregivers and that 65% of caregivers exceeded the cut-off point. We found that participants who had attended a previous stress management workshop (CE) had a significant lower score in General Health Questionnaire (GHQ). However we can say the stress management workshop has a moderate positive effect on the sample's health, particularly on factors GHQ Total, GHQF1 (Somatization) and GHQF3 (Social Function). Psychological distress factors from GHQF2 (Anxiety) and GHQF4 (Depression) did not change significantly after the stress management workshop. It is important to point out that the CF variable resists the effect of the two analyzed covariables keeping its effect size over all factors which were significant in univariate analysis. It is also possible to reduce anxiety and depression in our sample by improving Social Function (GHQF3) and Somatization (GHQF1). Therefore, we consider relevant showing that women caregivers can benefit from unspecific psychoeducative stress management workshops which are aimed at the general population.

The time providing care covariable is not significant in any factor. It is possible in our sample that due to the special kind of caregivers who provide high intensive caring (more than 20 hours per week), significant health deterioration is produced from the early months, becoming this deterioration effect weaker due to time length. This could explain the small correlation between care duration and GHQ factors. The main influence of CPD is over GHQF2 (anxiety). Another evidence of a possible influence of CPD over GHQ is that the influence of being a caregiver over the Depression factor disappears in the covariance analysis. Nevertheless, in general this influence is not as significant in our sample as scientific literature shows and in no way as determinant as in being/not being a caregiver variable. The lack of dysfunctional thoughts' effect on the depression factor, which traditionally has been related to dysfunctional thoughts, deserves a deep consideration. In our opinion, this finding suggests that the dysfunctional thoughts' effect over general public and caregivers, their health and quality of life, shouldn't be interpreted in a linear and direct way (Andrén & Elmsta, 2005). It is necessary to consider caregivers' dysfunctional thoughts about care not only as wrong logical propositions, but also as social beliefs with specific socio-cultural context foundations which give meaning to their activities (Saavedra, 2010). So, dysfunctional thoughts such as "only the closest people really know how it is to look after their ill relative" are in a lot of cases beliefs based on a specific way of understanding the family and reciprocal responsibilities and they do not work in a negative way in all cases, especially in the Depression variable. This is essential in order to design psychoeducational or therapeutic intervention programs. It is possible that discussing dysfunctional thoughts about caregiving with caregivers (however carefully and keeping in mind the context they were in) could increase hopelessness and confusion during the early stages of the psychoeducational intervention. CPD items 1, 6, 7 and 8 are the dysfunctional thoughts in which caregivers that exceed the point 6 cut-off in GHQ28 have the highest score. These are the thoughts in which caregivers will present more resistance to change and we will find conflict in their confrontation and possibly a short-medium term increase of hopelessness after our therapeutic or psychoeducational interventions. In summary, in spite of the limitations of this study, the findings confirm bad health of our caregivers, a negative effect of dysfunctional thoughts over health, although with the nuances discussed before, as well as a positive effect of having attended at least one stress management workshop in the past.

Conflicto de intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Andrén, S. y Elmstahl, S. (2005). Family caregivers' subjective experiences of satisfaction in dementia care: aspects of burden, subjective health and sense of coherence. *Scandinavian Journal of Caring Science*, 19, 157-168.
- Barberá, E. (2004). Perspectiva cognitivo-social: estereotipos y esquemas de género. En E. Barberá e I. Martínez, *Psicología y género* (pp. 55-80). Madrid: Pearson Prentice Hall.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2ª ed.). New York: Academic Press.
- Colombo, F., Llena-Nozal, A., Mercier, J. y Tjadens, F. (2011). *Help Wanted? Providing and Paying for Long-Term Care*. Paris: OECD Health Policy Studies.
- Coma, A., Martí, M. y Fernández, E. (2003). Educación y clase social basada en la ocupación: su interrelación como indicadores de posición socioeconómica en el estudio de las desigualdades sociales mediante encuestas de salud. *Atención Primaria*, 32, 208-215.
- Cuéllar, I. y Sánchez, M. P. (2012). Adaptación Psicológica en Personas Cuidadoras de Familiares Dependientes. *Clínica y Salud*, 23(2), 141-152.
- Goldberg, D. y Williams, P. (1996). *Cuestionario de Salud general GHQ*. Barcelona: Masson.
- Goode, K. T., Haley, W. E., Roth D. L. y Ford, G. R. (1998). Predicting longitudinal changes in caregiver physical and mental health: A stress process model. *Health Psychology*, 17(2), 190-198.
- Hirst, M. (2005). Carer distress: A prospective, population-based study. *Social Science and Medicine*, 61, 697-708.
- Instituto de Mayores y Servicios Sociales (2005). *Cuidado a las personas mayores en los hogares españoles*. Madrid: Autor.
- Instituto Nacional de Estadística (2008). *Encuesta de discapacidad, autonomía personal y situaciones de dependencia (EDAD)*. Recuperado de: <http://www.ine.es/prensa/np524.pdf>
- Instituto Nacional de Estadística. (2009). *Boletín Informativo del Instituto Nacional de Estadística*. Recuperado de: <http://www.ine.es/revistas/cifraine/0209.pdf>
- Lobo, A., Pérez-Echevarría, M. J. y Artal, J. (1986). Validity of the scaled version of the General Health Questionnaire (GHQ-28) in a Spanish population. *Psychological Medicine*, 16, 135-140.
- Losada, A., Montorio, I., Izal, M. y Márquez, M. (2006). *Estudio e intervención sobre el malestar psicológico de los cuidadores de personas con demencia. El papel de los pensamientos disfuncionales*. Madrid: Instituto de Mayores y Servicios Sociales (IMSERSO).
- Losada, A., Robinson Shurgot, R., Knight, B. G., Márquez, M., Montorio, I., Izal, M. ... Ruiz, M. A. (2006). Cross-cultural study comparing the association of familism with burden and depressive symptoms in two samples of Hispanic dementia caregivers. *Aging and Mental Health*, 10(1), 69-76.
- Márquez-González, M., Losada, A., López, J. y Peñacobá, C. (2009). Reliability and Validity of the Spanish Version of the Revised Scale for Caregiving Self-Efficacy. *Clinical Gerontologist*, 32, 347-357.
- Marriot, A., Donaldson, C., Tarrier, N. y Burns, A. (2000). Effectiveness of cognitive-behavioral family intervention in reducing the burden of care in carers of patients with Alzheimer's disease. *British Journal of Psychiatry*, 176, 557-562.
- Masanet, E. y La Parra, D. (2011). Relación entre el número de horas de cuidado informal y el estado de salud mental de las personas cuidadoras. *Revista Española de Salud Pública*, 85, 257-266.
- Muela, J. A., Torres, C. J. y Peláez, E. M. (2002). Nuevo instrumento de evaluación de situaciones estresantes en cuidadores de enfermos de Alzheimer. *Anales de Psicología*, 18, 319-331.
- Pinquart, M. y Sörensen, S. (2003). Differences between caregivers and non caregivers in psychological health and physical health: A meta-analysis. *Psychology and Aging*, 2, 250-267.
- Ramírez, A. N. (2010). Identificación precoz de bebedores de riesgo en empleados públicos de la provincia de Cádiz. *Medicina y seguridad del trabajo*, 56, 132-146.
- Roig, M. V., Abengózar, M. C. y Serra, E. (1998). La sobrecarga en los cuidadores principales de enfermos de Alzheimer. *Anales de Psicología*, 14, 215-227.
- Saavedra, J. (2010). Creencias sociales de mujeres cuidadoras en talleres psicoeducativos (pp. 975-990). En, I. Vázquez Bermúdez (Coord.), *Investigaciones multidisciplinares en género*. Sevilla: Universidad de Sevilla.
- Seguí, J. D., Ortiz-Tallo M. y De Diego, Y. (2008). Factores asociados al estrés del cuidador primario de niños con autismo: Sobrecarga, psicopatología y estado de salud. *Anales de Psicología*, 24(1), 100-105.
- Seira, M. P., Aller, A. y Calvo, A. (2002). Morbilidad sentida y diagnosticada en cuidadores de pacientes inmovilizados de una zona de salud rural. *Revista Española de Salud Pública* 76, 713-721.
- Stebbins, P. y Pakenham, I. (2001). Irrational schematic beliefs and psychological distress in caregivers of people with traumatic brain injury. *Rehabilitation Psychology*, 46(2), 178-194.
- Van Daele, T., Hermans, D., Van Audenhove, Ch. y Van den Bergh, O. (2011). Stress Reduction Through Psychoeducation: A Meta-Analytic Review. *Health Education & Behavior*, XX (X), 1-12. DOI: 10.1177/1090198111419202