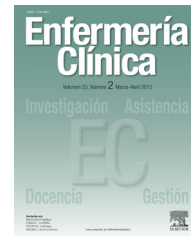




Enfermería Clínica

www.elsevier.es/enfermeriaclinica



ORIGINAL

Validación en español del instrumento GAIN para su aplicación en cuidadores de pacientes con multimorbilidad en el entorno domiciliario

Remedios Reina Campos^a, José Miguel Morales Asencio^{b,c},
M. Rosa Iglesias Parra^{b,*} y Marina García Gámez^d

^a Centro de Salud Huelin, Distrito de Atención Primaria Málaga-Valle del Guadalhorce, Málaga, España

^b Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Málaga, Málaga, España

^c Instituto de Investigación Biomédica de Málaga-Bionand (IBIMA-Bionand), Málaga, España

^d Hospital Regional Universitario de Málaga, Málaga, España

Recibido el 3 de noviembre de 2023; aceptado el 6 de octubre de 2024

PALABRAS CLAVE

Cuidadores;
Carga del cuidador;
Resiliencia
psicológica;
Adaptación
psicológica;
Multimorbilidad;
Psicometría

Resumen

Objetivo: Validación de la escala de ganancias GAIN en el cuidado informal disponible en español, para extenderla a una versión para cuidadores de pacientes con multimorbilidad en el domicilio.

Método: Estudio de validación psicométrico en cuidadores familiares de personas con multimorbilidad en atención domiciliaria. Se procedió a la validación de contenido mediante panel de expertos y técnica Delphi y posterior validación empírica en una muestra de cuidadores familiares de pacientes con multimorbilidad en atención domiciliaria.

Resultados: Fase I. Se modificaron 3 de los 10 ítems para especificar la población de estudio. Fase II. Un total de 227 sujetos, con una edad mediana de 84 años en pacientes y 59 años en cuidadores familiares. El 78,9% de los cuidadores eran mujeres. El análisis de la fiabilidad ofreció valores de omega de McDonald de 0,82, con una correlación media inter-ítem de 0,41. La fiabilidad test-retest ofreció un valor de 0,95. La estructura bifactorial obtuvo un buen ajuste: RMSEA de 0,08 (IC90% 0,06 a 0,11), TLI 0,88, explicando un 40,6% de la varianza. El instrumento mostró capacidad discriminativa entre cuidadores en función de la sobrecarga ($p < 0,001$).

Conclusiones: La escala GAIN es un instrumento válido y fiable para la medición de las ganancias de los cuidadores familiares de personas con multimorbilidad en atención domiciliaria. Es de fácil uso y permite comprender qué factores potenciar en los cuidadores para preservar su resiliencia durante el proceso.

© 2024 Los Autores. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: mip@uma.es (M.R. Iglesias Parra).

<https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2024.10.004>

1130-8621/© 2024 Los Autores. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

Cómo citar este artículo: R. Reina Campos, J.M. Morales Asencio, M.R. Iglesias Parra et al., Validación en español del instrumento GAIN para su aplicación en cuidadores de pacientes con multimorbilidad en el entorno domiciliario, Enfermería Clínica, <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2024.10.004>

KEYWORDS

Caregivers;
Caregiver burden;
Resilience,
Psychological;
Adaptation,
Psychological;
Multimorbidity;
Psychometrics

Validation in Spanish of the GAIN instrument for its application in caregivers of patients with multimorbidity in the home environment

Abstract

Objective: Validation of the informal care GAIN scale available in Spanish to extend it to a version for caregivers of patients with multimorbidity at home.

Method: Psychometric validation study in family caregivers of people with multimorbidity in home care. Content validation was carried out using a panel of experts and the Delphi technique and subsequent empirical validation in a sample of family caregivers of patients with multimorbidity in home care.

Results: Phase I: 3 of the 10 items were modified to specify the study population. Phase II: A total of 227 subjects, with a median age of 84 years in patients and 59 years in family caregivers. 78.9% of the caregivers were women. The reliability analysis offered McDonald's omega values of 0.82, with an average inter-item correlation of 0.41. The test-retest reliability offered a value of 0.95. The bifactor structure obtained a good fit: RMSEA of 0.08 (90% CI 0.06–0.11), TLI 0.88, explaining 40.6% of the variance. The instrument showed discriminative capacity between caregivers based on overload ($p < 0.001$).

Conclusions: The GAIN scale is a valid and reliable instrument for measuring the gains of family caregivers of people with multimorbidity in home care. It is easy to use and allows you to understand what factors to enhance in caregivers to preserve their resilience during the process.

© 2024 The Author(s). Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

¿Qué se conoce?

Para la perspectiva de salud positiva, poco estudiada hasta ahora, existe un instrumento, el *Gain in Alzheimer care Instrument*, pero no hay una versión validada en España que sea aplicable a personas con multimorbilidad y elevada dependencia, que representará a la mayoría de la demanda de cuidados domiciliarios futuros.

¿Qué aporta?

Un instrumento válido y confiable para medir ganancias de los cuidadores informales de personas con multimorbilidad y dependencia que reciben atención domiciliaria.

Introducción

El envejecimiento poblacional ha situado la multimorbilidad en el centro de las prioridades de las políticas de salud¹, con un aumento de demanda de cuidados de apoyo que recae mayoritariamente en cuidados informales prestados por mujeres, con dificultades crecientes por sus ocupaciones laborales², obligando en muchos casos a simultanear roles laborales y de cuidado, o a abandonar su vida profesional³.

La carga derivada del rol de cuidador puede generar impactos en salud a nivel psicológico, como trastornos de ansiedad y depresión, uso de psicofármacos^{4,5}, o duelo

complicado⁶, pero también en la esfera física, como el aumento del riesgo de enfermedades cardiovasculares⁷. Paradójicamente, algunos estudios muestran menos mortalidad en cuidadores familiares, sugiriendo la hipótesis de que esta dedicación puede implicar aspectos positivos parcialmente conocidos que podrían ejercer un efecto protector⁸. Los modelos salutogénicos consideran que, si una persona tiene a su disposición activos en salud que hacen que perciba su vida como coherente, estructurada y comprensible, tiene más oportunidades para enfrentarse a los desafíos vitales⁴.

La evaluación del estado de cuidadores familiares se ha centrado mayoritariamente en la sobrecarga^{9,10}. Para la perspectiva de salud positiva existe un instrumento de 10 ítems, el *Gain in Alzheimer care Instrument (GAIN)*¹¹, validado en España¹², que explora ganancias que los cuidadores pudieran obtener en términos afectivos, relacionales o de crecimiento personal. En su versión española inicial mostró una buena fiabilidad con estructura factorial unidimensional¹². Una revisión sistemática sobre estos instrumentos comprobó que el GAIN podría ser el más adecuado para cuidadores familiares de mayores institucionalizados¹³.

No obstante, la versión existente tiene limitaciones. Está validada en cuidadores de personas con demencia, pero no hay versión aplicable a personas con multimorbilidad que, actualmente, constituyen la mayoría de la demanda de cuidados domiciliarios. Existe una versión validada en España obtenida tras análisis factorial exploratorio, con una estructura unidimensional. Posteriormente, en una muestra de cuidadores de personas con demencia se reprodujo esta estructura factorial con métodos confirmatorios, aunque con una muestra reducida y nuevamente solo en esta población específica¹⁴.

El objetivo de este estudio es la validación de la escala disponible en español para extenderla a una versión para

cuidadores de pacientes con multimorbilidad en el domicilio.

Método

Fase I

Adaptación del contenido del cuestionario de Fabà y Villar¹² a cuidadoras de personas con multimorbilidad y su validación por un panel de expertos y técnica Delphi. Este cuestionario está formado por 10 ítems, perteneciente a las dimensiones crecimiento personal, ganancias en las relaciones y ganancias de nivel superior. Los ítems tienen un encabezado común «Cuidar de mi familiar...». Y las posibles respuestas son «muy en desacuerdo», «algo en desacuerdo», «ni de acuerdo ni en desacuerdo», «algo de acuerdo» y «muy de acuerdo». Las puntuaciones pueden variar entre 0 (ausencia de ganancia) y 40 (experimentación de mayor ganancia)^{11,12}.

Los criterios de selección de los panelistas incluían amplia experiencia clínica (superior a 10 años) en atención domiciliaria y cuidadores familiares, con perfil de práctica avanzada y formación continua actualizada en la atención domiciliaria (> 50 h anuales) (anexo 1).

Se les pidió que aportaran modificaciones para la adaptación a la población de estudio, así como la relevancia de los ítems. Los datos se recogieron con LimeSurvey 5.3.

Fase II

Se valoró empíricamente la encuesta para determinar su fiabilidad, validez de constructo y discriminante mediante estudio transversal analítico multicéntrico. Se estimó un tamaño muestral mínimo necesario de 144 sujetos para el análisis de fiabilidad para un alfa de 0,05, una beta de 0,9 para un instrumento de 10 ítems y con un valor H_0 de 0,7 y H_1 de 0,8¹⁵. Para un análisis confirmatorio con un alfa de 0,05, una potencia de 0,9, en una solución bifactorial de 10 variables observadas, eran necesarios 182 sujetos¹⁶. Esta muestra se sobreestimó en un 20% para cubrir posibles pérdidas muestrales ($n = 220$).

Se incluyeron cuidadores familiares de personas con multimorbilidad que llevasen desempeñando esta función al menos durante 6 meses en el Distrito de Atención Primaria de Málaga, entre mayo de 2018 y abril de 2021. Junto a los datos sociodemográficos de pacientes y cuidadores, se evaluó el IEC (índice de esfuerzo del cuidador) y variables relacionadas con aspectos de su quehacer como cuidadores familiares: número de veces que se realizaban determinadas tareas durante el cuidado, tiempo que llevaba cuidando, dedicación percibida al cuidado familiar. También se recogió información acerca del nivel de estudios, ocupación laboral de la cuidadora y si tomaba antidepresivos y/o ansiolíticos (anexo 2).

La recogida de datos se realizó telefónica o presencialmente, en el Centro de Salud o en domicilio. La captación la realizaron enfermeras de familia de forma consecutiva conforme a los listados de citación diaria de sus respectivos cupos de cuidadoras. También se recogió una submuestra de 30 sujetos en la que se administró el instrumento en dos ocasiones, de forma repetida, a los 15 días, para evaluar la fiabilidad test-retest.

Análisis

Fase I

Se calculó el índice de validez de contenido, por ítems y global, según Lynn et al., mediante escala Likert de 1 a 4, ajustado por la probabilidad de acuerdo por azar, asumiendo un umbral mínimo de 0,8 y el cálculo del k modificado^{17,18} (anexo 3).

Fase II

Se realizó estadística descriptiva de las variables, con medidas de tendencia central y dispersión o porcentajes y evaluación de normalidad mediante test de Kolmogorov-Smirnov. El análisis bivalente se hizo con pruebas no paramétricas por la generalizada ausencia de normalidad: para diferencia de medias U de Man-Whitney y Kruskal-Wallis (no obstante, se calculó también ANOVA con medidas robustas de Brown-Forsythe y comparaciones post-hoc de Games-Howell). Para variables cualitativas, prueba de chi cuadrado. Para la relación entre valores de GAIN como variable dependiente y el tiempo ejerciendo el rol de cuidador, o la edad del cuidador o del paciente, o el tiempo de dedicación semanal al cuidado actuando como variables independientes, se emplearon modelos de regresión lineal.

Para la validación empírica se evaluó primero el efecto techo-suelo mediante frecuencia de endose. Se calculó la consistencia interna mediante omega de McDonald, que no depende de la normalidad de las puntuaciones. También se analizaron las correlaciones inter-ítem e ítem-total. La fiabilidad test-retest se hizo mediante el cálculo del coeficiente de correlación intraclase (CCI) y prueba de Bland-Altman. Para la validez de constructo se realizó, primero, un análisis factorial exploratorio, con el método de extracción del eje principal, rotaciones no ortogonales (Oblimin) y aproximación no lineal mediante correlaciones policóricas. Se usó el método de extracción de ejes principales siguiendo la recomendación de Lloret et al. de emplear métodos de mínimos cuadrados ordinarios para aproximaciones no lineales¹⁹. Previamente, se realizó prueba de esfericidad de Bartlett y test de KMO. Posteriormente, se intentó reproducir el modelo unifactorial validado en nuestro país con métodos confirmatorios, y luego con un modelo bifactorial, ante la falta de ajuste del primero. A continuación, se hizo un análisis de ecuaciones estructurales sobre una aproximación bifactorial. Se emplearon como índices de ajuste: función penalizadora (χ^2 / gl) > 3; RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) < 0,08 y su intervalo de confianza al 90%; el CFI (*Comparative Fit Index*) y el TLI (*Tucker-Lewis Index*), con valores mínimos de buen ajuste $\geq 0,90$.

Todos los análisis fueron realizados con Jamovi 2.4.11, JASP 0.18.3 y con la calculadora de tamaños de Soper²⁰.

Aspectos éticos

Estudio autorizado por el Comité de Ética de Investigación Provincial de Málaga, con el número 1091-M1-16. A todas las personas participantes se les solicitó consentimiento informado. Los datos fueron manejados de forma anonimizada y cumpliendo todos los preceptos de la legislación vigente (anexos 4 y 5).

Tabla 1 Características de la muestra por sexos

Variables	Hombres (N = 48; 22,1%) Mediana (RIC) o n (%)	Mujeres (N = 178; 78,9%) Mediana (RIC) o n (%)	p
Edad cuidador familiar	61,5 (18,5)	59 (15)	0,321*
Edad paciente	83 (12)	85 (11)	0,659*
Años ejerciendo el rol IEC	3,5 (5)	4 (6)	0,523*
Dedicación semanal percibida (horas)	98 (112)	105 (112)	0,713*
Diferencia tiempo dedicado-percibido	-47,13 (85,29)	-59,25 (109,38)	0,816*
Nivel educativo			
Sin estudios	3 (6,25)	15 (8,38)	0,9 ^a
Estudios primarios	20 (41,67)	80 (44,69)	
Estudios secundarios / bachiller	19 (39,58)	66 (36,87)	
Estudios universitarios	6 (12,5)	18 (10,06)	
Ocupación			
Ninguna	34 (70,83)	147 (82,12)	0,181 ^a
Media jornada	4 (8,33)	12 (6,70)	
Jornada completa	10 (20,83)	20 (11,17)	
Consumo de antidepressivos	5 (10,42)	38 (21,23)	0,09*
Consumo de ansiolíticos	10 (20,8)	66 (36,90)	0,037*

* U de Mann-Whitney.

^a Prueba de chi cuadrado.

Resultados

Fase I

El panel estuvo formado por 16 enfermeras gestoras de casos (un 75% mujeres), con una edad mediana de 52,5 años (RIC 4), una mediana de experiencia laboral de 29,5 años (RIC 4). El 100% tenía formación continua actualizada en el último año, y un 12,5% tenía doctorado (anexo 1).

Tras la fase de consenso sobre el cuestionario de Fabà y Villar se modificaron tres ítems (4, 5 y 7), cambiando la palabra «demencia» por «dependencia». El IVC global obtenido fue de 0,85 con una probabilidad de acuerdo por azar entre 0,0001 y 0,009 (anexo 6). El ítem que obtuvo una mediana más baja en cuanto a la relevancia fue el ítem 6 (mediana 3; RIC 2).

En la fase empírica, la muestra final fue de 227 sujetos, con una edad mediana de los pacientes de 84 (RIC 12) años y la de cuidadores familiares de 59 (RIC 17,5) años. El 78,9% (n = 179) de los cuidadores eran mujeres y llevaban una mediana de 4 (RIC 5) años de ejercicio de función cuidadora. Las mujeres presentaban mayores niveles de sobrecarga que los hombres y mayor consumo de ansiolíticos, sin diferencias significativas por sexo en las demás variables evaluadas. Las características detalladas de la muestra y las diferencias por sexo se exponen en la tabla 1. Había una importante diferencia entre el tiempo percibido semanal (mediana 98 h; RIC 112), frente al derivado de las tareas reales que desempeñaban (mediana 31,2 h; RIC 19,2) (W Wilcoxon: 22,75; p < 0,001).

Fase II

La puntuación mediana del GAIN obtenida fue de 36 (RIC 6). Las frecuencias de endose no mostraron presencia de

Tabla 2 Correlación ítem-total y consistencia interna del instrumento

	Correlación ítem-total	Si se descarta el elemento	
		Alfa de Cronbach	ω de McDonald
G1	0,542	0,801	0,820
G2	0,479	0,809	0,826
G3	0,587	0,796	0,814
G4	0,400	0,817	0,831
G5	0,526	0,803	0,823
G6	0,354	0,834	0,837
G7	0,545	0,801	0,818
G8	0,605	0,795	0,813
G9	0,602	0,794	0,814
G10	0,562	0,799	0,817

efecto techo/suelo excepto en el ítem 4, donde se obtuvo una frecuencia del 87,2% en el nivel 4.

El análisis de la fiabilidad ofreció valores de omega de McDonald de 0,82 (IC 95% 0,79 a 0,86) y alfa de Cronbach de 0,82 (IC 95% 0,78 a 0,85), con una correlación media inter-ítem de 0,41. El ítem 6 mostró la correlación ítem-test más baja (0,35) (tabla 2). En el modelo bifactorial, el factor 1 obtuvo un omega de McDonald de 0,75 (IC 95% 0,70 a 0,80) y el factor 2 de 0,79 (IC95% 0,75 a 0,84).

La fiabilidad test-retest ofreció un CCI de 0,95 (IC95% 0,91 a 0,98) y la gráfica de Bland-Altman ofreció un comportamiento adecuado de las diferencias de puntuaciones (fig. 1).

El análisis factorial exploratorio mostró una estructura bidimensional, con prueba de esfericidad de Bartlett (χ^2 : 668; p < 0,001) y KMO 0,831. Los ítems 4 y 6 obtuvieron la carga factorial más baja. La correlación entre ambos fac-

Tabla 3 Distribución de puntuaciones crudas, asimetría y curtosis, puntuaciones factoriales y unicidad en modelo bifactorial

Ítem	Mediana (RIC)	Asimetría	Curtosis	Factor 1	Factor 2	Unicidad
G1	4 (1)	-1,59	2,94	0,589	0,157	0,510
G2	4 (1)	-1,95	3,99	0,879	0,145	0,369
G3	4 (1)	-1,10	0,59	0,698	0,127	0,384
G4	4 (0)	-2,82	7,72	0,394	0,320	0,582
G5	4 (1)	-1,63	1,72	0,473	0,245	0,569
G6	3 (2)	-0,40	-0,71	0,315	0,132	0,830
G7	4 (1)	-1,56	1,71	0,465	0,316	0,498
G8	4 (1)	-1,62	2,89	0,047	0,918	0,210
G9	4 (1)	-1,55	2,40	0,041	0,828	0,269
G10	4 (1)	-1,31	0,68	0,102	0,707	0,398

RMSEA 0,16 (IC90% 0,13 a 0,18); TLI 0,78.

Coefficiente de Mardia: 46,02 $p < 0,001$; curtosis multivariante: 191,23 $p < 0,001$. En negrita, las puntuaciones más altas de los ítems en los diferentes factores.

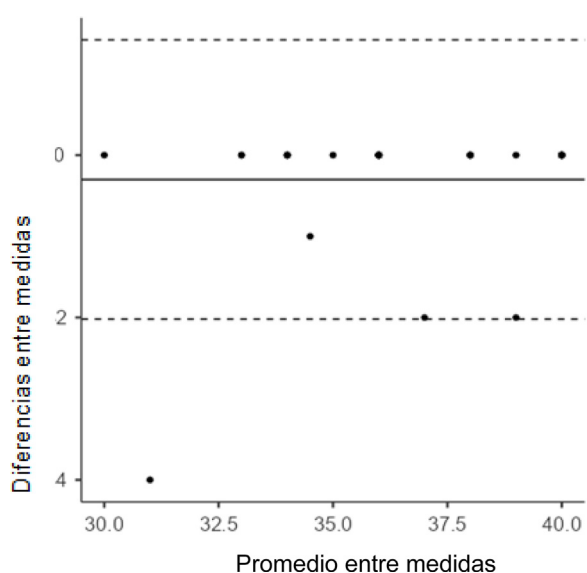


Figura 1 Gráfica de Bland-Altman. Promedio entre medidas.

tores fue 0,66. La varianza total explicada por estos dos factores era del 40,5% (22% para el primer factor y 18,5% para el segundo), con valores de ajuste: RMSEA 0,16 (IC90% 0,13 a 0,18); TLI 0,78 (tabla 3). Posteriormente, se evaluó, primero con métodos exploratorios y posteriormente confirmatorios, un modelo unidimensional similar al de la versión adaptada al español para pacientes con demencias, obteniendo peores valores de ajuste exploratorio que en el modelo bifactorial (RMSEA 0,18 [IC90% 0,16 a 0,20]; TLI 0,71) y lo mismo en el caso del análisis confirmatorio: RMSEA 0,11 (IC90% 0,08 a 0,13), TLI 0,81, CFI 0,85; χ^2 /gl de 3,57 (tabla 4). Por ello, se realizó análisis factorial confirmatorio de la estructura bidimensional, con mejores valores de ajuste que el unidimensional: RMSEA 0,08 (IC90% 0,05 a 0,10), TLI 0,90, CFI 0,93; χ^2 /gl de 2,45. Adicionalmente, se hizo un análisis de ecuaciones estructurales de este modelo bifactorial, ofreciendo los mejores valores de ajuste: RMSEA 0,024 (IC90% 0,00 a 0,56), con un TLI 0,99, CFI 0,99, χ^2 /gl de 1,84 y residuos de la matriz de correlaciones $< 0,1$ en todos los casos (fig. 2).

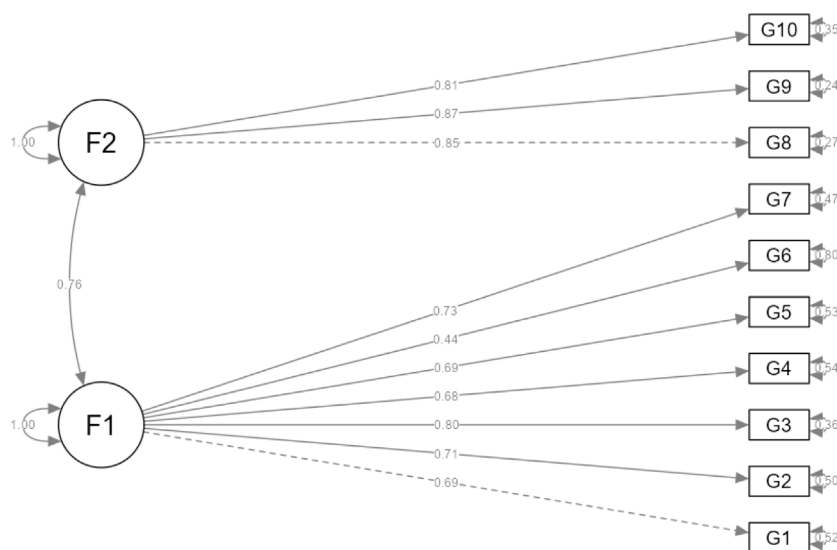


Figura 2 Estructura factorial del modelo bidimensional.

Tabla 4 Carga factorial y unicidad en modelo unifactorial

	Factor 1	Unicidad
G1	0,676	0,543
G2	0,637	0,595
G3	0,740	0,452
G4	0,652	0,574
G5	0,655	0,571
G6	0,407	0,834
G7	0,714	0,490
G8	0,762	0,420
G9	0,771	0,406
G10	0,727	0,472

RMSEA 0,18 (IC90% 0,16 a 0,20); TLI 0,71.

Coficiente de Mardia: 46,02 $p < 0,001$; curtosis multivariante: 191,23 $p < 0,001$.

Se evaluó la capacidad discriminadora del GAIN referente a la presencia de sobrecarga a partir de las cifras de IEC (tomando el punto de corte identificado por Odriozola et al., 2008). Se observaron puntuaciones significativamente más altas de GAIN entre cuidadores sin sobrecarga, que entre aquellos que tenían valores de IEC > 8: cuidadores sin sobrecarga, GAIN mediano 36 (RIC 4,75) frente a GAIN mediano 33 (RIC 8) en cuidadores con sobrecarga ($U = 3075$; $p < 0,001$).

Los valores del GAIN según el nivel educativo de las personas cuidadoras no mostraron diferencias significativas ($F(3, 223) = 1,83$; $p = 0,141$, $\eta^2 = 0,024$; Kruskal-Wallis: 5,80; $p = 0,122$), ni tampoco por el estado ocupacional ($F(2, 224) = 0,192$; $p = 0,825$, $\eta^2 = 0,002$; Kruskal-Wallis: 0,98; $p = 0,611$). En los análisis post-hoc no se encontraron diferencias entre subgrupos en ninguno de los casos.

Las personas cuidadoras que consumían antidepresivos tenían valores medianos de GAIN significativamente inferiores: 36 (RIC 5,25) frente a 35 (RIC 9); ($U = 2985$; $p = 0,012$). En el caso del consumo de ansiolíticos no fue así: 36 (RIC 6) frente a 35 (RIC 7,25); ($U = 5240$; $p = 0,290$).

No hubo asociación significativa entre el tiempo ejerciendo el rol de cuidador y GAIN ($\beta = 0,1$; $p = 0,133$), ni con la dedicación diaria percibida ($\beta = 0,03$; $p = 0,570$), ni la real ($\beta = -0,04$; $p = 0,506$), ni con la edad de la persona cuidadora ($\beta = -0,02$; $p = 0,707$), ni la del paciente ($\beta = -0,008$; $p = 0,902$) (tabla 1).

Discusión

El GAIN como instrumento de ganancias fue adaptado y validado en España para cuidadores de personas con demencia con estructura factorial unidimensional¹²; posteriormente se comprobó que podría ser adecuado para cuidadores familiares de mayores institucionalizados¹³. Con este estudio pretendemos su adaptación y validación a cuidadores de pacientes con multimorbilidad en el entorno domiciliario y el análisis de su estructura factorial.

En nuestro estudio la puntuación mediana del GAIN obtuvo valores elevados, algo superiores a los de estudios previos^{11,12}. Es posible que estas diferencias pudieran ser debidas a las distintas características de los tipos de pacientes a los que prestan el cuidado, así como el contexto de la atención: en el estudio original¹¹ la mayoría de pacientes

procedían de un centro ambulatorio de demencia o de una asociación de Alzheimer en un país asiático, mientras que en nuestro estudio todos los pacientes eran multimórbidos, con gran dependencia y confinados en domicilio. Se han reportado diferencias interculturales en distintas dimensiones del cuidado familiar, como por ejemplo la sobrecarga²¹⁻²³ y no podría descartarse que también los aspectos positivos del cuidado se viesan afectados por valores y normas culturales, sobre todo en un contexto de fuerte arraigo del cuidado familiar, como es el caso de los países del sur de Europa²⁴.

Las diferencias entre el tiempo real y el percibido de dedicación al cuidado familiar coinciden con estudios previos llevados a cabo en España, en los que se atribuye esta distorsión de la percepción temporal al estado funcional de la persona cuidada, la sobrecarga del cuidador, la edad y la convivencia en el mismo hogar, con diferencias de hasta 4h²⁵.

En cuanto al proceso de validación, la estructura original unidimensional del instrumento tuvo peores valores de ajuste que la estructura bidimensional. En la validación inicial realizada en España, se obtuvo en principio una estructura bidimensional, pero se consideró unidimensional tomando las correlaciones y la cantidad de varianza explicada por un solo factor que, posteriormente, fue confirmada con métodos confirmatorios en cuidadores de personas con demencia¹¹⁻¹⁴. Serían necesarios estudios posteriores de invariancia factorial para determinar si este comportamiento es atribuible a la muestra empleada o si, por el contrario, se mantiene este patrón dimensional en ulteriores muestras y contextos.

La fiabilidad de la escala, evaluada a través de su consistencia interna, fue satisfactoria y similar a la escala GAIN original y a la adaptada al español, así como la fiabilidad test-retest^{11,12}. El ítem 6 («ha ayudado a unir más a mi familia») es el que obtuvo puntuaciones más bajas entre los cuidadores familiares participantes, además del que menor índice de discriminación aportó, de modo similar a los análisis llevados en nuestro medio^{12,14}. Los expertos que participaron en la fase de validación de contenido también consideraron este ítem con los valores más bajos de relevancia sobre el resto. Por otra parte, hay que tener en cuenta que la organización y distribución de la provisión de apoyo en los cuidados a una persona con dependencia suscita con frecuencia tensiones entre los familiares e, incluso, el estrés de la situación puede exacerbar conflictos familiares preexistentes y plantear nuevos desafíos para el funcionamiento familiar^{26,27}. Además, autores previos han sugerido, en cuanto al comportamiento psicométrico del ítem 6, que puede estar midiendo aspectos que no estén enteramente dentro del locus de control del cuidador individual^{11,12}. El resto de los ítems ha tenido un comportamiento similar al de los estudios previos de validación en España en cuidadores de pacientes con demencia, aunque el ítem 9 («me ha ayudado a crecer a nivel espiritual») es aceptado por un porcentaje alto de cuidadores, cosa que no ocurre en los estudios anteriormente mencionados.

En cuanto a los aspectos positivos del cuidado como mediador, Yang et al.²⁸ identificaron que ejercen una función moderadora sobre los niveles de depresión de los pacientes con demencia. En España, García-Castro et al. evaluaron el posible efecto mediador de las ganancias percibidas entre factores contextuales y estresores del cuidado

y la satisfacción vital, por su posible acción como estrategia de afrontamiento, encontrando que la esperanza tenía una asociación significativa con la ganancia percibida por el cuidado, aunque no se encontró un vínculo mediador entre estresores y satisfacción vital²⁹.

La preparación de un cuidador depende de su nivel de carga y resiliencia, siendo esta última un factor explicativo de la preparación del cuidador, asociándose con bajo nivel de sobrecarga. La resiliencia está relacionada con múltiples indicadores de funcionamiento saludable (calidad de vida, apoyo social, afrontamiento positivo), ya que amortigua los resultados negativos de carga y angustia⁴. Podría haber otras ganancias no recogidas en la escala GAIN más representativas de las experiencias de cuidadores de nuestro contexto sociocultural, teniendo en cuenta que los ítems de la escala original fueron creados a partir de un grupo reducido de entrevistas en un medio cultural distinto. Otra desventaja son los conceptos excesivamente complejos para algunos cuidadores, como los de «autoconsciencia» o «perspectiva vital»^{11,12}. Algunos aspectos que podrían estar vinculados al constructo de ganancia en el cuidado podrían ser el reconocimiento del rol por terceros y la confianza de la persona cuidadora, aunque habría que explorar futuras versiones que incorporasen estos elementos³⁰.

Este estudio tiene la limitación del diseño transversal, que impide evaluar la sensibilidad al cambio del instrumento, o la validez predictiva sobre algunos desenlaces, como podrían ser la sobrecarga longitudinal. Además, se ha realizado en contexto urbano y podría ser que en entornos rurales adoptase variaciones en métrica y validez, por lo que recomendamos llevar a cabo un estudio de invariancia teniendo en cuenta este punto de vista. No obstante, la robustez de las pruebas de validación empleadas y los resultados obtenidos permiten confiar en la consistencia y constructos hallados en futuras validaciones empíricas.

Como conclusiones, la escala GAIN es un instrumento válido y fiable para medir aspectos positivos del cuidado en cuidadores informales de personas con multimorbilidad que reciben atención domiciliaria y puede usarse en entornos clínicos y en investigación, aunque es preciso determinar su sensibilidad al cambio en estudios longitudinales. Su utilización en la práctica clínica permite áreas de intervención desde una perspectiva salutogénica y comprender mejor qué factores se pueden potenciar en los cuidadores para preservar su resiliencia durante el proceso.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Anexo. Material adicional

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en [doi:10.1016/j.enfcli.2024.10.004](https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2024.10.004).

Bibliografía

1. Oficina Estadística de la Unión Europea (EUROSTAT) 2021. Estructura demográfica y envejecimiento de la población, 20 julio 2021. Disponible en: <https://ec.europa.eu/>

- eurostat/statistics-explained/index.php?title=Archive:Estructura_demogr%C3%A1fica_y_envejecimiento_de_la_poblaci%C3%B3n&direction=next&oldid=510186#EL_porcentaje_de_personas_mayores_sigue_aumentando.
2. Campos-Puente ALM, Avargues-Navarro ML, Borda-Mas M, Sánchez-Martín M, Aguilar-Parra JM, Trigueros R. Emotional Exhaustion in Housewives and Alzheimer Patients; Caregivers: Its Effects on Chronic Diseases Somatic Symptoms and Social Dysfunction. *Int J Environ Res Public Health*. 2019;16:3250–61, <http://dx.doi.org/10.3390/ijerph16183250>.
3. De la Revilla-Ahumada L, De Los Ríos-Álvarez A, Prados-Quel MA, Rodríguez-Navarro JL, Calvo-Tudela P. Factores relacionados con la sobrecarga que intervienen sobre la salud, las actividades económicas, laborales y sociales de los cuidadores principales de pacientes crónicos [Factors related to work overload that affect health, financial, occupational, and social activities of the primary caregiver]. *Semergen*. 2020;46:297–305, <http://dx.doi.org/10.1016/j.semerg.2020.03.009>.
4. Durán-Gómez N, Guerrero-Martín J, Pérez-Civantos D, López Jurado CF, Palomo-López P, Cáceres MC. Understanding Resilience Factors Among Caregivers of People with Alzheimer's Disease in Spain. *Psychol Res Behav Manag*. 2020;13:1011–25, <http://dx.doi.org/10.2147/PRBM.S274758>.
5. Remes-Troche JM, Torres-Aguilera M, Montes-Martínez V, Jiménez-García VA, Roesch-Dietlen F. Prevalence of irritable bowel syndrome in caregivers of patients with chronic diseases. *Neurogastroenterol Motil*. 2015;27:824–31, <http://dx.doi.org/10.1111/nmo.12556>.
6. Romero Javier V. Síntomas del duelo complicado de los cuidadores que han atendido a sus familiares enfermos de cuidados paliativos [Tesis]. Universidad Complutense de Madrid, Servicio de Publicaciones; 2018. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/tesis?codigo=223332>
7. Bouchard K, Greenman PS, Pipe A, Johnson SM, Tulloch H. Reducing Caregiver Distress and Cardiovascular Risk: A Focus on Caregiver-Patient Relationship Quality. *Can J Cardiol*. 2019;35:1409–11, <http://dx.doi.org/10.1016/j.cjca.2019.05.007>.
8. Janson P, Willeke K, Zaibert L, Budnick A, Berghöfer A, Kittel-Schneider S, et al. Mortality Morbidity and Health-Related Outcomes in Informal Caregivers Compared to Non-Caregivers: A Systematic Review. *Int J Environ Res Public Health*. 2022;19:5864–89, <http://dx.doi.org/10.3390/ijerph19105864>.
9. Zarit SH, Birkel RC, MaloneBeach EE. Spouses as caregivers: Stresses and interventions. En: Goldstein MZ, editor. *Family involvement in the treatment of the frail elderly*. Washington DC: American Psychiatric Press; 1989. p. 23–62.
10. Robinson BC. Validation of a Caregiver Strain Index. *J Gerontol*. 1983;38:344–8, <http://dx.doi.org/10.1093/geronj/38.3.344>.
11. Yap P, Luo N, Ng WY, Chionh HL, Lim J, Goh J. Gain in Alzheimer Care Instrument - A New Scale to Measure Caregiving Gains in Dementia. *Am J Geriatr Psychiatry*. 2010;18:68–76, <http://dx.doi.org/10.1097/JGP.0b013e3181bd1dcd>.
12. Fabà J, Villar F. Ganancias asociadas al cuidado de personas con demencia: adaptación al español de la escala GAIN. *Rev Esp Geriatr Gerontol*. 2013;48:109–14, <http://dx.doi.org/10.1016/j.regg.2012.10.007>.
13. Smaling HJ, Joling KJ, Achterberg WP, Francke AL, van der Steen JT. Measuring positive caregiving experiences in family caregivers of nursing home residents: A comparison of the Positive Experiences Scale Gain in Alzheimer Care Instrument, and Positive Aspects of Caregiving questionnaire. *Geriatr Gerontol Int*. 2021;21:636–43, <http://dx.doi.org/10.1111/ggi.14210>.
14. García-Castro FJ, Holgado-Tello FP, Blanca MJ. New evidence for the psychometric properties of the Spanish version of the Gain

- in Alzheimer Care Instrument. *Span J Psychol.* 2021;24:e25, <http://dx.doi.org/10.1017/sjp.2021.32>.
15. Bonett DG. Sample size requirements for testing and estimating coefficient alpha. *J Educ Behav Stat.* 2002;27:335–40, <http://dx.doi.org/10.3102/10769986027004335>.
 16. Westland JC. Lower bounds on sample size in structural equation modeling. *Electron Commer Res Appl.* 2010;9:476–87, <http://dx.doi.org/10.1016/j.elerap.2010.07.003>.
 17. Lynn MR. Determination and quantification of content validity. *Nurs Res.* 1986;35:382–5, <http://dx.doi.org/10.1097/00006199-198611000-00017>.
 18. Polit DF, Beck CT, Owen SV. Is the CVI an acceptable indicator of content validity? Appraisal and recommendations. *Res Nurs Health.* 2007;30:459–67, <http://dx.doi.org/10.1002/nur.20199>.
 19. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol.* 2014;30:1151–69, <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>.
 20. Soper DS. A-priori Sample Size Calculator for Structural Equation Models [Software]. 2023. Disponible en: <https://www.danielsoper.com/statcalc/>
 21. Matsushita M, Pai MC, Jhou CY, Koyama A, Ikeda M. Cross-cultural study of caregiver burden for Alzheimer's disease in Japan and Taiwan: result from Dementia Research in Kumamoto and Tainan (DeReKaT). *Int Psychogeriatr.* 2016;28:1125–32, <http://dx.doi.org/10.1017/S104161021600003X>.
 22. Konerding U, Bowen T, Forte P, Karampli E, Malmström T, Pavi E, et al. Investigating burden of informal caregivers in England Finland and Greece: an analysis with the short form of the Burden Scale for Family Caregivers (BSFC-s). *Aging Ment Health.* 2018;22:280–7, <http://dx.doi.org/10.1080/13607863.2016.1239064>.
 23. Perrin PB, Henry RS, Donovan EK, Cariello AN, Lageman SK, Villaseñor T, et al. Parkinson's family needs and caregiver mental health: A cross-cultural comparison between Mexico and the United States. *NeuroRehabilitation.* 2019;45:433–42, <http://dx.doi.org/10.3233/nre-192894>.
 24. Daatland SO, Herlofson K, Lima IA. Balancing generations: On the strength and character of family norms in the West and East of Europe. *Ageing Soc.* 2011;31:1159–79, <http://dx.doi.org/10.1017/S0144686X10001315>.
 25. Timonet-Andreu E, Canca-Sanchez JC, Sepulveda-Sanchez J, Ortiz-Tomé C, Rivas-Ruiz F, Toribio-Toribio, et al. Overestimation of hours dedicated to family caregiving of persons with heart failure. *J Adv Nurs.* 2018;74:2312–21, <http://dx.doi.org/10.1111/jan.13727>.
 26. Xiong Z, Yin Y, Zhang J, Wang A. Dyadic interventions in older people with chronic diseases: An integrative review. *Geriatr Nurs.* 2022;48:327–49, <http://dx.doi.org/10.1016/j.gerinurse.2022.10.012>.
 27. Segrin C, Badger TA, Sikorskii A, Crane TE, Pace TWW. A dyadic analysis of stress processes in Latinas with breast cancer and their family caregivers. *Psychooncology.* 2018;27:838–46, <http://dx.doi.org/10.1002/pon.4580>.
 28. Yang F, Ran M, Luo W. Depression of persons with dementia and family caregiver burden: Finding positives in caregiving as a moderator. *Geriatr Gerontol Int.* 2019;19:414–8, <http://dx.doi.org/10.1111/ggi.13632>.
 29. García-Castro FJ, Hernández A, Blanca MJ. Life satisfaction and the mediating role of character strengths and gains in informal caregivers. *J Psychiatr Ment Health Nurs.* 2022;29:829–41, <http://dx.doi.org/10.1111/jpm.12764>.
 30. Strang S, Osmanovic M, Hallberg C, Strang P. Family Caregivers' Heavy and Overloaded Burden in Advanced Chronic Obstructive Pulmonary Disease. *J Palliat Med.* 2018 Dec;21:1768–72, <http://dx.doi.org/10.1089/jpm.2018.0010>.