

Propiedades psicométricas del Cuestionario de Apoyo Social Funcional y de la Escala de Soledad en adultos mayores no institucionalizados en España

Alba Ayala^{a,*}, Carmen Rodríguez-Blázquez^{b,c}, Belén Frades-Payo^{c,d}, Maria João Forjaz^{a,c}, Pablo Martínez-Martín^{c,d}, Gloria Fernández-Mayoralas^e y Fermina Rojo-Pérez^e, en nombre del Grupo Español de Investigación en Calidad de Vida y Envejecimiento[◇]

^a Escuela Nacional de Sanidad, Instituto de Salud Carlos III, Madrid, España

^b Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III, Madrid, España

^c CIBER en Enfermedades Neurodegenerativas (CIBERNED), España

^d Unidad de Investigación del Proyecto Alzheimer, Fundación CIEN-Fundación Reina Sofía, Instituto de Salud Carlos III, Centro Alzheimer Fundación Reina Sofía, Madrid, España

^e Instituto de Economía, Geografía y Demografía, Centro de Ciencias Humanas y Sociales, Consejo Superior de Investigaciones Científicas (IEGD, CCHS, CSIC), Madrid, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 3 de mayo de 2011

Aceptado el 30 de agosto de 2011

On-line el 21 de enero de 2012

Palabras clave:

DUFSS

Escala De Jong-Gierveld de Soledad

Análisis Rasch

Validación

Población adulta mayor

R E S U M E N

Objetivos: Este estudio analiza las propiedades psicométricas del Cuestionario de Apoyo Social Funcional Duke-UNC (DUFSS, Duke-UNC Questionnaire of Functional Social Support) y de la Escala de Soledad de De Jong-Gierveld en una muestra de adultos mayores no institucionalizados.

Métodos: Muestra de 1106 adultos mayores no institucionalizados incluidos en una encuesta nacional sobre calidad de vida. Ambas escalas se analizaron según la teoría clásica de los tests (aceptabilidad, consistencia interna, validez interna, validez convergente, validez discriminativa y precisión) y análisis Rasch.

Resultados: Las puntuaciones medias \pm desviación estándar fueron de $44,95 \pm 8,9$ para el DUFSS y $1,92 \pm 1,83$ para la Escala de Soledad. El α de Cronbach fue 0,94 para el DUFSS y 0,77 para la Escala de Soledad. El análisis factorial mostró dos factores en ambas escalas (varianza explicada: 73,8% para el DUFSS y 67,7% para la Escala de Soledad). Ambos instrumentos mostraron un coeficiente de correlación de -0,59 entre sí. El análisis Rasch en el DUFSS identificó dos dimensiones, con un buen ajuste al modelo, mientras que la Escala de Soledad no mostró buen ajuste de los datos al modelo.

Conclusiones: El cuestionario DUFSS, con algunas modificaciones, cumple las asunciones del modelo Rasch, y aporta medidas lineales. Sin embargo, hacen falta más estudios de análisis Rasch con la Escala de Soledad. Según la teoría clásica de los tests, el DUFSS tiene buena consistencia interna para comparación de personas y la Escala de Soledad la tiene para comparación de grupos. Ambas escalas presentan una validez de constructo satisfactoria.

© 2011 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Psychometric properties of the Functional Social Support Questionnaire and the Loneliness Scale in non-institutionalized older adults in Spain

A B S T R A C T

Keywords:

DUFSS

De Jong-Gierveld Loneliness Scale

Rasch analysis

Validity

Older adults

Objectives: To examine the psychometric properties of the Social Support Questionnaire Duke-UNC (DUFSS) and the De Jong-Gierveld Loneliness Scale in a sample of non-institutionalized older adults.

Methods: The sample consisted of 1,106 non-institutionalized older adults included in a national survey on quality of life. Both scales were analyzed according to classical test theory (acceptability, internal consistency, internal validity, convergent validity, discriminant validity and accuracy) and Rasch analysis.

Results: The mean \pm standard deviation scores were 44.95 ± 8.9 for the DUFSS and 1.92 ± 1.83 for the Loneliness Scale. Cronbach's alpha was 0.94 for the DUFSS and 0.77 for the Loneliness Scale. Factor analysis identified two factors in each scale (explained variance: 73.8% for the DUFSS and 67.7% for the Loneliness Scale). The instruments showed a correlation of -0.59 with each other. Rasch analysis of the DUFSS identified two dimensions with a good model fit, whereas the Loneliness Scale did not fit the Rasch model.

Conclusions: The DUFSS, with some modifications, meets the Rasch assumptions and provides linear measures. However, more Rasch analysis studies are needed for the Loneliness Scale. According to classical test theory, the DUFSS has good internal consistency for comparisons among people and the Loneliness Scale for comparisons among groups. Both scales have satisfactory construct validity.

© 2011 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

* Autora para correspondencia.

Correos electrónicos: aayala@isciii.es, arwen.alba@gmail.com (A. Ayala).

◇ Ver Anexo 1.

Introducción

Muchos mayores experimentan sentimientos de soledad en distinto grado a lo largo de su vida¹. De hecho, el envejecimiento implica la aparición de factores de riesgo para la soledad, como la viudedad, la ausencia de hijos vivos¹, la falta de redes de apoyo social², el deterioro de la salud y la discapacidad³. No hay una definición consensuada de soledad, pero se considera un fenómeno multidimensional y subjetivo que involucra aspectos de personalidad, interacción social y habilidades conductuales⁴. Puede definirse como el sentimiento experimentado cuando la red de relaciones sociales de una persona es deficiente, sea de manera cualitativa o cuantitativa⁵, y se presenta un déficit entre el grado deseado y el real de intimidad e integración social^{5,6}. Por otro lado, el apoyo social se define como la medida en que las necesidades sociales básicas de la persona son satisfechas mediante la interacción con otros⁷.

La falta de apoyo social y el sentimiento de soledad provocan un impacto negativo sobre la salud física y mental⁸. Así, cobra especial importancia la evaluación del apoyo social y de la soledad en las personas mayores para garantizar una correcta identificación de los factores de riesgo. En este estudio se han utilizado el Cuestionario de Apoyo Social Funcional Duke-UNC (DUFSS)⁹ y la Escala De Jong-Gierveld de Soledad¹⁰, debido a su sencillez y brevedad. Además, están validadas en población general, la Escala de Soledad en población mayor¹¹ y tienen buenas propiedades psicométricas^{7,10,12}. Sin embargo, no hay estudios de validación de las dos escalas en población mayor en España.

Desde un punto de vista teórico, los ítems de la Escala de Soledad fueron desarrollados según la distinción entre soledad social, relacionada con la ausencia de vínculos emocionales cercanos, y emocional, con la ausencia de una red social de pertenencia¹³. El desarrollo del DUFSS respondió a una necesidad identificada por autores anteriores⁹, y sus subescalas se definieron empíricamente y no de acuerdo a un modelo teórico.

Este estudio tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas del cuestionario DUFSS⁹ y de la Escala de Soledad¹⁰ en adultos de 60 y más años de edad no institucionalizados en España. La pertinencia de este estudio podría justificarse por: 1) aportar datos de validación del cuestionario DUFSS y de la Escala de Soledad en España; 2) tratarse de la primera validación para la población mayor; y 3) utilizar análisis Rasch¹⁴, que complementa la teoría clásica.

Se utilizaron como marco teórico la teoría clásica psicométrica y el modelo Rasch.

Material y método

Muestra

Los datos proceden de una muestra de 1106 personas de 60 y más años de edad no institucionalizadas en España (CadeViMa-España), obtenida a partir del Padrón Municipal de Habitantes¹⁵. Todas las evaluaciones se recogieron mediante entrevista. Se incluyó el Short Portable Mental State Questionnaire¹⁶ para excluir personas con sospecha de deterioro cognitivo.

Evaluaciones

El cuestionario DUFSS⁹ recoge la opinión sobre la disponibilidad de otras personas para ofrecer ayuda en las dificultades, habilidades en las relaciones sociales y comunicación empática y emotiva. Consta de 11 ítems que se contestan mediante una escala de 1 a 5 puntos, donde las puntuaciones altas representan un mayor apoyo social. La escala tiene dos dimensiones: confidencial y afectiva. Es

un instrumento validado para España en población general⁷ y en población socioeconómicamente deprimida¹².

La Escala de Soledad¹⁰ valora la percepción subjetiva individual de la participación social o el aislamiento en población mayor. La versión en español se obtuvo tras un proceso de traducción-retrotraducción y adaptación cultural, con la participación de traductores expertos bilingües. Se distinguen dos componentes: soledad emocional y soledad social. Consta de seis ítems en su versión abreviada¹⁰, que se puntúan en una escala de 0 a 2, aunque posteriormente se recodifica como dicotómica (0 o 1). La escala total indica un mayor sentimiento de soledad con las puntuaciones altas (de 0 a 6).

Tanto el DUFSS como la Escala de Soledad pueden puntuarse como escala total o por subescalas.

Se recogieron datos sociodemográficos incluyendo edad (60-69, 70-79 y 80+ años), sexo, estado civil (con pareja o sin pareja), forma de vida (no vive solo o vive solo) y situación laboral (económicamente activos, jubilados, amas de casa y otros pensionistas no jubilados). Además, se aplicaron las siguientes escalas: Personal Wellbeing Index (PWI)¹⁷, subescala de Depresión de la Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS-D)¹⁸, Índice de Capacidad Funcional de Barthel¹⁹, número de problemas crónicos de salud (Cumulative Illness Rating Scale for Geriatrics adaptada)²⁰ y el índice EQ-5D para medir el estado de salud²¹.

Análisis de los datos

Se analizaron las propiedades psicométricas del cuestionario DUFSS y de la Escala de Soledad y sus subescalas, utilizando la metodología de la teoría clásica de los tests. Como los estudios de validación del DUFSS no presentan una única estructura factorial^{7,9,12}, se agruparon los ítems en subescalas según el análisis factorial exploratorio (AFE). La calidad y la aceptabilidad de los datos (grado en que la medida es aplicable en el contexto previsto) se midieron mediante el número de datos computables (criterio estándar: > 90%)²², el rango observado y posible de la escala, las diferencias entre media y mediana (estándar arbitrario, $\leq 10\%$ de la puntuación máxima)²³ y el efecto suelo y techo (<15%)²⁴. Las asunciones escalares (agrupación correcta de los ítems en la escala) se comprobaron mediante el coeficiente de correlación ítem-total corregido (CCIT >0,30)²⁵. Para la consistencia interna (hasta qué punto las puntuaciones son consistentes y estables) se usaron la correlación interítems ($\geq 0,30$), el coeficiente de homogeneidad de los ítems ($\geq 0,30$)²⁶ y el α de Cronbach ($\geq 0,70$)²⁷. Se realizó un AFE con el método de ejes principales y rotación promax. Para estudiar la validez de constructo (si realmente las escalas miden el constructo para el que fueron diseñadas) se analizaron la validez convergente, interna y discriminativa de las escalas. A partir de la literatura que indica que a mayor apoyo social y menor soledad se espera mayor bienestar¹⁰, se hipotetizó una correlación moderada y negativa entre el DUFSS y la Escala de Soledad, y de ambos con el resto de las escalas que valoran constructos relacionados, tales como el bienestar personal, la calidad de vida relacionada con la salud y la depresión (PWI, EQ-5D y HADS-D, respectivamente). Se esperó que el DUFSS y sus subescalas se correlacionaran de manera positiva y moderada con el PWI y el índice EQ-5D, y de manera moderada y negativa con la HADS-D. Se planteó que la Escala de Soledad y sus subescalas se correlacionarían de manera negativa y moderada con el PWI y el índice EQ-5D, y que la correlación con la HADS-D sería moderada y positiva. Se utilizó el coeficiente de correlación de Spearman con los siguientes criterios: correlación moderada, 0,35-0,49; y correlación alta, $\geq 0,50$ ²⁸. La validez interna se determinó por la correlación entre sus dominios, considerándola satisfactoria con valores entre 0,30 y 0,70²⁹. Para la validez discriminativa se utilizaron las pruebas de Mann-Whitney o Kruskal-Wallis

Tabla 1
Características sociodemográficas de la muestra (n = 1.106)

	n (%)
Edad (media \pm DE, años)	72,07 \pm 7,83
Sexo	
Mujer	623 (56,30%)
Estado civil	
Con pareja	645 (58,48%)
Sin pareja	458 (41,52%)
Forma de vida	
No vive solo	830 (75,05%)
Vive solo	276 (24,95%)
Situación laboral	
Económicamente activos	93 (8,53%)
Jubilados	585 (53,67%)
Amas de casa	334 (30,64%)
Otros pensionistas no jubilados	78 (7,16%)

DE: desviación estándar.

para averiguar si las escalas podían detectar diferencias entre grupos según sexo y edad, estado civil, forma de vida, Índice de Barthel (dos categorías: 100, no discapacidad; demás valores, alguna discapacidad) y comorbilidad (presencia o ausencia de problemas de salud). Se probaron las siguientes hipótesis: menor apoyo social y mayor soledad en las mujeres, personas de mayor edad, sin pareja, que viven solas, con mayor discapacidad medida con el Índice de Barthel y con algún problema de salud¹. La precisión se estimó mediante el error estándar de medida (EEM = DE \times $\sqrt{1 - r_x}$, donde DE es la desviación estándar y r_x la medida de fiabilidad)²⁷. Se estableció como criterio para el EEM $\leq 1/2 \cdot DE$ ³⁰.

También se examinaron las propiedades de las escalas mediante análisis Rasch¹⁴. El modelo Rasch sitúa la dificultad de los ítems (nivel de soledad y apoyo social representado por el ítem) y la aptitud de las personas (soledad y apoyo social percibido) en una escala lineal. El modelo utilizado para ítems politómicos fue el de crédito parcial, según el test *likelihood-ratio*³¹. Se considera un buen ajuste si los residuos de los ítems y de las personas siguen una distribución normal estandarizada, con una diferencia χ^2 con corrección de Bonferroni no significativa entre los datos y el modelo Rasch. El índice de fiabilidad, medido a través del Person Separation Index (PSI), debe tener un valor $\geq 0,7$ para comparación de grupos y $\geq 0,85$ para uso individual³². Para el análisis Rasch se siguió un proceso iterativo descrito previamente³². Si las probabilidades de las categorías de los ítems (umbrales) se encuentran desordenadas, pueden agruparse con las opciones de respuesta adyacentes. Mediante el análisis del funcionamiento diferencial del ítem (DIF) se analiza si los ítems están sesgados por sexo, edad (tres grupos) y estado civil. La ausencia de dependencia local entre ítems se cumple si en la matriz de correlaciones de los residuos las correlaciones son más bajas que 0,30. Por último, la unidimensionalidad se comprueba comparando mediante un test t de independencia las estimaciones de dos grupos de ítems (con cargas positivas o negativas en el análisis de componentes principales de los residuos), y se espera que el límite inferior del intervalo de confianza de la binomial no sea mayor de 0,05³³. Como el análisis Rasch con muestras de gran tamaño puede mostrar significación estadística con pequeñas desviaciones del modelo Rasch, se tomó una submuestra aleatoria de 300 personas³⁴.

Se utilizaron los programas PASW17 y Rumm2020³⁵.

Resultados

La muestra está formada por personas con una edad media de 72,07 años (DE = 7,83), el 56,30% eran mujeres, el 58,48% vivían en

pareja y el 53,67% eran jubilados. La **tabla 1** muestra las características sociodemográficas de la muestra.

DUFSS

La **tabla 2** presenta los resultados del análisis psicométrico relativos al cuestionario DUFSS y sus dos dimensiones. Las respuestas computables de la escala total fueron del 91,5%, con una media \pm DE = 44,95 \pm 8,97 (rango: 11-55) y una diferencia entre media y mediana del 1,91%. El CCIT fue de 0,65-0,84. La correlación interítems mostró un rango de 0,47-0,86, con un índice de homogeneidad de los ítems de 0,62 y un α de Cronbach de 0,94. El AFE (**tabla 3**) identificó dos factores (varianza explicada: 73,8%), que agruparon, de mayor a menor peso, los ítems 7, 8, 6, 5, 4, 11 y 10 en el primero (apoyo confidencial), y los ítems 2, 1, 9 y 3 en el segundo (apoyo afectivo). La correlación de las dos subescalas fue de 0,76. La escala total y las subescalas mostraron una correlación moderada con el PWI (rango: 0,33-0,40) y con la HADS-D (rango: -0,37 a -0,35), y una correlación alta con la Escala de Soledad (rango: -0,41 a -0,59). Las puntuaciones del DUFSS fueron significativamente menores en las mujeres, las personas sin pareja, las que viven solas y aquellas con mayor discapacidad ($p < 0,05$). Las subescalas presentaron las mismas diferencias, excepto la de apoyo confidencial, que no mostró diferencias por sexo. El EEM fue de 2,18 (1/2 DE = 4,5).

Un primer análisis Rasch mostró que la escala no era unidimensional, y se identificaron dos dimensiones: apoyo confidencial (ítems 4, 5, 6, 7, 8 y 10) y apoyo afectivo (ítems 1, 2, 3, 9 y 11). Como el ítem 2 (recibo ayuda en asuntos relacionados con mi casa) mostró problemas en la ordenación de las categorías de respuesta, se agruparon las categorías 1 y 2. La **tabla 4** muestra los estadísticos de los residuos del modelo final. Se comprobó la unidimensionalidad de cada dimensión, con independencia local entre ítems y ausencia de DIF. En la **figura 1** se observa la distribución de los sujetos y de la dificultad de los ítems para la dimensión de apoyo confidencial (media \pm DE = 2,422 \pm 2,384), que muestra un efecto techo. La distribución de la dificultad de los ítems y de los sujetos (media \pm DE = 0,818 \pm 1,308) para la dimensión de apoyo afectivo no presenta efecto techo o suelo (**fig. 2**). Los resultados del análisis Rasch se presentan en la **tabla 5**.

Escala de Soledad

En la **tabla 2** pueden verse los resultados del análisis psicométrico de la Escala de Soledad y sus subescalas. El 99,7% de los datos fue computable, con una media \pm DE = 1,92 \pm 1,83 (rango: 0-6) para la escala total. El rango del CCIT fue de 0,32-0,66 y la correlación interítems de 0,16-0,76, con un índice de homogeneidad de 0,36 y un α de Cronbach de 0,77. El AFE identificó dos factores, que explicaron el 67,7% de la varianza. Un factor agrupó los ítems de soledad emocional y el otro los de soledad social. La correlación de las dos dimensiones de la escala fue de 0,34. La escala total (soledad emocional y soledad social) mostró una correlación moderada con el PWI (rango: -0,36 a -0,43) y la HADS-D (rango: 0,29-0,50). La puntuación total de la Escala de Soledad mostró diferencias significativas según la edad, el estado civil, la forma de vida y el índice de Barthel ($p < 0,05$). La subescala de soledad emocional también mostró diferencias significativas por sexo y por problemas crónicos, siendo las mujeres y las personas que tienen algún problema crónico las que presentan mayor soledad ($p < 0,05$). La subescala de soledad social no mostró diferencias por sexo, edad ni problemas crónicos. El EEM fue 0,88 (1/2 DE = 0,92).

Se aplicó el análisis Rasch a la Escala de Soledad. Se eliminaron dos ítems (sentimiento general de vacío y echar en falta gente alrededor) por medir otro constructo (residuos estandarizados por

Tabla 2
Propiedades psicométricas del cuestionario DUFSS y de la Escala de Soledad

	Criterio (referencia del criterio estándar)	DUFSS			Escala de Soledad		
		Total (n = 1.012)	Apoyo confidencial (ítems 4-8, 10 y 11) (n = 1.070)	Apoyo afectivo (ítems 1, 2, 3 y 9) (n = 1.032)	Total (n = 1.103)	Soledad emocional (n = 1.103)	Soledad social (n = 1.103)
<i>Media ± DE</i>	–	44,95±9,00	29,67±5,74	15,27±3,74	1,92±1,83	0,93±0,95	0,99±1,25
<i>Calidad y aceptabilidad de los datos</i>							
Datos totales computables	>95% ²²	91,50%	96,75%	93,31%	99,73%	99,73%	99,73%
Rango de puntuaciones observadas	–	11-55	7-35	4-20	0-6	0-3	0-3
Efecto suelo/techo	<15% ²⁴	0,5/15,9%	0,6/28,9%	0,9/17,2%	28,5/5,6%	40,6/7,9%	56,7/21,7%
<i>Asunciones escalares</i>							
Coefficiente de correlación ítem-total corregido: rango	>0,30 ²⁵	0,65-0,84	0,73-0,88	0,65-0,70	0,32-0,66	0,37-0,43	0,68-0,79
<i>Consistencia interna</i>							
Correlación interítems: rango	≥0,30	0,47-0,86	0,60-0,85	0,52-0,62	0,16-0,76	0,27-0,36	0,63-0,76
Índice de homogeneidad	≥0,30 ²⁶	0,62	0,71	0,58	0,36	0,32	0,68
Alfa de Cronbach	≥0,70 ²⁷	0,94	0,95	0,84	0,77	0,58	0,87
<i>Validez convergente</i>							
PWI	Correlación moderada:	0,40	0,40	0,33	-0,43	-0,36	-0,36
Índice EQ-5D	r =0,35-0,50 ²⁸	0,22	0,19	0,23	-0,26	-0,34	-0,13
HADS-D		-0,38	-0,37	-0,35	0,46	0,50	0,29
Escala de Soledad	Correlación alta:	-0,59	-0,56	-0,53	–	0,75	0,85
DUFSS	r >0,50 ²⁸	–	0,94	0,92	-0,59	-0,41	-0,54
<i>Precisión</i>							
EEM	<1/2 DE ³⁰	2,18	1,28	1,50	0,88	0,62	0,45

DE: desviación estándar; r: coeficiente de correlación de Spearman; PWI: Personal Wellbeing Index; HADS-D: subescala de depresión de la Hospital Anxiety and Depression Scale; EEM: error estándar de medida.

Tabla 3

Matriz de componentes rotados del análisis factorial exploratorio del cuestionario DUFSS

	Apoyo confidencial	Apoyo afectivo
7. Hablar de problemas personales y familiares	0,95	
8. Hablar de problemas económicos	0,87	
6. Hablar de problemas de trabajo o casa	0,86	
5. Recibir amor y afecto	0,80	
4. Contar con personas que se preocupan	0,74	
11. Recibir ayuda cuando está enfermo en cama	0,67	
10. Recibir consejos	0,54	
2. Recibir ayuda en casa		0,80
1. Recibir visitas		0,72
9. Recibir invitaciones		0,64
3. Recibir elogios		0,59

Método de extracción: factorización de ejes principales. Método de rotación: normalización promax con Kaiser. Varianza explicada: 73,8%.

encima de 2,5). Se halló unidimensionalidad y aceptable fiabilidad (PSI = 0,838), pero con mal ajuste al modelo Rasch: $\chi^2(16) = 40,755$, $p = 0,0006$ (tabla 5). La distribución de las puntuaciones de los ítems y de los sujetos para la escala presentó una media \pm DE = 1,991 \pm 1,623, con efecto techo.

Tabla 4

Estadísticos de los residuos para cada ítem del modelo Rasch final de las subescalas del cuestionario DUFSS

Item	Dificultad	Error estándar	Residuos estandarizados	χ^2 (gl = 4)	Probabilidad
<i>Apoyo confidencial</i>					
4. Contar con personas que se preocupan	0,052	0,112	-0,055	2,006	0,735
5. Recibir amor y afecto	-0,046	0,106	0,977	4,668	0,323
6. Hablar de problemas de trabajo o casa	-0,130	0,115	-0,719	2,887	0,577
7. Hablar de problemas personales y familiares	-0,032	0,114	-2,917	9,500	0,050
8. Hablar de problemas económicos	-0,090	0,115	-1,119	1,965	0,742
10. Recibir consejos	0,246	0,112	1,732	5,783	0,216
<i>Apoyo afectivo</i>					
1. Recibir visitas	0,119	0,083	-0,930	4,808	0,440
2. Recibir ayuda en casa	0,298	0,091	1,395	5,049	0,410
3. Recibir elogios	0,143	0,082	-0,738	5,992	0,307
9. Recibir invitaciones	0,091	0,078	1,489	2,957	0,707
11. Recibir ayuda cuando está enfermo en cama	-0,651	0,084	0,781	6,064	0,300

gl: grados de libertad.

Tabla 5

Ajuste global al modelo Rasch de las subescalas del cuestionario DUFSS y de la Escala de Soledad

Criterio	DUFSS		Escala de Soledad
	Apoyo confidencial	Apoyo afectivo	
Estadísticos de ajuste de los residuos			
<i>Ítems</i>			
M	0	-0,350	0,399
DE	1	1,643	1,160
<i>Personas</i>			
M	0	-0,906	-0,406
DE	1	2,039	1,163
<i>Ajuste al modelo</i>			
χ^2	Bajo	26,809	24,870
Prob.	NS	0,313	0,470
PSI	> 0,70	0,925	0,778
<i>Unidimensionalidad: test T de independencia</i>			
% (IC95%)	< 10% a	5,94 (0,03-0,09)	2,75 (0,00-0,05)
			3,40 (-0,00-0,07)

M: media; DE: desviación estándar; Prob: Probabilidad; NS: no significativo; IC95%: intervalo de confianza del 95%; PSI: Person Separation Index.

a La escala es multidimensional si el límite inferior del intervalo de confianza de la binomial es mayor de 0,05³³.**Discusión**

Este estudio es la primera validación formal independiente del cuestionario DUFSS y de la Escala de Soledad realizado en España con población adulta de 60 y más años de edad, siguiendo métodos de la teoría clásica de los tests y del análisis Rasch.

Los resultados indican que la calidad y la aceptabilidad de los datos resultaron adecuadas en ambas escalas. En el análisis Rasch de la subescala de apoyo confidencial del DUFSS se observó efecto techo, es decir, hay un gran porcentaje de personas con valores altos de apoyo social, y se necesitarían más ítems que midieran el apoyo confidencial alto. La Escala de Soledad muestra un efecto suelo, más acusado si se observa por subescalas, que posiblemente se explica por las características de la población que vive en entorno comunitario, con una red social satisfactoria. En ambas escalas y sus subescalas, los ítems se mostraron relacionados con la puntuación total de la escala²⁵.

La consistencia interna también mostró valores adecuados, excepto en la subescala de soledad emocional. En el caso del DUFSS, estos valores fueron superiores a los que se encontraron en el estudio original y en las validaciones españolas^{7,9,12}, mientras que para la Escala de Soledad los valores fueron similares a los del estudio original y de la validación en China^{10,11}. El análisis Rasch muestra que las dos subescalas del DUFSS presentan buena fiabilidad³⁶.

Los resultados del AFE y del análisis Rasch del cuestionario DUFSS indicaron que no es unidimensional, midiendo dos

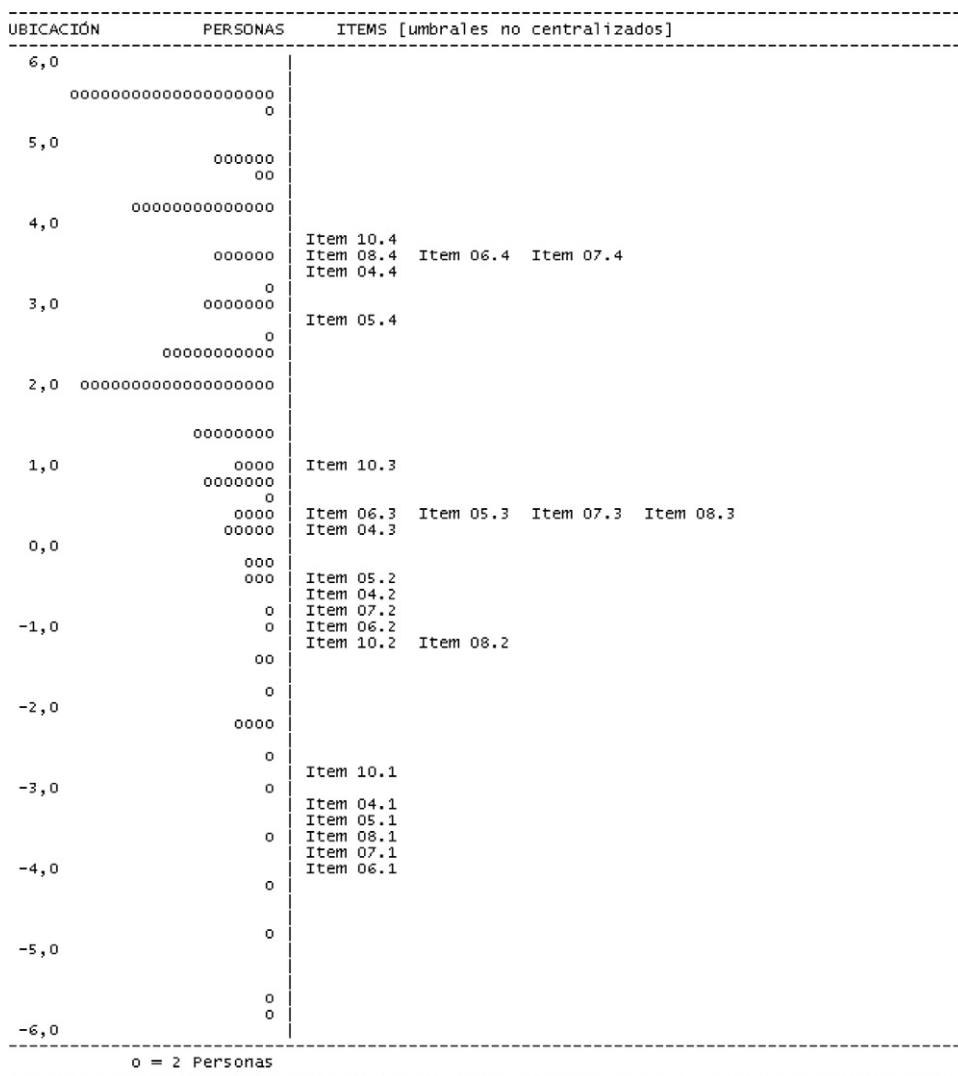


Figura 1. Distribución de los sujetos y de las puntuaciones de los ítems en la dimensión de apoyo confidencial del cuestionario DUFSS.
 Nota: Las frecuencias de las personas se sitúan en la mitad de la izquierda del gráfico, y la distribución de las puntuaciones de los ítems en la parte derecha. El primer umbral del ítem 6 (ítem 06.1: hablar de problemas de trabajo o casa) presentó los niveles de apoyo confidencial más bajos, mientras que el cuarto umbral del ítem 10 (ítem 10.4: recibir consejos) representó el nivel más alto.

constructos diferentes. En los estudios de validación también se identifican dos factores^{7,9,12}. Los resultados de nuestro AFE y del análisis Rasch fueron similares entre ellos, excepto para el ítem 11, el cual, según el análisis Rasch, forma parte del apoyo afectivo, al igual que en el resto de los estudios^{7,9,12}. En general, las dimensiones encontradas en nuestro estudio son similares a las obtenidas previamente¹²: los ítems 4, 6, 7, 8 y 10 se incluyeron dentro del apoyo confidencial, y los ítems 2, 3 y 9 en el apoyo afectivo. El ítem 1 se agrupó, en nuestro estudio, dentro del apoyo afectivo, mientras que en los demás estudios se encontró dentro del apoyo confidencial^{7,9,12}. A diferencia de los demás estudios^{7,9,12}, en el nuestro el ítem 5 pertenece al factor apoyo confidencial. Hacen falta más estudios con análisis Rasch que confirmen los datos sobre la dimensionalidad del DUFSS. El AFE de la Escala de Soledad identificó dos factores, soledad emocional y soledad social, de forma similar a lo obtenido en un análisis factorial confirmatorio¹⁰.

Respecto a la validez convergente, la asociación más fuerte se produjo entre ambas escalas, lo que indica que miden constructos

relacionados. Las escalas PWI y HADS-D se correlacionaron de forma moderada con la escala total y las subescalas del DUFSS y de la Escala de Soledad. Aunque la depresión y el bienestar subjetivo se relacionen con el sentimiento de soledad y el apoyo social, el sentido de dicha asociación no es claro². La baja correlación del DUFSS y de la Escala de Soledad con el EQ-5D se debe a que la depresión y la ansiedad influyen en la relación con el deterioro del estado de salud⁸.

En cuanto a la validez discriminativa, las puntuaciones de la Escala de Soledad y del cuestionario DUFSS mostraron diferencias significativas según el estado civil, la forma de vida y la discapacidad; un resultado concordante con la literatura respecto al apoyo social y la soledad en los mayores¹. Al contrario de lo que se esperaba, el número de problemas crónicos no mostró diferencias en función del grado de apoyo social y soledad. El análisis DIF demostró que ningún ítem del DUFSS mostraba sesgos. Tanto el DUFSS como la Escala de Soledad obtuvieron unos valores de precisión satisfactorios²⁷, lo que sugiere que son escalas potencialmente sensibles al cambio³⁷.

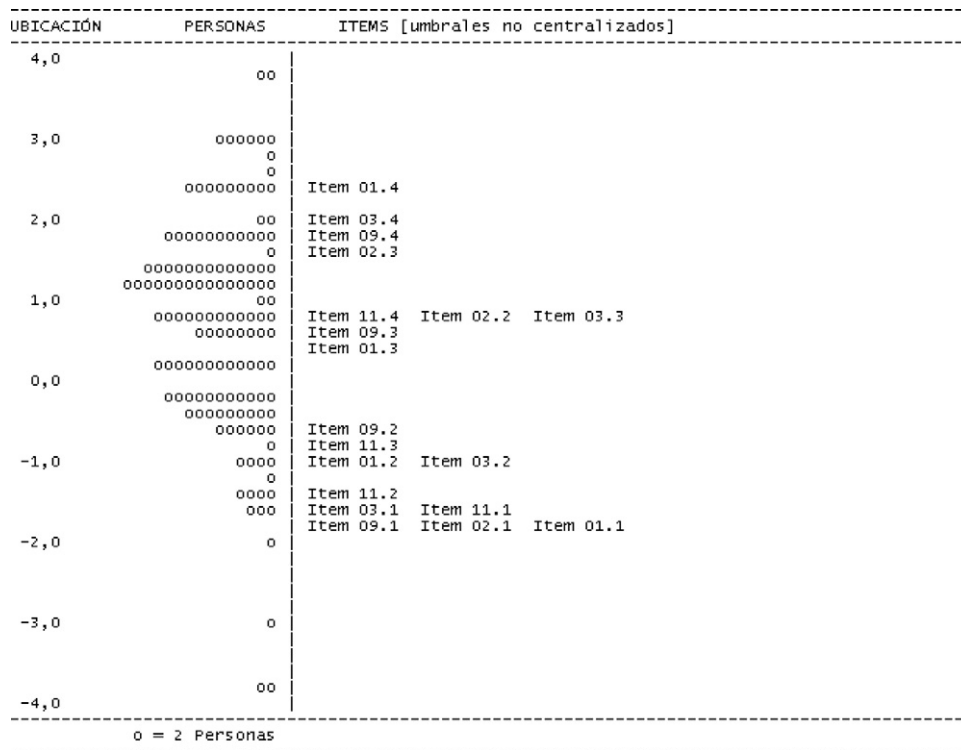


Figura 2. Distribución de los sujetos y de las puntuaciones de los ítems en la dimensión de apoyo afectivo del cuestionario DUFSS. *Nota:* En la parte izquierda del gráfico se encuentran las frecuencias de las personas, y en la parte derecha la distribución de las puntuaciones de los ítems. La puntuación de los ítems con grados de dificultad más bajos fue el primer umbral de los ítems 1 (ítem 01.1: recibir visitas), 2 (ítem 02.1: recibir ayuda en casa) y 9 (ítem 09.1: recibir invitaciones para distraerse y salir). El cuarto umbral del ítem 1 (ítem 01.4: recibir visitas) representó el nivel más alto.

El análisis Rasch de la subescala de apoyo afectivo del DUFSS obligó a cambiar las opciones de respuesta en un ítem. La media y la DE de los residuos estandarizados, en cada una de las dimensiones del DUFSS, no son exactamente los valores de una distribución normal estándar (media ± DE = 0 ± 1). Sin embargo, no hay ningún criterio que señale la proximidad de esos valores para determinar si los datos se ajustan al modelo. En realidad, esto es proporcionado por la χ^2 de interacción, que indicó un buen ajuste. Por otro lado, la Escala de Soledad no se ajustó al modelo Rasch, aunque se cumpliera el resto de las propiedades analizadas mediante la teoría clásica. Antes de recomendar el cambio en las categorías del ítem de la subescala de apoyo afectivo, y debido a que sólo hay un análisis Rasch de la Escala de Soledad³⁸, deberían realizarse más estudios Rasch con ambas escalas.

Una limitación de este estudio es que la muestra únicamente representa a la población adulta mayor. Por ello, el cuestionario DUFSS puede presentar resultados psicométricos diferentes que los obtenidos con otras muestras de diferentes edades^{7,9,12}. Por otro lado, se ha utilizado la versión corta de seis ítems de la Escala de Soledad¹⁰, lo que puede haber influido en los resultados no satisfactorios obtenidos en el análisis Rasch. El diseño del estudio tampoco permitió valorar otros tipos de validez, tales como de contenido, concurrente y predictiva.

Los resultados de este estudio muestran que el cuestionario DUFSS es una medida aceptable, consistente, válida y precisa, para determinar el grado de apoyo social en la población adulta mayor no institucionalizada en España. Aunque los parámetros sean satisfactorios según la teoría clásica de los tests, la Escala de Soledad muestra limitaciones según el modelo Rasch.

¿Qué se sabe sobre el tema?

Se han realizado estudios de validación mediante la teoría clásica de los tests del cuestionario DUFSS en otros países, y en España para la población en general. La Escala de Soledad de seis ítems ha sido validada en otros países, pero no en España. Es importante realizar un estudio de validación de ambas escalas para la población mayor en España, utilizando tanto métodos de la teoría clásica como análisis Rasch.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

Ésta es la primera validación formal independiente del cuestionario DUFSS y de la Escala de Soledad realizada en España con población adulta de 60 y más años de edad, siguiendo principios y métodos de la teoría clásica de los tests y del análisis Rasch. Los resultados indican que el DUFSS es un buen instrumento para valorar el apoyo social de la población mayor no institucionalizada en España, mientras que hacen falta más estudios con la Escala de Soledad, en especial utilizando el modelo Rasch.

Contribuciones de autoría

A. Ayala, C. Rodríguez-Blázquez y B. Frades-Payo realizaron el análisis estadístico y redactaron el artículo. M.J. Forjaz colaboró en la redacción y la corrección del artículo, y supervisó los análisis estadísticos. P. Martínez-Martín, G. Fernández-Mayoralas

y F. Rojo-Pérez revisaron el artículo críticamente en cuanto a contenido intelectual, y aprobaron su última versión.

Financiación

Este estudio fue financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación (Plan Nacional I+D+I: ref. SEJ2006-15122-C02-00).

Conflictos de intereses

Ninguno.

Anexo 1.

Los autores pertenecen al Grupo Español de Investigación en Calidad de Vida y Envejecimiento, formado por: 1) en el Instituto de Salud Carlos III, María João Forjaz, Pablo Martínez-Martín, María Eugenia Prieto-Flores, Belén Frades-Payo, Carmen Rodríguez-Blázquez, Concepción Delgado-Sanz y Alba Ayala; y 2) en el Consejo Superior de Investigaciones Científicas, Gloria Fernández-Mayoralas, Fermina Rojo-Pérez, Karim Ahmed-Mohamed y Raúl Lardiés-Bosque.

Bibliografía

- Grenade L, Boldy D. Social isolation and loneliness among older people: issues and future challenges in community and residential settings. *Aust Health Rev.* 2008;32:468-78.
- Adams KB, Sanders S, Auth EA. Loneliness and depression in independent living retirement communities: risk and resilience factors. *Aging Ment Health.* 2004;8:475-85.
- Golden J, Conroy RM, Bruce I, et al. Loneliness, social support networks, mood and wellbeing in community-dwelling elderly. *Int J Geriatr Psychiatry.* 2009;24:694-700.
- Montero M, Sánchez-Sosa JJ. La soledad como fenómeno psicológico: un análisis conceptual. *Salud Ment.* 2001;24:19-27.
- Perlman D, Peplau LA. Toward a social psychology of loneliness. *Pers Relatsh.* 1981;3:31-56.
- De Jong-Gierveld J. Developing and testing a model of loneliness. *J Pers Soc Psychol.* 1987;53:119-28.
- Bellón Saameno JA, Delgado Sánchez A, Luna del Castillo JD, et al. Validity and reliability of the Duke-UNC-11 questionnaire of functional social support. *Aten Primaria.* 1996;18:153-63.
- Luanaiha CO, Lawlor BA. Loneliness and the health of older people. *Int J Geriatr Psychiatry.* 2008;23:1213-21.
- Broadhead WE, Gehlbach SH, de Gruy FV, et al. The Duke-UNC Functional Social Support Questionnaire, Measurement of social support in family medicine patients. *Med Care.* 1988;26:709-23.
- De Jong-Gierveld J, van Tilburg T. A six-item scale for overall, emotional and social loneliness: confirmatory tests on survey data. *Res Aging.* 2006;25:582-98.
- Leung GT, de Jong GJ, Lam LC. Validation of the Chinese translation of the 6-item De Jong Gierveld Loneliness Scale in elderly Chinese. *Int Psychogeriatr.* 2008;20:1262-72.
- De la Revilla L, Bailón E, de Dios Luna J, et al. Validation of a functional social support scale for use in the family doctor's office. *Aten Primaria.* 1991;8:688-92.
- Weiss R. Loneliness: the experience of emotional and social isolation. Cambridge, MA: MIT Press; 1973.
- Rasch G. Probabilistic models for some intelligence and attainment tests. Chicago: The University of Chicago Press; 1960.
- Padrón municipal de habitantes de 2007. Instituto Nacional de Estadística. Madrid. 2007. (Consultado el 29/3/2011.) Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft20%2Fe260&file=inebase&l=0>
- Pfeiffer E. A short portable mental status questionnaire for the assessment of organic brain deficit in elderly patients. *J Am Geriatr Soc.* 1975;23:433-41.
- Rodríguez-Blázquez C, Frades-Payo B, Forjaz MJ, et al. Psychometric properties of the International Wellbeing Index in community-dwelling older adults. *Int Psychogeriatr.* 2010;23:161-9.
- Zigmond AS, Snaith RP. The hospital anxiety and depression scale. *Acta Psychiatr Scand.* 1983;67:361-70.
- Mahoney FI, Barthel DW. Functional evaluation: the Barthel Index. *Md State Med J.* 1965;14:61-5.
- Miller MD, Paradis CF, Houck PR, et al. Rating chronic medical illness burden in geropsychiatric practice and research: application of the Cumulative Illness Rating Scale. *Psychiatry Res.* 1992;41:237-48.
- Badia X, Roset M, Montserrat S, et al. The Spanish version of EuroQol: a description and its applications, European Quality of Life scale. *Med Clin (Barc).* 1999;112 Suppl 1:79-85.
- Bjorner JB, Damsgaard MT, Watt T, et al. Tests of data quality, scaling assumptions, and reliability of the Danish SF-36. *J Clin Epidemiol.* 1998;51:1001-11.
- Martínez-Martín P, Rodríguez-Blázquez C, Abe K, et al. International study on the psychometric attributes of the non-motor symptoms scale in Parkinson disease. *Neurology.* 2009;73:1584-91.
- McHorney CA, Tarlov AR. Individual-patient monitoring in clinical practice: are available health status surveys adequate? *Qual Life Res.* 1995;4:293-307.
- Fayers PM, Machin D. Quality of life, Assessment, analysis and interpretation. Chichester: Wiley; 2000.
- Eisen M, Ware Jr JE, Donald CA, et al. Measuring components of children's health status. *Med Care.* 1979;17:902-21.
- Scientific Advisory Committee of the Medical Outcomes Trust. Assessing health status and quality-of-life instruments: attributes and review criteria. *Qual Life Res.* 2002;11:193-205.
- Luo N, Johnson JA, Shaw JW, et al. Self-reported health status of the general adult U.S. population as assessed by the EQ-5D and Health Utilities Index. *Med Care.* 2005;43:1078-86.
- Hobart J, Lamping D, Fitzpatrick R, et al. The Multiple Sclerosis Impact Scale (MSIS-29). A new patient-based outcome measure. *Brain.* 2001;124:962-73.
- Norman GR, Sloan JA, Wyrrich KW. Interpretation of changes in health-related quality of life: the remarkable universality of half a standard deviation. *Med Care.* 2003;41:582-92.
- Masters GN. A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika.* 1982;47:149-74.
- Tennant A, Conaghan PG. The Rasch measurement model in rheumatology: what is it and why use it? When should it be applied, and what should one look for in a Rasch paper? *Arthritis Rheum.* 2007;57:1358-62.
- Smith AB, Wright EP, Rush R, et al. Rasch analysis of the dimensional structure of the Hospital Anxiety and Depression Scale. *Psychooncology.* 2006;15:817-27.
- Linacre JM. Sample size item calibration stability. *Rasch Measure Trans.* 1994;7:328.
- Andrich D, Sheridan B, Luo G. RUMM2020. Perth, Australia: RUMM Laboratory; 2003.
- Fisher Jr W. Reliability statistics. *Rasch Measure Trans.* 1992;6:238.
- De Vet HC, Terwee CB, Ostelo RW, et al. Minimal changes in health status questionnaires: distinction between minimally detectable change and minimally important change. *Health Qual Life Outcomes.* 2006;4:54.
- De Jong-Gierveld J, Kamphuis F. The development of a Rasch-type loneliness scale. *Appl Psychol Meas.* 1985;9:289-99.