

Análisis del *Test de Detección del Cuidador Quemado* con el Modelo de Rasch

Analysis of the *Screen for Caregiver Burden* using the Rasch Model

Alicia Monreal Bartolomé y Gerardo Prieto Adánez
Universidad de Salamanca, España

Resumen

El *Screen for Caregiver Burden* (SCB) es un test de detección del cuidador quemado, diseñado para evaluar a cuidadores de personas mayores con deterioro. En el presente estudio se evaluaron las propiedades psicométricas de la versión en castellano del SCB mediante el modelo de Rasch y se comparó su eficacia discriminativa con la *Escala de Sobrecarga del Cuidador de Zarit* (ZCBS). La prueba se aplicó a 102 participantes, 77 de los cuales eran cuidadores principales de sujetos con demencia. Los resultados indicaron que el funcionamiento de las cinco categorías de respuesta no era óptimo. Nuestro re-análisis de los datos mostró que un sistema de tres categorías de respuesta es más apropiado y permite obtener medidas con adecuadas propiedades psicométricas. Asimismo, en comparación con el ZCBS, los ítems del SCB permiten identificar un conjunto más amplio de síntomas de sobrecarga.

Palabras clave: Screen for Caregiver Burden, modelo de Rasch, demencia.

Cómo citar este artículo: Monreal-Bartolomé, A. y Prieto, G. (2017). Análisis del Test de Detección del Cuidador Quemado con el Modelo de Rasch. *Escritos de Psicología*, 10, 116-125.

Abstract

The *Screen for Caregiver Burden* (SCB) is a measure designed to identify and assess caregivers with burnout who are caring for impaired elderly persons. The present study evaluated the psychometric properties of the Spanish version of the SCB and compared its discriminative efficacy to the *Zarit Caregiver Burden Scale* (ZCBS) using the Rasch model. The SCB was administered to 102 participants, 77 of whom were primary caregivers of patients with dementia. The results suggest that the performance of the five response categories is not optimal. Re-analysis suggests that a three-category system is more suitable and would provide a more well-balanced measure with better psychometric properties. Compared to the ZCBS, the SCB items identify a broader set of caregiver burden symptoms.

Keywords: Screen for Caregiver Burden, Rasch model, dementia.

Correspondencia: Alicia Monreal, Departamento de Psicología Básica, Psicobiología y Metodología. Universidad de Salamanca. Avda. de la Merced 109-131. 37005 Salamanca. España. E-mail: aliciamonbart@usal.es. E-mail del coautor: gprieto@usal.es.

Introducción

El cuidado informal en las demencias es una de las situaciones que más estrés genera en el cuidador, dando lugar en un 40-75% de los casos a algún tipo de diagnóstico psiquiátrico, y en un 15-32% de casos al diagnóstico de depresión mayor (Alzheimer Disease International, 2009).

Actualmente está ampliamente aceptado el concepto de sobrecarga (*burden*) como elemento clave en la medición de las consecuencias negativas del cuidado (Martín-Carrasco, Domínguez-Panchón, Muñoz-Hermoso, González-Fraile, y Ballesteros-Rodríguez, 2013). La sobrecarga del cuidador incluye fatiga crónica, sensación de frustración, culpa, síntomas depresivos, estrés excesivo, y pérdida de control sobre la situación de cuidado (Gwyther, 1998; Leinonen, Korpisammal, Pulkkinen, y Pukuri, 2001).

Se han realizado diferentes estudios sobre aquellos factores de los pacientes que están asociados de forma más importante a la sobrecarga del cuidador. La mayoría encontró que los síntomas neuropsiquiátricos, como ansiedad, agitación o comportamiento agresivo, eran los que más se relacionaban con la sobrecarga, frente a otros síntomas, como bajo funcionamiento cognitivo o limitaciones en las actividades de la vida diaria (Coen, Swanwick, O'Boyle, y Coakley, 1997; Donaldson y Burns, 1999; Etters, Goodall, y Harrison, 2008; Mohamed, Rosenheck, Lyketsos, y Schneider, 2010; Shim, Kang, Kim, y Kim, 2016).

Sin embargo, no hay acuerdo entre los autores en la definición del concepto de sobrecarga (Crespo y Rivas, 2015). Inicialmente, Grad y Sainsbury (1963) lo definieron como “cualquier coste para la familia”. Sin embargo, la vaguedad de esta definición y las diferencias entre las concepciones mantenidas por los investigadores y los familiares (Montorio, Izal, López, y Sánchez, 1998), dieron lugar a la diferenciación de dos componentes de la carga del cuidador. Así, la *carga objetiva* se refería a las repercusiones concretas sobre la vida del cuidador: los acontecimientos, actividades y demandas en relación con el familiar enfermo; mientras que la *carga subjetiva* comprendía los sentimientos, actitudes y emociones del cuidador hacia la experiencia del cuidado (Martín-Carrasco et al., 2013; Crespo y Rivas, 2015). Este último aspecto había sido considerado por Zarit en sus trabajos iniciales como el fundamental, por ello una serie de instrumentos se centran exclusivamente en su medición.

Por otra parte, Poulshock y Deimling (1984) propusieron un enfoque multidimensional, señalando que el impacto de la demencia sobre la vida del cuidador es una experiencia subjetiva, pero modulada por las condiciones del cuidado. De esta visión se han derivado otro grupo de instrumentos que estudian aspectos como el impacto del cuidado en la salud física y mental, en la vida social y en las condiciones de vida del cuidador, entre otros (Martín-Carrasco et al., 2013). Esta diversidad conceptual y metodológica supone dificultades a la hora de evaluar la sobrecarga en los cuidadores.

En todo caso, el cuestionario *Zarit Caregiver Burden Scale* (ZCBS; Zarit, Reever, y Bach-Peterson, 1980), es el instrumento de evaluación de la sobrecarga más extendido (Arai et al., 1997; Knight, Fox y Chou, 2000; Crespo y Rivas, 2015). El ZCBS surgió para la evaluación de la sobrecarga de cuidadores de personas con demencia asumiendo que su nivel puede representarse mediante una puntuación en una única dimensión (Chou, Chu, Tseng, y Lu, 2003). Sin embargo, esta concepción unidimensional del ZCBS ha sido criticada (Montorio et al., 1998), puesto que una puntuación global no ayuda a identificar en qué áreas concretas necesita ayuda el cuidador, lo que puede limitar su utilidad para el diseño de la intervención. Es más, diversos autores han señalado que se trata de una medida poco sensible al cambio terapéutico (Pinquart y Sörensen, 2006). Por ello, existen otros cuestionarios como el test *Screen for Caregiver Burden* (SCB; Vitaliano, Russo, Young, Becker, y Maiuro, 1991) que incluye subescalas de carga objetiva y carga subjetiva proporcionando puntuaciones en cada subescala. El propósito de este estudio es el de evaluar e interpretar las propiedades psicométricas de la versión en castellano del SCB en una población de cuidadores principales de ancianos, utilizando varios modelos de tipo Rasch: el modelo para ítems dicotómicos (Rasch, 1960), el Modelo de Escalas de Calificación (Andrich, 1978) y el Modelo de Crédito Parcial (Masters, 1982). La elección de los modelos de tipo Rasch se justifica por sus óptimas propiedades métricas, entre las que destacan la medición invariante y la métrica de intervalo (Engelhard, 2013).

Método

Participantes

Se evaluaron un total de 102 cuidadores principales de ancianos con distintas patologías. La mayoría se ocupaban de ancianos con un diagnóstico de demencia (75%). La inclusión en el estudio se condicionó a que los cuidados al anciano se hubiesen llevado a cabo durante al menos medio año. La edad de los cuidadores variaba entre los 85 y los 19 años ($M = 51.35$ años; $DT = 13.75$ años), siendo la mayoría mujeres (72.55%).

Instrumentos

Para el desarrollo de esta investigación se utilizó la versión en castellano del SCB (Guerra-Silla et al., 2011). La versión inicial (Vitaliano et al., 1991) fue diseñada para evaluar a cuidadores (familiares o allegados) de personas mayores con deterioro, aunque es especialmente relevante cuando el cuidador principal es el cónyuge y cuando la persona mayor receptora de cuidados padece Alzheimer (Chou et al., 2003). Es un cuestionario autoaplicado o heteroaplicado, con una duración de entre 15 y 20 minutos. Consta de 25 ítems, que evalúan la carga objetiva (mediante respuesta dicotómica: ocurre/no ocurre) y la carga subjetiva (mediante una escala de tipo Likert de 5 puntos indicativa del grado de angustia experimentada por el cuidador: ninguna/mucha). Es bidimensional, valorando varios aspectos de la conducta del enfermo y la reacción emocional del cuidador (carga objetiva y subjetiva).

Además, se empleó la adaptación española del ZCBS (Martín et al., 1996). Es también un cuestionario auto o heteroaplicado de entre 20 y 25 minutos de duración, consta de 22 ítems cuyas opciones de respuesta siguen una escala tipo Likert de 5 puntos. Como ya se ha comentado, evalúa la carga subjetiva asociada al deterioro funcional y conductual de forma unidimensional.

Asimismo, se recogieron las siguientes características clínicas y sociodemográficas de la muestra: edad, género, diagnóstico, meses como cuidador principal, convivencia con el anciano, presencia de síntomas neuropsiquiátricos en el anciano.

Procedimiento

Los datos del presente estudio se adquirieron gracias a la colaboración de diferentes centros de día, centros residenciales y del Centro de Referencia Estatal de atención a personas con enfermedad de Alzheimer y otras demencias del Imsero. Todos los participantes completaron el cuestionario de forma individual, sin la ayuda ni la presencia de ningún investigador.

Análisis de datos

Los análisis con los modelos de tipo Rasch se realizaron con el paquete estadístico Winsteps 3.63 (Linacre, 2006). El análisis de la escala *Carga Objetiva* (SCB-O) se realizó con el modelo dicotómico de Rasch (1960) y el de la escala *Carga Subjetiva* (SCB-S) con el Modelo de Escalas de Calificación (Andrich, 1978), que es una extensión del primero para ítems politómicos y permite analizar empíricamente el funcionamiento de las categorías de repuesta de tipo Likert.

Básicamente, los modelos de tipo Rasch se basan en el supuesto de que la probabilidad de una respuesta depende de la diferencia en una dimensión entre la persona y el ítem (si el ítem es politómico se toman en consideración adicionalmente los umbrales entre las categorías de respuesta sucesivas). Tanto los ítems como las personas se puntúan en una escala de intervalos cuyos valores numéricos se denominan *logit*, en la que el punto cero se sitúa en la localización (severidad) media de los ítems. Los valores superiores a cero indican mayor severidad en los ítems y mayor nivel en la variable medida en las personas, y los valores inferiores a cero, menor nivel en los ítems y las personas.

Estos modelos imponen fuertes requisitos a los datos: las medidas de las personas no han de depender de los ítems empleados para estimarlas, las personas de mayor nivel en el atributo han de tener mayor probabilidad de dominar un ítem que las personas de menor nivel, la calibración de los ítems no ha de depender de la muestra de personas, cualquier persona ha de tener mayor probabilidad de dominar un ítem de bajo nivel en la variable que un ítem de alto nivel y, por último, los ítems y las personas deben ser localizados simultáneamente en una dimensión latente (Engelhard, 2013). Para analizar el ajuste de los datos a los requisitos se utilizaron diversos análisis de los residuos (diferencias entre las respuestas observadas y las predichas por el modelo): promedio (*Outfit*) y el Análisis de Componentes Principales (ACP). Optamos por el estadístico *Outfit* por ser el indicador más sensible de desajuste. El Análisis de Componentes Principales de los residuos se emplea para contrastar el supuesto de unidimensionalidad. El procedimiento permite extraer los componentes de la varianza residual, que es la parte de la varianza no explicada por la dimensión principal explicada por el modelo de Rasch. Se suele considerar que es suficiente una dimensión para escalar a las personas y los ítems si la dimensión principal explica como mínimo un 20% de la varianza (Reckase, 1979) y, además, el porcentaje de la varianza explicado por el primer componente de los residuos es inferior al 10% (Chou y Wang, 2010).

Finalmente, se comparó la eficacia diagnóstica del SCB-S con la del ZCBS, calibrando de forma conjunta ambos instrumentos a través del Modelo de Crédito Parcial (MCP) (Masters, 1982). El MPC es una extensión para ítems politómicos del Modelo de Rasch que ha de usarse cuando todos los ítems no se responden con las mismas categorías (circunstancia requerida por el análisis conjunto de dos pruebas que usan distintas categorías de respuesta).

Resultados

Análisis de las Categorías de Respuesta

Para analizar el funcionamiento de las categorías de respuesta del SCB-S, se tuvieron en cuenta las reglas propuestas por Linacre (2002). Así, se observó que hubo un número suficiente de observaciones en cada categoría (10 es el número mínimo) y que la forma de la distribución era aceptable (unimodal). Se cumplieron asimismo los requisitos de una ordenación monotónica de los promedios de las categorías y de la ausencia de categorías severamente desajustadas con el modelo (*Outfit* > 2). Sin embargo, se observó que los pasos o umbrales entre las categorías adyacentes no se incrementaban monótonamente (Tabla 1). El desorden de los umbrales indica que la probabilidad de elección de algunas de las categorías no es modal en ningún sector de la variable latente (Figura 1).

Tabla 1

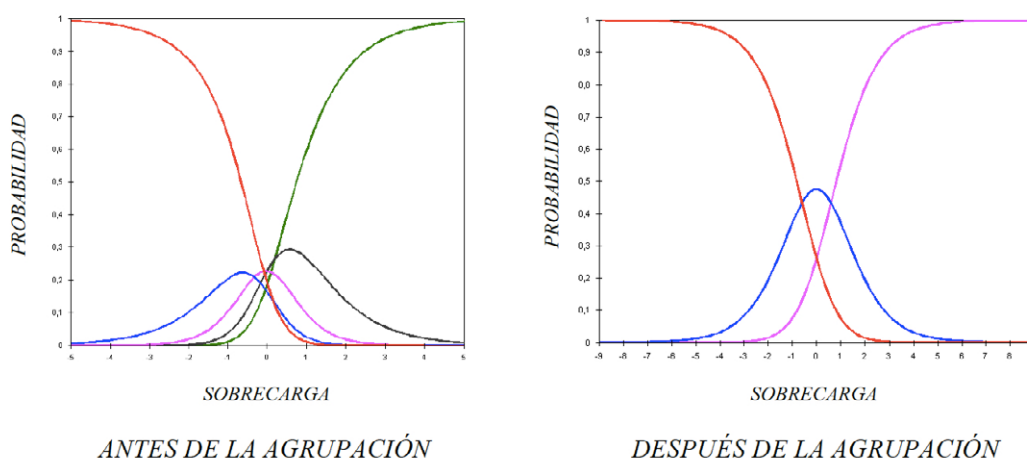
Análisis de las categorías de respuesta originales (*c* = 5) y agrupadas (*c* = 3) del SCB-S

		Categoría de respuesta		Observaciones (número y %)		Promedio de las categorías	Outfit	Pasos o umbrales
Primer análisis								
	0	1293	51%	-1.39	1.10	-		
	1	390	15%	-0.70	0.80	0.14		
	2	318	13%	-0.21	0.78	-0.33		
	3	274	11%	-0.04	1.38	-0.01		
	4	265	10%	0.25	1.39	0.19		
Segundo análisis								
	0 (Ninguna angustia)	1683	66%	-2.59	1.04	-		
	1 (Moderada angustia)	597	23%	-0.68	0.90	-0.60		
	2 (Mucha angustia)	265	10%	0.19	1.31	0.60		

Nota: Promedio de las categorías = Promedio en la variable “Sobrecarga” de los cuidadores que responden en cada categoría.

Figura 1

Curvas características de las categorías del SCB-S



Nota: Las curvas no modales (aplanadas) indican que no son las más elegidas en ningún nivel de la variable.

Por tanto, se procedió a la reagrupación de las categorías para conseguir una distribución adecuada de las mismas quedando del siguiente modo: 0: No ha ocurrido o ha ocurrido, pero no me ha causado angustia (incluye las anteriores cero y uno); 1: Ha ocurrido y me ha causado moderada angustia (corresponde a la dos y tres); y 2: Ha ocurrido y me ha causado mucha angustia. El re-análisis de los datos manifestó que se cumplieron todas las reglas o requisitos necesarios para que las categorías sean las adecuadas (Tabla 1).

Análisis de las medidas de los Ítems y de las Personas

En primer lugar, se realizó el Análisis de Componentes Principales de los residuos. Los resultados correspondientes a SCB-S indicaron que el porcentaje de la varianza de las observaciones explicada por la dimensión Rasch es moderadamente alto (42.5%) y superior al valor mínimamente aceptable (20%) según el criterio de Reckase (1979). Además, el porcentaje de varianza residual correspondiente al autovalor del primer componente de los residuos es bajo (7.4%).

Tabla 2

Análisis de los valores de los ítems del SCB-S y SCB-O (calibración separada)

	Estadísticos	Di	SE	Outfit	Corr. i-t
SCB-S	Media	0.00	0.24	1.05	0.48
	DT	1.30	0.17	0.41	-
	Máximo	4.07	1.01	2.34	0.67
	Mínimo	-1.52	0.16	0.52	0.02
	ISR	0.94			
SCB-O	Media	0.00	0.28	1.43	0.44
	DT	1.67	0.07	1.68	-
	Máximo	3.95	0.57	9.34	0.61
	Mínimo	-2.37	0.23	0.54	0.02
	ISR	0.97			

Nota: Di = Localización (Severidad); SE = Error Típico; DT = Desviación Típica; Corr. i-t: Correlación ítem- test.; ISR = Item Separation Reliability.

El ACP de los residuos del SCB-O permitió observar que el porcentaje de la varianza de las observaciones explicada por la dimensión Rasch fue de 44.3% y que el primer componente de los residuos da cuenta sólo 5.6% de la varianza residual. Por tanto, parece razonable considerar que las dos escalas del SCB son fundamentalmente unidimensionales.

En segundo lugar, se obtuvieron para cada ítem y para cada persona los estadísticos de ajuste (*Outfit*). Los valores que oscilan entre 0.50 y 1.50 corresponden a una magnitud irrelevante de las divergencias, mientras que los superiores a 2.00 revelan un desajuste severo.

En la Tabla 2 se observa un buen ajuste promedio de los ítems del SCB-S al modelo de Rasch, pues presentan un *Outfit* promedio de 1.05. Sin embargo, si se toman en consideración los estadísticos de ajuste de cada ítem, es posible observar que el ítem 9 desajusta severamente con el modelo, lo cual pone en entredicho la adecuación del ítem para medir apropiadamente la carga subjetiva de los cuidadores (Tabla 3). En cuanto al SCB-O, aunque la media de los estadísticos de ajuste se incluye en el rango aceptable (*Outfit* = 1.43), los ítems 1 y 10 desajustan severamente con el modelo. Puede observarse en la Tabla 3 que los ítems desajustados presentan asimismo una baja homogeneidad (correlación ítem-test). Se optó por no eliminar los ítems desajustados, dado que esto solo sería aconsejable si el desajuste se replicase en futuros estudios (Smith, 2004).

Tabla 3

Análisis de los ítems de las escalas SCB-S y SCB-O (calibración separada)

	SCB-B			SCB-O		
	Di	Outfit	Corr. i-t	Di	Outfit	Corr. i-t
1. Mi familiar continúa conduciendo, aún cuando ya no debería.	4.07	1.88	0.02	3.95	9.34	0.02
2. Tengo poco control sobre la enfermedad de mi familiar.	-0.95	0.91	0.56	-1.84	0.56	0.60
3. Tengo poco control sobre la conducta de mi familiar.	-1.39	0.69	0.67	-2.27	0.54	0.59
4. Mi familiar constantemente pregunta lo mismo una y otra vez.	-1.52	1.40	0.52	-1.92	1.49	0.37
5. Tengo que realizar demasiados deberes que mi familiar solía hacer.	-1.15	0.96	0.60	-2.37	1.60	0.40
6. Me afecta el no poderme comunicarme con mi familiar.	-1.47	0.82	0.64	-1.61	0.66	0.59
7. Yo asumo toda la responsabilidad de mantener el orden en nuestro hogar	-1.41	1.07	0.58	-2.00	1.52	0.33
8. Mi familiar no coopera con el resto de la familia.	-1.14	0.94	0.60	-1.76	0.93	0.46
9. Tuve que buscar ayuda de la beneficencia para cubrir los gastos médicos de mi familiar.	1.10	2.32	0.24	1.97	1.88	0.38
10. Recurrir a la beneficencia pública es humillante y degradante.	1.54	1.41	0.24	2.36	2.61	0.29
11. Mi familiar no me reconoce en ningún momento.	-0.01	1.49	0.33	0.49	1.27	0.37
12. Mi familiar me ha golpeado en varias ocasiones.	1.34	0.76	0.33	1.58	1.04	0.41
13. Mi familiar se ha perdido en el supermercado.	0.70	0.94	0.43	1.43	0.82	0.41
14. Mi familiar ha estado mojando la cama.	-0.70	1.15	0.52	-0.46	1.07	0.42
15. Mi familiar ha intentado atacarme y me ha amenazado.	1.26	0.93	0.33	1.73	0.73	0.44
16. Constantemente tengo que limpiar después de que mi familiar come.	-0.16	0.71	0.57	-1.15	0.94	0.55
17. Tengo que encubrir los errores que mi familiar comete.	0.25	1.19	0.50	-0.14	1.26	0.33
18. Siento miedo cuando mi familiar se enoja.	0.65	0.51	0.54	1.11	1.01	0.45
19. Es desgastante tener que arreglar y vestir a mi familiar todos los días.	-0.50	0.60	0.64	-0.85	0.70	0.61
20. Me esmero tanto en ayudar a mi familiar, pero el/ella no lo agradece.	-0.63	0.75	0.61	-0.62	0.72	0.60
21. Es frustrante encontrar las cosas que mi familiar escondió.	-0.34	0.94	0.53	-0.19	1.01	0.50
22. Me preocupa que mi familiar salga de casa y se pierda.	-0.93	1.23	0.53	-0.16	1.07	0.45
23. Mi familiar ha agredido a otros además de mí.	1.34	1.00	0.33	1.89	1.27	0.46
24. Me siento tan solo como si tuviera el mundo encima.	-0.84	0.83	0.62	-0.51	0.90	0.52
25. Me avergüenza salir fuera de casa con mi familiar por miedo a que haga algo malo.	0.89	0.66	0.45	1.37	0.81	0.48

Nota: Di = Severidad; Corr. i-t: Correlación ítem- test.

En la Tabla 2 se muestra asimismo que los valores de severidad de los ítems en ambas variables presentan alta variabilidad ($DT = 1.30$ en SCB-S y $DT = 1.67$ en SCB-O). La localización de los ítems en la sobrecarga del cuidador oscila entre 4.07 y -1.52 (SCB-S) y 3.95 y -2.37 (SCB-O). Esta alta variabilidad garantiza un adecuado muestreo de los distintos niveles de severidad en la sobrecarga del cuidador. Pese a que el tamaño de la muestra de cuidadores no es muy elevado, la precisión con la que se han estimado los parámetros de localización de los ítems es suficiente: los promedios de los errores estándar fueron de 0.24 (SCB-S) y 0.28 (SCB-O). Además, la proporción de varianza observada no debida a errores de medida, indicada por el estadístico *Item Separation Reliability* (ISR), es elevada en el SCB-S y el SCB-O (ISR = 0.94 y 0.97 respectivamente). En consecuencia, los parámetros de los ítems fueron estimados con una fiabilidad aceptable.

Por lo que se refiere al ajuste de las personas, en la escala SCB-S el 90.19% de los participantes presenta valores de por debajo de 2.00, y un promedio de ajuste aceptable ($Outfit = 1.05$, $DT = 1.02$). En cuanto a la escala SCB-O, el 91.17% de los participantes presenta valores de *Outfit* por debajo de 2.00, y un promedio de ajuste aceptable ($Outfit = 1.16$, $DT = 1.45$). Por tanto, el ajuste de la mayoría de los ítems y de las personas al modelo es básicamente adecuado.

En la Tabla 4 se muestran los estadísticos descriptivos de las personas en el SCB-S y el SCB-O. Las puntuaciones directas de las personas (X) y las estimaciones de sus parámetros (en *logit*) son muy fiables en ambas escalas ($PSR_{SCB-S} = 0.83$; $\alpha_{SCB-S} = .89$; $PSR_{SCB-O} = 0.82$; $\alpha_{SCB-O} = .84$). El nivel promedio de la sobrecarga subjetiva (SCB-S) de los cuidadores es bajo (-1.82 *logits*) y alta la variabilidad en dicha variable. Sin embargo, se puede considerar que en sobrecarga objetiva el nivel es medio (muy próximo a la localización media de los ítems) y que asimismo hay una alta variabilidad entre los cuidadores. Se ha de reseñar que existe una elevada correlación positiva entre ambas escalas del SCB, tanto entre las puntuaciones directas (0.78) como entre las puntuaciones en *logit* (0.81) revelando que el grado de sobrecarga percibido está fuertemente asociado con la carga objetiva.

Tabla 4
Valores de las personas en el SCB-S y SCB-O (calibración separada)

Estadísticos	X_{SCB-S}	L_{SCB-S}	SE_{SCB-S}	$Outfit_{SCB-S}$	X_{SCB-O}	L_{SCB-O}	SE_{SCB-O}	$Outfit_{SCB-O}$
Media	11.40	-1.82	0.45	1.05	12.3	-0.08	0.55	1.16
DT	8.20	1.25	0.18	1.02	4.80	1.38	0.09	1.45
Máximo	37.00	1.26	1.02	7.79	24.00	4.40	1.11	9.90
Mínimo	1.00	-4.34	0.32	0.26	3.00	-2.81	0.50	0.09
PSR	-	0.83	-	-	-	0.82	-	-
Alpha	0.89	-	-	-	0.84	-	-	-

Nota: X = puntuación directa; L = puntuación *logit*; SE = error estándar de L ; $Outfit$ = Ajuste; DT = Desviación Típica; PSR = Person Separation Reliability; α = Coeficiente α de Cronbach.

Comparación del SCB con el Zarit

Para valorar la utilidad diagnóstica del SCB-S como herramienta de detección de la sobrecarga subjetiva de los cuidadores se ha efectuado una comparación con el ZCBS, utilizado de forma generalizada como criterio predominante para un cribado de la sobrecarga del cuidador, sobre todo en el ámbito de las demencias. Inicialmente se llevó a cabo un análisis de sus categorías de respuesta con el Modelo de Escalas de Calificación. Fue necesaria la reagrupación en 4 de las 5 categorías iniciales para conseguir una distribución adecuada de las mismas (se reagruparon en una sola las categorías *nunca* y *casi nunca*). El re-análisis mostró que se cumplieron los requisitos para considerar que las categorías eran las adecuadas. Se observó asimismo que ninguno de los ítems de la prueba ZCBS presentó un desajuste severo con el modelo: sus valores de *Outfit* oscilaron entre 1.85 y .59.

En la comparación de SCB-S y ZCBS se observó en primer lugar, que ambas escalas están muy asociadas, tomando en consideración tanto sus puntuaciones directas (0.73) como los valores en *logit* (0.64), una clara evidencia de la validez concurrente de ambas pruebas. Asimismo, las puntuaciones directas y *logit* de la escala SCB-O correlacionaron de ZCBS de forma notable (0.61 y 0.62 respectivamente).

Además del grado de asociación, se analizó el rango del constructo de sobrecarga muestreado por cada prueba. Para ello, se calibraron conjuntamente los ítems de la escala SCB-S y los de ZCBS utilizando el Modelo de Crédito Parcial, dado que los ítems de las escalas subjetivas de ambas pruebas no se responden con el mismo sistema de categorías (3 categorías en SCB-S y 4 en ZCBS). En la Tabla 5 y la Figura 2 aparecen los datos relacionados con la distribución de los ítems del SCB-S y el ZCBS y los valores extremos del rango de medida de cada test, obtenidos mediante la suma de los parámetros de localización de los ítems de mayor y menor nivel de severidad y los pasos extremos correspondientes (al parámetro del ítem de mayor severidad el paso superior y al parámetro del ítem de menor severidad el paso inferior).

Figura 2
Calibración conjunta del SCB-S y del ZCBS



Nota: A la derecha de la figura aparece la distribución en la variable latente de los ítems del SCB-S (letra negrita) y del ZCBS (letra normal). A la izquierda se muestra la distribución de los cuidadores (cada "X" es un participante). Los valores extremos del rango medido se muestran en color rojo (SCB-S) y azul (ZCBS).

Los resultados indican que la severidad promedio de los ítems del ZCBS se sitúa por debajo de la del SCB-S (en 0.69 *logit*). Además, la variabilidad de dicha severidad es menor en el ZCBS ($DT = 0.59$) que en el SCB-S ($DT = .96$). Asimismo, la localización de los ítems del ZCBS se sitúa entre 0.82 y -1.84 *logit*, mientras que los valores de los ítems del SCB-S oscilan entre 3.86 y -0.78 *logit*. Tomando en consideración los pasos entre las categorías adyacentes de los ítems extremos se observa que el rango de la variable latente evaluado por el SCB-S oscila entre 3.86 y -1.60, y entre 1.24 y -2.59 en la escala ZCBS. Por tanto, puede deducirse que los ítems del Zarit muestrean un rango de sobrecarga más limitado y de menor nivel de severidad.

Tabla 5
Estadísticos descriptivos de los ítems en el SCB-S y el ZCBS (calibración conjunta)

Estadísticos	Di	SE	Outfit	Di+Fi
SCB-S				
Media	0.32	0.23	0.97	--
DT	0.96	0.16	0.41	--
Máximo	3.86	.98	2.36	3.86
Mínimo	-0.78	0.15	0.35	-1.60
ZCBS				
Media	-0.37	0.13	1.05	--
DT	0.59	0.02	0.43	--
Máximo	0.82	0.18	1.87	1.24
Mínimo	-1.84	0.11	0.55	-2.59

Nota: Di = Severidad; SE = Error Típico; DT = Desviación Típica; Di+Fi = suma del parámetro en severidad y el paso entre las categorías correspondientes.

Por otro lado, en cuanto a la precisión de las medidas, ambas pruebas mantienen adecuados índices de fiabilidad de los ítems ($ISR_{SCB-S} = 0.92$ y $ISR_{ZCBS} = 0.95$). Del mismo modo, la fiabilidad de las estimaciones de los parámetros de las personas es alta: $PSR_{SCB-S} = 0.81$ y $PSR_{ZCBS} = 0.86$). Se observa, asimismo, una elevada consistencia interna de las puntuaciones directas: $\alpha_{SCB-S} = 0.89$ y $\alpha_{ZCBS} = 0.91$.

Conclusiones y Discusión

El presente estudio tenía como objetivo valorar la calidad de las medidas de la versión en castellano del SCB en una población de cuidadores informales de ancianos por medio de modelos de tipo Rasch. Mediante estos modelos psicométricos se pudo obtener medidas de intervalo de la severidad de los ítems y del nivel de las personas en una misma escala indicadora de la sobrecarga de los cuidadores de pacientes.

En cuanto al análisis de las categorías de respuesta del SCB-S, fue necesaria una recodificación de las mismas, dado que el sistema de categorías del instrumento original no funcionaba adecuadamente. Se agruparon las categorías cero y uno, y dos y tres, por ser inadecuadas, quedando solamente tres opciones de respuesta.

El examen de la unidimensionalidad de la prueba mediante el ACP de los residuos (Chou y Wang, 2010) muestra que, tanto el SCB-S como el SCB-O, son fundamentalmente unidimensionales. No aparecen empíricamente factores distintos que requieran la construcción de subescalas adicionales (Prieto, Contador, Tapias-Merino, Mitchell, y Bermejo-Pareja, 2012; Tennant et al., 2004; Freitas, Prieto, Simões, y Santana, 2014). Esta unidimensionalidad básica de las escalas justificaría la representación de la carga subjetiva, por un lado, y de la objetiva, por otro, mediante una única puntuación.

Por otro lado, respecto al ajuste del cuestionario al modelo de Rasch, la mayoría de los ítems del SCB-S presentan ajuste, excepto el ítem 9 ("Tuve que buscar ayuda de la beneficencia pública para cubrir los gastos médicos de mi familiar") que muestra un desajuste severo. En cuanto a la escala objetiva o SCB-O, dos de sus ítems presentan un mal ajuste, estos son el ítem 1 ("Mi familiar continúa conduciendo, aun cuando ya no debería") y el 10 ("Recurrir a la beneficencia pública es humillante y degradante"). Esto puede deberse, por ejemplo, a una falta de precisión en el enunciado, que no sea un ítem representativo o no aporte información (es posible que su familiar nunca haya conducido, o que la muestra presente demasiada dependencia como para conducir). Asimismo, puede ser debido a la baja homogeneidad de esos ítems (correlación ítem-test), dado que los promedios de los índices de homogeneidad de los ítems de cada prueba son 0.48 (SCB-S) y 0.44 (SCB-O), mientras que los de los ítems 9_{SCB-S}, 1_{SCB-O} y 10_{SCB-O} son respectivamente 0.24, 0.02 y 0.29. El índice de homogeneidad es un indicador de la intensidad con la que cada ítem mide el atributo de interés. Además, tanto el ítem 9 como el 10 se refieren al mismo tema, lo cual pone en duda su adecuación. Sería conveniente realizar nuevos estudios con muestras más amplias para comprobar si el desajuste de dichos ítems se mantiene, ya que, de ser así, se deberían eliminar del cuestionario (Smith, 2004). Por último, cabe decir que los valores de los ítems en ambas escalas del SCB muestran una gran variabilidad (entre 4.07 y -1.52 *logits* en SCB-S, y entre 3.95 y -2.37 en SCB-O), por lo que pueden detectar un amplio rango del nivel de carga del cuidador.

Respecto a la estimación de los parámetros de los ítems, los resultados revelan que estos se estimaron con una adecuada fiabilidad en ambas escalas del SCB ($SCB-S = 0.94$; $SCB-O = 0.97$). Del mismo modo, las estimaciones de los parámetros de las personas en el SCB-S y SCB-O son muy fiables ($SCB-S = 0.83$; $SCB-O = 0.82$).

Finalmente, se analizó la eficacia del SCB para registrar las diferencias entre los cuidadores en sobrecarga y se comparó con una medida más tradicional como es el ZCBS (Arai et al., 1997; Knight, Fox, y Chou, 2000; Crespo y Rivas, 2015). Como cabría esperar, las dos escalas del SCB correlacionan de forma estadísticamente significativa y elevada entre ellas, indicando que las diferencias entre los cuidadores en la sobrecarga subjetiva están muy influidas por las diferencias en la sobrecarga objetiva. Asimismo, las escalas de SCB correlacionan altamente con el ZCBS, una evidencia a favor de la validez convergente del SCB.

Respecto a la comparación del SCB-S con el ZCBS, un análisis detallado de los estadísticos de cada instrumento tras su calibración conjunta, permite observar que la severidad media de los ítems del ZCBS se sitúa por debajo de la severidad del SCB-S (en .68 *logits*). Asimismo, el rango de los ítems del ZCBS (0.82 y -1.84 *logits*) es menor que en el SCB-S (3.86 y -0.78 *logits*). Esta diferencia en el rango de la sobrecarga evaluado por ambas escalas se hace también palpable tomando en consideración los pasos entre las categorías de los ítems localizados en los extremos de ambas pruebas. Esto sugiere que la eficacia para detectar a las personas que se encuentran con un gran nivel de carga debido al cuidado de sus familiares sería mayor en el SCB-S que en el ZCBS. Es decir, el mayor rango de los

ítems del SCB-S a lo largo del continuo evaluado permite muestrear más adecuadamente la presencia de los síntomas más severos de la sobrecarga. Respecto a la precisión de las medidas, ambas pruebas mantienen adecuados índices de fiabilidad de los ítems ($ISR > 0.90$) y de las personas ($PSR > 0.70$).

En el futuro convendría contar con una muestra más amplia para corroborar los resultados obtenidos y la influencia en las puntuaciones en sobrecarga de otras variables relevantes tales como las características de los cuidadores, el tipo de patología de los pacientes y la resiliencia (Cerquera y Pabón, 2016).

Referencias

1. Alzheimer Disease International (2009). World Alzheimer Report 2009. Alzheimer Disease International.
2. Andrich, D. (1978). A rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika*, 43, 561–567. <https://doi.org/10.1007/BF02293814>
3. Arai, Y., Kudo, K., Hosokawa, T., Washio, M., Miura, H., y Hisamichi, S. (1997). Reliability and validity of the Japanese version of the Zarit caregiver burden interview. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 51, 281–287. <https://doi.org/10.1111/j.1440-1819.1997.tb03199.x>
4. Cerquera, A., y Pabón, D. (2016). Resiliencia y variables asociadas en cuidadores informales de pacientes con Alzheimer. *Revista Colombiana de Psicología*, 25(1), 33–46. <https://doi.org/10.15446/rcp.v25n1.44558>
5. Chou, K. R., Chu, H., Tseng, C. L., y Lu, R. B. (2003). The measurement of caregiver burden. *Journal of Medical Sciences*, 23(2), 73–82.
6. Chou, Y., y Wang, W. (2010). Checking dimensionality in Item Response Models with principal component analysis on standardized residuals. *Educational and Psychological Measurement*, 70, 717–731. <https://doi.org/10.1177/0013164410379322>
7. Coen, R. F., Swanwick, G. R., O'Boyle, C. A., y Coakley, D. (1997) Behaviour disturbance and other predictors of carer burden in Alzheimer's disease. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 12, 331–336. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1166\(199703\)12:3<331::AID-GPS495>3.0.CO;2-J](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1166(199703)12:3<331::AID-GPS495>3.0.CO;2-J)
8. Crespo, M., y Rivas, M. T. (2015). La evaluación de la carga del cuidador: una revisión más allá de la escala de Zarit. *Clínica y Salud*, 1, 9–15. <https://doi.org/10.1016/j.clysa.2014.07.002>
9. Donaldson, C., y Burns, A. (1999). Burden of Alzheimer's disease: helping the patient and caregiver. *Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology*, 12, 21–28. <https://doi.org/10.1177/089198879901200106>
10. Engelhard, G. (2013). *Invariant Measurement. Using Rasch Models in the Social, Behavioral, and Health Sciences*. New York: Routledge.
11. Etters, L., Goodall, D., y Harrison, B. E. (2008). Caregiver burden among dementia patient caregivers: a review of the literature. *Journal of the American Academy of Nurse Practitioners*, 20, 423–428. <https://doi.org/10.1111/j.1745-7599.2008.00342.x>
12. Freitas, S., Prieto, G., Simões, M. R., y Santana, I. (2014). Psychometric properties of the Montreal Cognitive Assessment (MoCA): An analysis using the Rasch model. *The Clinical Neuropsychologist*, 28(1), 65–83. <https://doi.org/10.1080/13854046.2013.870231>
13. Grad, J., y Sainsbury, O. (1963). Mental illness and the Family. *Lancet*, 1(7280), 544–547. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(63\)91339-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(63)91339-4)
14. Guerra-Silla, M. G., Gutiérrez-Robledo, L. M., Villalpando-Berumen, J. M., Pérez-Zepeda, M. U., Montana-Álvarez, M., Reyes-Guerrero, J., y Rosas-Carrasco, O. (2011). Psychometric evaluation of a Spanish language version of the Screen for Caregiver Burden (SCB) in caregivers of patients with mixed, vascular and Alzheimer's dementia. *Journal of Clinical Nursing*, 20, 23–24. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2010.03658.x>
15. Gwyther, L. P. (1998). Social issues of the Alzheimer's patient and family. *The American Journal of Medicine*, 104(4), 17–21. [https://doi.org/10.1016/S0002-9343\(98\)00024-2](https://doi.org/10.1016/S0002-9343(98)00024-2)
16. Knight, B. G., Fox, L. S., y Chou, C. (2000). Factor structure of the Burden Interview. *Journal of Clinical Geropsychology*, 6, 249–258. <https://doi.org/10.1023/A:1009530711710>
17. Leinonen, E., Korpisammal, L., Pulkkinen, L. M., y Pukuri, T. (2001). The comparison of burden between caregiving spouses of depressive and demented patients. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 16(4), 387–393. <https://doi.org/10.1002/gps.351>
18. Linacre, J. M. (2002). Optimizing Rating Scale Category Effectiveness. *Journal of Applied Measurement*, 3, 85–106.
19. Linacre, J. M. (2006). *Winsteps Rasch Measurement computer program*. Chicago: Winsteps.com.

20. Martín-Carrasco, M., Domínguez-Panchón, A. I., Muñoz-Hermoso, P., González-Fraile, E., y Ballesteros-Rodríguez, J. (2013). Instrumentos para medir la sobrecarga en el cuidador informal del paciente con demencia. *Revista Española de Geriatria y Gerontología*, 48(6), 276–284. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2013.06.002>
21. Martín, M., Salvadó, I., Nadal, S., Miji, L., Rico, J., Lanz, P., y Taussing, M. (1996). Adaptación para nuestro medio de la Escala de Sobrecarga del Cuidador (Caregiver Burden Interview) de Zarit. *Revista de Gerontología*, 6, 338–346.
22. Masters, G. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika*, 47, 149–174. <https://doi.org/10.1007/BF02296272>
23. Mohamed, S., Rosenheck, R., Lyketsos, C., y Schneider, L. (2010). Caregiver burden in Alzheimer disease: cross-sectional and longitudinal patient correlates. *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 18, 917–927. <https://doi.org/10.1097/JGP.0b013e3181d5745d>
24. Montorio, I., Izal, M., López, A., y Sánchez, M. (1998). La entrevista de carga del cuidador. Utilidad y validez del concepto de carga. *Anales de Psicología*, 14, 229–248.
25. Pinquart, M., y Sörensen, S. (2006). Helping caregivers of persons with dementia: Which interventions work and how large are their effects? *International Psychogeriatrics*, 18, 577–595. <https://doi.org/10.1017/S1041610206003462>
26. Poulshock, S., y Deimling, G. (1984). Families caring for elders in residence: Issues in the measurement of burden. *Journal of Gerontology*, 39, 230–239. <https://doi.org/10.1093/geronj/39.2.230>
27. Prieto, G., Contador, I., Tapias-Merino, E., Mitchell, A. J., y Bermejo-Pareja, F. (2012). The Mini-Mental-37 Test for dementia screening in the Spanish population: An analysis using the Rasch Model. *The Clinical Neuropsychologist*, 26, 1006–1018. <https://doi.org/10.1080/13854046.2012.704945>
28. Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Copenhagen: The Danish Institute for Educational Research.
29. Reckase, M. (1979). Unifactor latent trait models applied to multi-factor tests: Results and implications. *Journal of Educational Statistics*, 4, 207–230. <https://doi.org/10.2307/1164671>
30. Shim, S., Kang, H., Kim, J., y Kim, D. (2016). Factors Associated with Caregiver Burden in Dementia: 1-Year Follow-Up Study. *Psychiatry Investigation*, 13(1), 43–49. <https://doi.org/10.4306/pi.2016.13.1.43>
31. Smith, R. M. (2004). Fit Analysis in Latent Trait Measurement Models. En E. V. Smith y R. M. Smith, Jr. (Eds.), *Introduction to Rasch measurement* (pp. 73–92). Maple Grove, Mn: JAM Press.
32. Tennant, A., Penta, M., Tesio, L., Grimby, G., Thonnard, J. L., Slade, A., ... Phillips, S. (2004). Assessing and adjusting for cross-cultural validity of impairment and activity limitation scales through differential item functioning within the framework of the Rasch model: the PRO-ESOR project. *Medical care*, 42, 37–48. <https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000103529.63132.77>
33. Vitaliano, P., Russo, J., Young, H., Becker, J., y Maiuro, R. (1991). The Screen for Caregiver Burden. *The Gerontologist*, 31, 76–83. <https://doi.org/10.1093/geront/31.1.76>
34. Zarit, S., Reever, K., y Bach-Peterson, J. (1980). Relatives of the impaired elderly. Correlates of feelings of burden. *Gerontologist*, 20, 649–654. <https://doi.org/10.1093/geront/20.6.649>

Notas de autor

Agradecemos la colaboración del Centro de Referencia Estatal de atención a personas con enfermedad de Alzheimer y otras demencias del IMSERSO por permitirnos recoger datos para la presente investigación.

RECIBIDO: 21 de diciembre de 2016

MODIFICADO: 3 de abril de 2017

ACEPTADO: 19 de abril de 2017