

Propiedades psicométricas de la escala de sobrecarga del cuidador de Zarit en cuidadores de pacientes con enfermedad renal crónica

ROCÍO DANIELA RAMÍREZ MONTALVO¹, ROSA PAOLA FIGUEROLA ESCOTO²,
DAVID LUNA³ Y MIGUEL MONTIEL CORTÉS²

¹Dirección General de Orientación y Gestión, Comisión Nacional de Arbitraje Médico, Ciudad de México, México; ²Sección de Estudios de Posgrado e Investigación, Centro Interdisciplinario de Ciencias de la Salud, Unidad Santo Tomás, Instituto Politécnico Nacional, Ciudad de México, México; ³Unidad de Investigación Multidisciplinaria en Salud, Instituto Nacional de Rehabilitación Luis Guillermo Ibarra Ibarra, Ciudad de México, México

Cómo citar este artículo (estilo APA) / Citing this article (APA style):

Ramírez Montalvo R., Figuerola Escoto R., Luna D., Montiel Cortés M., (2023). Propiedades psicométricas de la escala de sobrecarga del cuidador de Zarit en cuidadores de pacientes con enfermedad renal crónica. *Revista Mexicana De Investigación En Psicología*, 15(1), 107-120

Resumen

La carga del cuidador es el estado resultante de la acción de cuidar a una persona dependiente o mayor, un estado que amenaza la salud. La carga es diferente de acuerdo con las características de la enfermedad y el tratamiento que recibe la persona a la que se cuida; por ello, resulta importante para su evaluación contar con instrumentos válidos y confiables para su diagnóstico, tratamiento e investigación. El objetivo del estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la entrevista de carga de Zarit (ZBI, por sus siglas en inglés) en cuidadores de pacientes renales en terapia de reemplazo renal (diálisis peritoneal y hemodiálisis). Se aplicó la ZBI y el inventario de ansiedad de Beck (BAI, por sus siglas en inglés) a 186 cuidadores de pacientes en tratamiento de diálisis peritoneal y hemodiálisis. Un análisis factorial exploratorio (componentes principales, rotación oblicua) detectó un factor único en el instrumento, que explica el 54.14% de

la varianza y conservó 12 de sus reactivos originales. La consistencia interna puede ser considerada como excelente (ω de McDonald=.919; α de Cronbach = .91) y el instrumento tiene validez concurrente al mostrar que entre sus puntajes y los del BAI se identificó una correlación positiva con fuerza de asociación alta. Después de un estudio que muestra fortaleza en los procedimientos estadísticos para la evaluación de las propiedades psicométricas del ZBI, concluimos que es un instrumento válido y confiable para ser usado en cuidadores de pacientes en tratamiento de diálisis peritoneal y hemodiálisis, población que muestra un inminente crecimiento. Se sugieren estudios de validación con muestras más amplias, criterios de inclusión más específicos y que se lleve a cabo un análisis factorial confirmatorio.

Palabras clave: carga del cuidador, pacientes renales, entrevista de carga de Zarit, análisis factorial exploratorio, consistencia interna

Dirigir toda correspondencia al autor a la siguiente dirección:

Rosa Paola Figuerola Escoto
Centro Interdisciplinario de Ciencias de la Salud, Unidad Santo Tomás. Av. de los Maestros,
Santo Tomás, Miguel Hidalgo, 11340, CDMX, México.
rfiguerolae@ipn.mx
RMIP 2023, Vol. 15, Núm. 1, pp. 109-122.
www.revistamexicanadeinvestigacionenpsicologia.udg.mx
Derechos reservados ©RMIP

Psychometric properties of the Zarit Burden Interview in caregivers of patients with chronic kidney disease

Abstract

The caregiver's burden is the state resulting from the action of caring for a dependent or elderly person, a state that threatens health. The burden is different according to the characteristics of the disease and the treatment received

by the person being cared for; therefore, it's important for its evaluation to have valid and reliable instruments for its diagnosis, treatment, and research. The objective was to evaluate the psychometric properties of the Zarit Burden Interview (ZBI) in caregivers of renal patients on renal replacement therapy (peritoneal dialysis and hemodialysis). The ZBI and the Beck Anxiety Inventory (BAI) were applied to 186 caregivers of patients undergoing peritoneal dialysis and hemodialysis treatment. An exploratory factor analysis (principal components, oblique rotation) detected a single factor in the instrument, which explained 54.14% of the variance and preserved 12 of its original items. The internal consistency can be considered as excellent (ω de McDonald=.919 Cronbach's $\alpha = .91$) and the instrument has concurrent validity by showing a positive correlation with a high strength of association between its scores and those of the BAI. After a study that shows strength in the statistical procedures for the evaluation of the psychometric properties of the ZBI, we conclude that it is a valid and reliable instrument to be used in caregivers of patients undergoing peritoneal dialysis and hemodialysis treatment, a population that shows imminent growth. Studies suggest validation with larger samples, more specific inclusion criteria and that a Confirmatory Factor Analysis is carried out.

Keywords: caregiver burden, renal patients, Zarit Burden Interview, exploratory factor analysis, internal consistency

INTRODUCCIÓN

La Organización Panamericana de la Salud (s.f.) define las enfermedades crónicas no transmisibles como las que no son causadas por factores infecciosos, que provocan afectaciones en la salud a largo plazo y, por lo tanto, requieren cuidados y tratamientos especiales de por vida. Entre estas se incluyen enfermedades como cáncer, diabetes, hipertensión, enfermedades pulmonares y renales crónicas. De acuerdo con la Organización Mundial de la Salud (2022), cobran la vida de 41 millones de personas cada año, por lo que son responsables del 74% de las muertes a nivel mundial.

Las enfermedades crónicas suelen ir acompañadas de trastornos emocionales, como ansiedad y depresión, que provocan un impacto psicológico negativo que afecta la calidad de vida y bienestar de la persona enferma. Además, la carga económica y social que representan ha justificado una mayor atención e interés por el estudio de los recursos psicológicos que pueden incidir en el bienestar del individuo y su entorno (Ramírez et al., 2023), pues, aunque los procesos personales de afrontamiento influyen en la aceptación de la enfermedad, hay tasas de “no adherencia” del 50%, lo que provoca un aumento en la morbilidad y mortalidad, y con ello un

incremento en los costos para el paciente y el Estado (Neira-Vallejo y Ortiz, 2020).

A medida que la población envejece y las enfermedades crónicas se vuelven cada vez más prevalentes, también observamos un creciente cuerpo de literatura que examina el estado emocional de los pacientes que las padecen. Se ha reportado, por ejemplo, la alta prevalencia (<20%) de la llamada “ansiedad por salud” en pacientes con enfermedades crónicas, como el cáncer, la enfermedad de Parkinson, enfermedades cardíacas y diabetes; además, se señala la discapacidad, los síntomas físicos o las limitaciones como predictores de síntomas ansiosos (Lebel et al., 2020).

Por otra parte, en un metaanálisis realizado por Dare et al. (2019), en el que exploran las comorbilidades de los trastornos mentales y las enfermedades crónicas, se menciona una prevalencia de depresión que va del 54.5% al 63.8% en pacientes con enfermedad pulmonar obstructiva. Advierten también una prevalencia de *Diabetes mellitus* de cuatro a cinco veces mayor en personas con esquizofrenia o trastornos bipolares en comparación con la que se presenta en personas sin trastornos mentales graves; finalmente, reportan una prevalencia de depresión que va del 13% al 79% en personas con enfermedades físicas, como cáncer, cardiopatías, enfermedades renales y enfermedad pulmonar obstructiva crónica. En un contexto posterior a la pandemia de la COVID-19, Chudasama et al. (2020) observaron que, durante esta, se aplicó una encuesta a un grupo de profesionales de la salud, a partir de la cual se encontró que el 67% señalaron un empeoramiento en la salud mental de pacientes con enfermedades crónicas que atendían.

En tal contexto, situamos la enfermedad renal crónica (ERC) como un problema de salud pública y que, además, se propaga con rapidez a nivel mundial. Aproximadamente 850 millones de personas se ven afectadas por este padecimiento y la carga es significativa debido a los altos costos del tratamiento. Al respecto, solo el 63% de los países del mundo proporcionan financiación para el tratamiento con hemodiálisis y entre 55% y 59% para diálisis peritoneal y trasplante de riñón (Bello et al., 2023). Sobre sus características, este padecimiento implica la pérdida de la función renal, es decir, la encargada de filtrar los desechos y el exceso de líquido en la sangre (Organización Panamericana de la Salud, s.f.). De acuerdo con Chen et al. (2019), se trata de una anomalía en la estructura del riñón o función que persiste durante más de tres meses e incluye al menos uno de los siguientes síntomas:

- Tasa de filtración glomerular menor de 60 ml/min/1.73m².
- Albúmina en la orina menor o igual a 30 mg por

24 horas, o bien, porción de albúmina/creatinina en orina menor o igual a 30mg/g.

- Anomalías en el sedimento de la orina, histología o imágenes que sugieran daño renal.
- Trastornos de los túbulos renales.
- Historia de trasplante de riñón.

En cuanto a la prevalencia de la ERC, según Bello et al. (2023), se cuenta con información de 161 países del mundo que presentan una mediana del 9.5%. Ochenta países (49.6%) tienen una tasa de prevalencia superior a la media. La mediana es mayor en Europa Central y Oriental (12.8%) y más baja en África (4.2%). Los países con más prevalencia son Japón (20.2%), Puerto Rico (16.8%) y Estonia (16.8%) y los que tienen menos, Uganda (3.0%), Somalia (3.0%) y Chad (3.2%), es decir, hay una aumento en prevalencia según aumenta el nivel de ingresos.

En México no se encontró un registro nacional de personas con enfermedad renal; sin embargo, se estima que hay alrededor de 129, 000 pacientes con ERC, de los cuales solo 60,000 reciben algún tratamiento (Barba, 2018). El Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2019) revela que es la décima causa de muerte y que es uno de los padecimientos crónicos de mayor prevalencia en el país; esto se debe a que tiene una morbilidad asociada con otras enfermedades crónicas, como diabetes e hipertensión (Tamayo y Lastiri, 2016). Al respecto, Bello et al. (2023) señalan que en México se reporta un 6.3% de años de vida ajustados por discapacidad atribuibles a la ERC, es decir, de años de plena salud perdidos por la ERC; el dato es relevante, pues, junto con Nicaragua y El Salvador, es uno de los países con los tres porcentajes más altos respecto a 160 países, de los cuales se tienen registros a nivel mundial.

Por otra parte, de acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística y Geografía, el tratamiento de la ERC origina costos que van de los 223,183 a los 257,000 pesos mexicanos anuales por paciente. A propósito, un estudio realizado en Ecuador encontró que los principales factores de riesgo para adquirir ERC son: padecer hipertensión arterial, que tenía el 27.2% de la muestra, seguido de *Diabetes mellitus* II, con el 9.4% de la muestra. También es preciso aclarar que el 55.6% de la muestra tenía obesidad o sobrepeso, el 54.7% presentaba sedentarismo y el 29.7% refirió antecedentes de ERC (Iraizoz et al., 2022).

Las principales complicaciones de la ERC incluyen una elevada mortalidad cardiovascular, síndrome anémico, empeoramiento de la calidad de vida, deterioro cognitivo y trastornos óseos y minerales (Barba, 2018). Por otra parte, cuando la ERC se encuentra en etapas avan-

zadas, los pacientes requieren terapia de reemplazo renal (TRR) o sustitutivas, como la hemodiálisis, diálisis peritoneal o el trasplante, las cuales permiten la eliminación de toxinas y el exceso de agua para la purificación de la sangre. Las TRR suponen importantes restricciones a la vida diaria y constantes visitas al servicio de salud, por lo que los pacientes necesitan el apoyo de un cuidador (Fayad et al., 2018).

La Organización Mundial de la Salud (2017) estimó que 349 millones de personas dependen del cuidado y la atención de otros debido a una condición de salud, de los cuales 18 millones (5%) son niños menores de 15 años, 230 millones (66%), personas de entre 16 a 59 años y 101 millones (29%), personas mayores de 60 años y más. En lo referente a las características de los cuidadores de pacientes con ERC, diversos estudios han identificado que predominan cuidadoras femeninas, casadas, de nivel educativo bajo y con empleos informales. Asimismo, reportan niveles altos de carga, disminución en la calidad de vida, niveles elevados de ansiedad y depresión, además de conflictos laborales, deterioro de la vida social y alteraciones orgánicas (Laguado, 2019; Martínez, 2020; Joseph et al., 2021). De acuerdo con la Encuesta Nacional sobre Uso de Tiempo, en 2019, aproximadamente el 97% de las personas participaban en trabajo doméstico no remunerado en su hogar; sobre las actividades específicas, el 50% tenían que ver con el cuidado de otros integrantes de la familia; de manera particular, al brindar cuidados a pacientes con enfermedades crónicas, a la semana se dedicaban en promedio 28.4 horas con cuidados pasivos y 12.8 horas exclusivas de cuidado para cuidadoras femeninas, mientras que, para cuidadores masculinos, el promedio fue de 16.3 y 6.7 horas, respectivamente (Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 2020). Esto incluye a las personas que asumen el rol de cuidador sin recibir remuneración económica por su labor, por ejemplo, cónyuge, pareja, miembro de la familia, amigo o vecino (Becerra y Ramos 2021).

Ahora bien, la Organización Panamericana de la Salud (2019) estima que, en las Américas, ante el aumento en la esperanza de vida, para el 2050, las personas mayores de 60 años, que en la actualidad rondan en los ocho millones, crecerán en un número que va de los 27 a los 30 millones. Esto implica que los sistemas de salud requerirán adaptarse a una amplia población, y no solo garantizar la supervivencia de esta, sino buscar maximizar su capacidad funcional y reducir la dependencia que puedan llegar a tener las personas mayores respecto a otros, pues un aumento en la expectativa de vida trae consigo discapacidad y enfermedades crónicas que afectan la autosuficiencia. Desafortunadamente, menos del 15% de los programas de posgrado en salud y menos del 10%

de las especialidades incluyen el abordaje del envejecimiento y la salud geriátrica. Sobre las características del cuidado, Molero et al. (2016) mencionan que el cuidar es un proceso de carácter multidimensional que consiste en ayudar a otra persona que no es capaz de actuar por sí misma. Dicho proceso se puede ver facilitado por ciertas características de las personas involucradas, como carácter, emociones, habilidades, conocimiento, tiempo y conexión emocional entre ellos.

Los cuidadores familiares, a diferencia de los formales, no han recibido una instrucción profesional sobre cómo cuidar a un paciente, es decir, su labor hace referencia sobre todo a la asistencia con las tareas personales básicas, por ejemplo, las relacionadas con la higiene y el aseo, curaciones básicas, apoyo en la toma de medicamentos, aplicación de inyecciones, así como otros cuidados referentes a las actividades instrumentales de la vida diaria. Estas actividades las realizan por tiempo indefinido, puesto que no tienen el objetivo de curar o sanar una enfermedad o padecimiento (Becerra y Ramos, 2021).

Así, al estar a cargo de una persona adicional, existe una exposición crónica al estrés que es persistente y se extiende durante meses y, a menudo, años. Por lo general, es impredecible e incontrolable y, en algunos casos, requiere altos niveles de vigilancia. Genera tensión física y psicológica con pocas oportunidades de adaptación y tiene la capacidad de propiciar factores estresantes secundarios en múltiples ámbitos de la vida. Por lo anterior, en la psicología ha sido un tema de gran interés, en tanto que permite el desarrollo de estrategias de intervención psicológicas para el afrontamiento de ese rol (Schulz et al., 2020; Rivas y Salcedo, 2021).

Debido a sus características, la carga ha sido explicada por el modelo transaccional de estrés de Lazarus y Folkman, que la sitúa como un fenómeno complejo que considera diferentes características del proceso de estrés, con numerosas consecuencias potenciales para la salud de los cuidadores, y que ha sido definido como un estado resultante de la acción de cuidar a una persona dependiente o mayor, un estado que amenaza la salud (Carrete et al., 2006).

Por otra parte, Lau et al. (2015) mencionan que se trata de una percepción subjetiva de estrés desde el rol del cuidador, resultante de la interacción de factores predisponentes, entre ellos los factores contextuales, estresores primarios directos, estresantes secundarios indirectos y la valoración. Aunque resulta difícil caracterizar los síntomas, es bien cierto que se puede observar un deterioro progresivo de la persona, síntomas de trastornos del estado de ánimo, trastornos de personalidad, cambios conductuales severos, ideación suicida, disfunción familiar, consumo de abuso de sustancias y, también, la adicción

a las redes sociales, como forma de escape de la realidad (Da Silva, 2019). Otro de los problemas que enfrenta el cuidador es la falta de tiempo para poder realizar actividades de la vida diaria, así como la experimentación de frustración, ya que se somete a una serie de cambios inesperados en su vida personal al aceptar las labores de cuidado de una persona cercana o un familiar, con el objetivo de cumplir normas morales (Da Silva, 2019).

En cuanto a la evaluación de la carga, se ha hecho uso de escalas e instrumentos de autorreporte. Un instrumento sobresaliente es la entrevista de carga familiar objetiva y subjetiva (ECFOS-II), que es la versión española del instrumento Family Burden Interview Schedule, que permite medir la carga objetiva y subjetiva de los cuidadores. Vilaplana et al. (2007) llevaron a cabo la validación de este instrumento en cuidadores de pacientes con esquizofrenia, y obtuvieron una consistencia interna elevada (α de Cronbach = .85) con una fiabilidad test-retest alta, tanto para su kappa de Cohen como para su kappa ponderado, con valores que fluctuaron entre .61 y 1 (los valores para el kappa de Cohen y el kappa ponderado oscilan entre 0 y 1, y valores más cercanos a 1 indican mayor nivel de acuerdo) (Cohen, 1960). Identificaron cuatro factores que explican casi el 50% de la varianza y alcanzaron una validez convergente medida con correlaciones de Pearson y Spearman que iban del .17 al .37 entre los factores de componentes principales de la ECFOS-II y factores de la escala de síndromes positivo y negativo de la esquizofrenia y factores de la escala de discapacidad de la Organización Mundial de la Salud (DAS-sv); encontraron correlación negativa que iba del -.18 al -.41 entre los factores de la ECFOS-II y la escala de funcionamiento global. La ECFOS-II, si bien ha demostrado ser adecuada para las propiedades psicométricas en determinadas poblaciones, aún no se establecen los puntos de cohorte que permiten saber, tanto a nivel micro- como macro-, si la persona presenta niveles de carga.

Otro instrumento de relevancia es el Involvement Evaluation Questionnaire desarrollado y validado en los Países Bajos por Van Wijngaarden (2000) y traducido a otros idiomas. Se validó en familiares de pacientes con diagnóstico de esquizofrenia en Amsterdam, Copenhague, Londres, Santander y Verona. Para establecer su fiabilidad, se utilizó el α de Cronbach y el coeficiente de correlación intraclase para estimar la fiabilidad test-retest. La consistencia interna osciló entre .77 y .90 y la fiabilidad test-retest, entre .83 y .90.

Un instrumento más es el cuestionario de sobrecarga de cuidadores de pacientes de diálisis peritoneal, desarrollado por Teixidó et al. (2006) para medir la sobrecarga y las repercusiones en los cuidadores de pacientes en diáli-

sis peritoneal. El estudio de construcción y validación se llevó a cabo con población española. El instrumento inicial contenía cinco escalas: dependencia del paciente, sobrecarga del cuidador completa, sobrecarga del cuidador reducida, repercusiones sobre el cuidador y tareas específicas de diálisis peritoneal. La fiabilidad de las escalas fue de .620 a .894. Hubo correlación positiva moderada entre las escalas dependencia-sobrecarga reducida: $r=0,502$, $p<0.001$, dependencia-repercusiones: $r=0,599$, $p<0.001$ y sobrecarga reducida-repercusiones: $r=0,775$, $p<0.001$. Es destacable que las escalas de sobrecarga y la de repercusiones tuvieron correlación positiva y elevada con la de dependencia. En contra de este instrumento, podemos señalar el número de participantes en la validación, que fueron solo 63 y el hecho de que no considera pacientes con otras terapias de reemplazo renal. Sin embargo, también Teixidó et al. (2018), después de este desarrollo, llevaron a cabo un nuevo estudio de validación con 107 cuidadores y encontraron una nueva estructura de tres factores con una consistencia interna α de Cronbach de entre 0,808 y 0,901. En este estudio obtuvieron una correlación significativa entre la sobrecarga medida por el citado cuestionario de sobrecarga y la medida por la escala de Zarit ($r = 0,683$).

La escala autoaplicada de carga familiar, diseñada para valorar la carga en cuidadores de enfermos con trastorno bipolar, es otro recurso de medición (Reinares et al., 2004). Esta escala fue adaptada de la escala de desempeño psicosocial (que constituye la adaptación española de la Social Behaviour Assessment Schedule); no obstante, no se encontraron estudios que evaluaran sus propiedades psicométricas.

También existe el cuestionario de sobrecarga en cuidadoras de ancianos con demencia (Abengózar y Serra, 1996), validado en población española. Los 32 reactivos de este cuestionario se elaboraron a partir de preguntas abiertas; posteriormente, se realizó un análisis factorial de componentes principales con rotación ortogonal, criterio varimax para obtener una aproximación de la agrupación de los reactivos por factores. Al final, el cuestionario retuvo 27 reactivos que se agruparon en cinco factores que obtuvieron un α de Cronbach, que fue de .40 a .87. Si bien son resultados aceptables, los autores proponen la reelaboración de este para incrementar su consistencia interna, aunque no identificamos a algún autor que haya dado continuidad a esta propuesta.

Finalmente, mencionamos el instrumento más utilizado para la evaluación para la carga de cuidador, quizás porque liga el concepto de sobrecarga con el malestar (distrés) experimentado por el cuidador ante los problemas del paciente y su deterioro, que es el factor que mejor predice la institucionalización del paciente. La entrevista

de carga de Zarit (ZBI) (Zarit et al., 1985) se ha empleado en muchos idiomas con buena consistencia interna. La ZBI original consta de 22 reactivos puntuados en una escala Likert con cinco opciones de respuesta, que van de 0 (nunca) a 4 (casi siempre); excepto el reactivo final que se puntúa de 0 (nada) a 4 (extremadamente), se puede obtener una puntuación que va de 0 a 88 y una mayor puntuación implica una mayor carga.

Como validaciones más recientes tenemos la realizada con cuidadores primarios informales de pacientes con diagnóstico de enfermedades mentales, que arrojó un instrumento de 17 reactivos con una α de Cronbach global = 0.89 y de .60 a .86 entre factores (Flores-Terrones et al., 2019); la de cuidadores informales de adultos mayores dependientes en el cantón de Cayambe, en la que quedan 16 reactivos en una estructura unifactorial con una consistencia interna global de .88 (Quishpe-Santillán, 2022); y una más con cuidadores formales e informales de pacientes con esquizofrenia, en la que se encontró también una estructura unifactorial y una consistencia interna de .908 (Cárdenas et al., 2023).

Del mismo modo, podemos citar versiones adaptadas de la ZBI en Brasil, China, Colombia, España, Estados Unidos, Ghana, India, Indonesia, Jamaica, Nigeria y Turquía. En México, Alpuche et al. (2008) validaron esta escala en cuidadores de pacientes con enfermedades crónicas; encontraron tres factores a partir de un análisis factorial exploratorio y utilizaron el método de componentes principales con rotación varimax: impacto del cuidado, relaciones interpersonales y expectativas de autoeficacia, los cuales tuvieron valores α de .64 a .88, que explican el 50.4% de la varianza y, en general, el instrumento de 21 reactivos con un α de .90.

Montero et al. (2014) efectuaron una validación del Zarit en México, en este caso, para cuidadores primarios de pacientes pediátricos con alguna enfermedad crónica. Un análisis factorial exploratorio y confirmatorio demostró que la escala está conformada por tres factores que explican el 50% de la varianza y una α de Cronbach de .84. El modelo mostró un buen ajuste con valores iguales o superiores a .90. La validez de criterio entre el cuestionario general de salud (GHQ-28) y la ZBI arrojó un valor $r=.46$, es decir, una correlación baja positiva. La validez del constructo se confirmó correlacionando el cuestionario de estrés percibido, de diez ítems, con la ZBI, y se obtuvo un valor $r=.36$; si bien es una correlación baja, cabe destacar que el ZBI es una escala específica para evaluar el impacto de los estresores derivados del cuidado en función de los recursos y habilidades que tiene el cuidador.

Por otra parte, Flores et al. (2019) realizaron la validación en México para cuidadores de pacientes con enfer-

medades mentales. Al final, presentaron un instrumento de 17 reactivos con una consistencia interna global satisfactoria ($\alpha = 0.89$) y, mediante un análisis factorial de componentes principales con rotación varimax, se observaron tres factores: impacto del cuidado, relaciones interpersonales y expectativas de autoeficacia, que tuvieron valores α de .86 a .60 y que explican el 55.7% de la varianza.

Cabe señalar que la evaluación de la carga del cuidador se ha abordado de acuerdo con las características de la enfermedad de la persona a la que se cuida. En ese sentido, Martin et al. (2013), por ejemplo, registraron 31 instrumentos para evaluar la sobrecarga del cuidador informal del paciente con trastorno neurocognitivo mayor; Schwartz et al. (2017) desarrollaron la medida de impacto del cuidador de hemofilia; y Kaliya-Perumal et al. (2021) propusieron el cuestionario para evaluar la carga del cuidador para pacientes funcionalmente comprometidos.

Respecto a los factores de los instrumentos existentes, hay dos perspectivas: una que considera que la carga es un constructo multidimensional (George y Gwyther, 1986) y otra visión, desde la que surge el cuestionario de carga de Zarit, que es el más reconocido para la evaluación y se formuló bajo un modelo unidimensional que solo identifica la gravedad de la sobrecarga (Lau et al., 2015).

Con base en lo expuesto, el objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la escala de sobrecarga del cuidador de Zarit en cuidadores de pacientes con enfermedad renal crónica; esto, a partir de la identificación de su estructura factorial y consistencia interna; la determinación del punto de corte que discrimina entre cuidadores con alto y bajo nivel de sobrecarga; y la obtención de evidencia sobre su validez concurrente con un instrumento de evaluación de la ansiedad, constructo que ha mostrado su asociación con el constructo de sobrecarga (Ángeles-Basilio et al., 2022).

MÉTODO

DISEÑO

Estudio instrumental (Montero y León, 2007), de corte cuantitativo con alcance descriptivo.

PARTICIPANTES

Con base en un muestreo no probabilístico por conveniencia, conformamos una muestra de cuidadores primarios familiares de pacientes adultos con enfermedad

renal crónica en tratamiento de diálisis peritoneal o hemodiálisis; la nacionalidad de los cuidadores era mexicana y estos tenían residencia en México. Como criterios de inclusión, especificamos que los cuidadores no recibieran remuneración económica por la labor de cuidar y que hubieran sido cuidadores desde al menos tres meses previos a la evaluación. La muestra incluyó 186 participantes, número que superaba el mínimo recomendado por De Von et al. (2027) para realizar un análisis factorial exploratorio (cinco aplicaciones por reactivo), quienes fueron reclutados en una convocatoria publicada en la red social Facebook; sus edades fluctuaban entre 21 y 81 años ($M = 41.23$, $DE = 12.69$), y fueron 162 mujeres, 22 hombres y 2 personas que eligieron la opción "otro" al cuestionarlos sobre su sexo; 145 participantes cuidaban a pacientes en tratamiento de diálisis peritoneal y 41 en hemodiálisis; 49 cuidadores tenían además un trabajo de tiempo completo, 63 un trabajo de medio tiempo, 14 se enfocaban en realizar tareas del hogar y 60 no reportaron tener adicional; 122 padecían alguna enfermedad (diabetes, hipertensión u otra); 46 tenían menos de seis meses cuidando al paciente, 36, de seis meses a un año, 50 de un año hasta tres, y 54 más de tres años; finalmente, 80 participantes dedicaban más de diez horas al cuidado del paciente.

INSTRUMENTOS

- La ZBI (Zarit et al., 1985) consta de 22 reactivos puntuados en una escala Likert con cinco opciones de respuesta, que van de 1 (nunca) a 5 (casi siempre); se puede obtener una puntuación de 22 a 110 y una mayor puntuación implica una mayor carga. Asimismo, los reactivos se dividen en tres factores: expectativas de autoeficacia, impacto del autocuidado y relaciones interpersonales. En su estudio original, presentó gran confiabilidad interobservador (coeficiente de correlación intraclase de .71) y una consistencia interna de $\alpha = .91$.
- El inventario de ansiedad de Beck (BAI) (Beck et al., 1988), validado en población mexicana por Robles et al. (2001), es un cuestionario de opción múltiple con 21 ítems y cuenta con cuatro factores: ansiedad subjetiva, ansiedad neurofisiológica, ansiedad autonómica y pánico, que explican el 56% de la varianza. Tiene una consistencia interna de $\alpha = .93$.

PROCEDIMIENTO

Antes de la validación psicométrica, llevamos a cabo un procedimiento de validez cultural, mediante el cual reclutamos una muestra no probabilística por convenien-

cia distinta a la descrita en la sección de participantes, conformada por 30 participantes de población general, mexicanos con diferentes niveles educativos. Un investigador, después de recopilar números telefónicos de potenciales participantes, les envió la liga de acceso a un formulario electrónico creado a partir de la aplicación de formularios de Google; este contenía el instrumento (ZBI) y después de cada reactivo una pregunta sobre la comprensión de este, con dos opciones de respuesta (sí comprendo/no comprendo); en caso de que no hubiera comprensión, se les solicitaba anotar las palabras o ideas que les dificultaba el entendimiento. Debido a que todos los reactivos fueron comprendidos por más del 95% de los participantes, se empleó el instrumento en su redacción original.

Una vez terminada la adaptación cultural del instrumento, iniciamos la validación psicométrica. En esta, un investigador explicó a los cuidadores el objetivo del estudio, señaló que su participación era voluntaria y anónima, además de aclarar las dudas expresadas. Los cuidadores firmaron el consentimiento informado de manera virtual, en el que les proporcionamos los datos de los investigadores principales para que se pusieran en contacto con ellos ante cualquier duda o inquietud, y respondieron los instrumentos mediante un formulario en línea que se completaba desde un equipo personal con conexión a internet.

CONSIDERACIONES ÉTICAS

El estudio se llevó a cabo con base en el Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud (art. 3º, fracc. I, art. 4º, art. 6º, título II, cap. I, art. 17, fracc. II) y su actualización publicada en el *Diario Oficial de la Federación* (Secretaría de Gobernación, 2014). Consideramos también la Norma Oficial Mexicana NOM-012-SSA3-2012 (apartado 5, numerales 5.3 a 5.13 y 5.15) y determinamos que la investigación era de riesgo mínimo para los participantes, a quienes les brindamos la información suficiente para decidir voluntariamente sobre su participación; les garantizamos la confidencialidad de los datos y les señalamos que su única función fue con fines estadísticos. Seguimos las normas para la investigación en psicología vigentes en México (Sociedad Mexicana de Psicología, 2010) y las de la Asociación Americana de Psicología (2002).

ANÁLISIS DE DATOS

Inicialmente, efectuamos un análisis de reactivos que incluyó la identificación de respuestas extremas, que concentraron el 90% o más de elecciones; calculamos la

media, la desviación estándar y el coeficiente de sesgo y curtosis. Estimamos la normalidad univariada a través de la prueba de Shapiro-Wilk y multivariada por medio del coeficiente de Mardia. Estimamos la potencia discriminativa de los reactivos mediante la estrategia de grupos extremos, y contrastamos, con pruebas t de una cola para grupos independientes, los puntajes menores al primer cuartil y mayores al tercer cuartil de cada reactivo. Utilizamos esta prueba por su robustez y su funcionalidad aun con desviaciones de la normalidad (De Winter, 2013). Obtuvimos también la correlación reactivo-total corregida. Para estas pruebas, los reactivos con ausencia de capacidad discriminativa o con un valor de $r < .20$ fueron eliminados (Cortada de Kohan, 2004). Para identificar reactivos redundantes, realizamos un análisis de multicolinealidad y eliminamos reactivos cuya correlación interreactivo fue $\geq .95$ (Kline, 2011).

A partir del cálculo de la determinante de la matriz de correlación, de la prueba de Bartlett y el índice KMO con su intervalo de confianza, verificamos la adecuación muestral de los datos. Para el KMO, con valores inadecuados ($\leq .70$), llevamos a cabo un análisis de adecuación individual a partir de la matriz de correlación antiimagen (MAS) y eliminamos cada reactivo con el valor más bajo en la diagonal principal de la MAS. Después, calculamos de nuevo las pruebas de adecuación muestral señaladas. Para soslayar la sobreestimación de factores, hicimos un análisis paralelo y retiramos el o los factores cuya varianza explicada fuera superior al percentil 95 de factores generados al azar. Esta estrategia brinda argumentos objetivos para la retención de factores (Hayton et al., 2004) frente a otras, como el criterio de Kaiser o el análisis del gráfico de sedimentación, con los cuales se suele sobreestimar la cantidad de factores (Baglin, 2014).

Entonces, el análisis factorial exploratorio partió de la matriz de correlaciones policóricas con el método de mínimos cuadrados no generalizados robusto con rotación oblicua promax. La retención de un factor requirió un mínimo de tres reactivos, cada uno con una carga factorial $\geq .40$ en un factor (i.e., estructura factorial simple), comunalidad (h^2) $\geq .32$ (Tabachnick y Fidell, 2007), la congruencia conceptual reactivo-factor y que cada factor mostrará una confiabilidad $\geq .70$ calculada por α de Cronbach y ω de McDonald, debido a que existe evidencia de que el primero de estos coeficientes puede subestimar el valor de tal medida (Elosua-Oliden y Zumbo, 2008). En cambio, el ω de McDonald representa un indicador más adecuado de consistencia interna en el caso de escalas ordinales, como lo son las escalas Likert (Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017). La tabla 1 muestra el análisis de los reactivos de la ZBI.

Para identificar los puntos de corte de la ZBI, recurrimos a un análisis de conglomerados. Con la finalidad de encontrar el número óptimo de conglomerados, efectuamos un análisis de conglomerados jerárquicos; calculamos la distancia al cuadrado euclidiano y utilizamos el método de conglomerado de Ward para detectar la estructura jerárquica; después, examinamos el dendrograma para realizar un análisis de conglomerados confirmatorio (Fisher y Ransom, 1995) a través de un procedimiento no jerárquico. Para evaluar la correspondencia entre los resultados de los métodos jerárquicos y no jerárquicos, calculamos los coeficientes tau-b, tau-c y d de Somer (Göktas e Isçi, 2011). Después de definir los conglomerados, revisamos la significación estadística de las diferencias entre ellos. Aplicamos pruebas t de dos colas para grupos independientes usando la d de Cohen como medida del tamaño del efecto. Respecto a su interpretación, consideramos efecto pequeño ($d \geq .20$), mediano ($d \geq .50$) y grande ($d \geq .80$) (Aron y Aron, 2002); en cuanto a la potencia estadística según el tamaño de la muestra, la omitimos, pues no fue calculada a priori; además, Cárdenas y Arancibia (2014) aclaran que no es recomendable su cálculo a posteriori.

La validez concurrente se hizo mediante la correlación producto-momento de Pearson entre el puntaje de la ZBI y el BAI. Una asociación de .10 a .29 se consideró baja, de .30 a .49 media, de .50 a .69 alta, $\geq .70$ a .89 muy alta o $\geq .90$ unitaria (Ellis, 2010).

RESULTADOS

Ningún reactivo concentró $\geq 90\%$ de elecciones en cualquiera de las opciones de respuesta extremas. La media y desviación estándar de los puntajes estuvo, respectivamente, en el rango de .62 a 2.73 y de .937 a 1.426. Los reactivos 4, 5 y 9 pertenecientes a la dimensión de relaciones interpersonales obtuvieron un coeficiente de sesgo y curtosis $\geq |1.18|$, por lo que fueron eliminados. Los reactivos no mostraron evidencia de normalidad univariada ($p < .001$) o multivariada ($p < .001$). Todos los reactivos de la escala discriminaron ($p < .05$). Los reactivos 20, 21 y 22 fueron eliminados, pues evidenciaron una correlación reactivo-total corregida $< .20$; los reactivos 20 y 21 pertenecían a la dimensión expectativas de autoeficacia y el reactivo 22, a la dimensión impacto de autocuidado. Ningún reactivo fue eliminado por multicolinealidad (correlación inter-reactivo $\geq .95$).

Las pruebas de adecuación muestral indicaron que los datos de la escala eran pertinentes para conducir el análisis factorial: KMO = .90, prueba de Bartlett $p = 0.000010$, determinante de la matriz de correlación $< .0.00001$. El análisis paralelo identificó un factor único, cuya varianza explicada rebasó el percentil 95 de la varianza explicada por factores aleatorios.

Después del análisis factorial, eliminamos cuatro reactivos de la escala (1, 14, 15 y 7) debido al incumplimiento del valor mínimo para la comunalidad; así, retuvimos 12 de los reactivos originales (2, 3, 6, 8, 10, 11, 12, 13, 16, 17, 18 y 19). El porcentaje de varianza explicada y su consistencia interna fue 54.14% de varianza explicada, α de Cronbach=.91, ω de McDonald=.919.

Tabla 1
Análisis de los reactivos y de la estructura factorial de la ZBI en cuidadores de pacientes adultos con enfermedad renal crónica

Reactivo	M	DE	S	C	S-W	t	$r_{(react-Tc)}$	F1	h^2
1	1.51	1,30	,44	-,84	,87**	-7,72**	,48	---	---
2	1.90	1,30	,058	-1,00	,90**	-15,31**	,71	.80	.65
3	2.11	1,30	-,03	-,96	,89**	-15,87**	,73	.81	.67
4	.62	,98	1,46	1,16	,67**	-7,68**	,54	---	--
5	.71	,97	1,18	,54	,73**	-10,10**	,65	---	--
6	1.06	1,22	,88	-,30	,80**	-9,53**	,53	.63	.40

7	2.73	1,30	-,78	-,46	,83**	-4,49**	,30	---	---
8	2.42	1,42	-,40	-1,14	,86**	-10,43**	,53	,56	,32
9	,92	1,15	1,19	,61	,77**	-9,21**	,59	---	--
10	1.10	1,21	,85	-,21	,81**	-15,47**	,77	,86	,74
11	1.45	1,36	,55	-,87	,85**	-11,70**	,64	,73	,54
12	1.41	1,29	,48	-,89	,86**	-13,84**	,74	,85	,73
13	,98	1,13	1,03	,34	,80**	-10,34**	,67	,80	,65
14	2.52	1,42	-,46	-1,09	,84**	-6,97**	,42	---	---
15	2.47	1,32	-,38	-,89	,87**	-8,01**	,44	---	---
16	1.01	1,24	1,01	-,02	,77**	-9,99**	,57	,65	,43
17	1.44	1,37	,62	-,82	,85**	-20,22**	,76	,86	,74
18	,87	1,15	1,14	,36	,74**	-10,69**	,61	,75	,56
19	,74	,94	1,04	,30	,75**	-8,86**	,53	,64	,41
20	2.18	1,35	-,15	-1,13	,89**	-2,11*	,11	---	---
21	2.06	1,15	-,06	-,70	,91**	-2,15*	,07	---	---
22	1.50	,93	,39	,00	,88**	-3,01*	,16	---	---

Nota. *M* = media; *DE* = desviación estándar; *S* = sesgo; *C* = curtosis; *S-W* = estadístico Shapiro-Wilk; *t* de Student = t ; $r_{(reac-Tc)}$ = correlación reactivo-total corregida; *F* = Factor; h^2 = comunalidad; ** $p < .01$ * $p < .05$.

El análisis del dendrograma realizado a través del análisis jerárquico indicó una solución de dos grupos. La coherencia con el análisis no jerárquico fue alta: tau-b = 0,83, tau-c = 0,79, d de Somer = 0.83, lo que indica la adecuada solución de dos conglomerados. Encontramos diferencias significativas entre los conglomerados para

las medias de las puntuaciones obtenidas con un tamaño del efecto grande ($p < .01$, $d = 2.94$). Así, determinamos que el instrumento detecta dos niveles de carga, uno bajo, que comprende una puntuación de 0 a 16 y uno alto, con una puntuación de 17 a 48 (véase tabla 2).

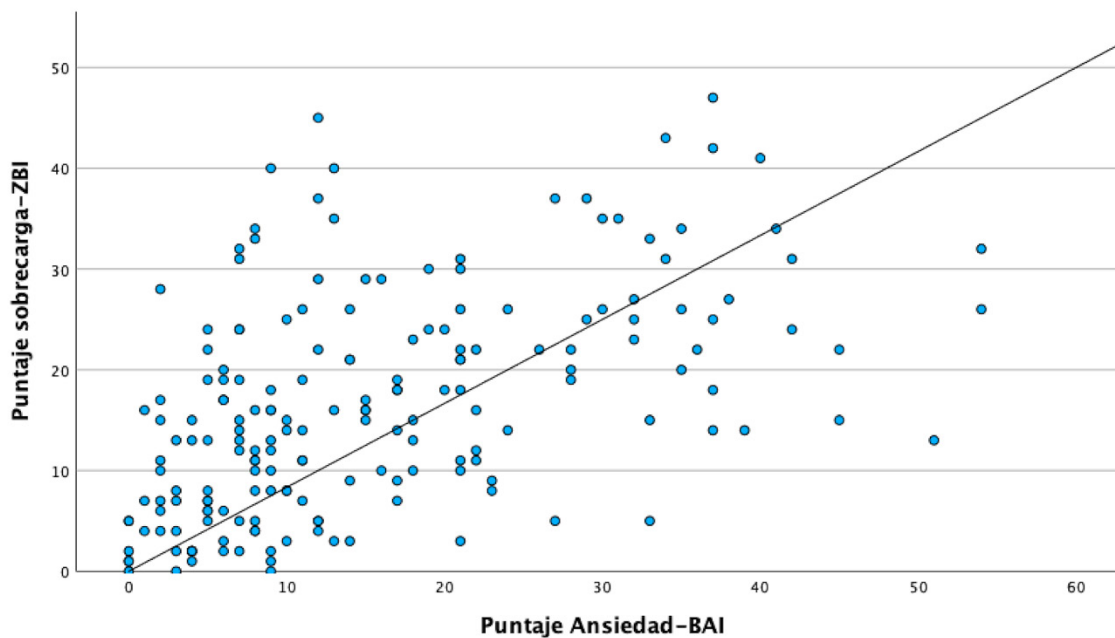
Tabla 2
Niveles de sobrecarga según puntaje del Zarit y prevalencia en la muestra para cada nivel

Nivel de sobrecarga	Puntaje ZBI	n	%
Alto	0-16	104	55.91
Bajo	17-40	82	44.09

Nota. ZBI = Zarit Burden Interview.

Identificamos una correlación positiva, con una fuerza de asociación alta, entre los puntajes de la ZBI y la escala BAI ($r = .51, p < .001$) (véase figura 1).

Figura 1
Diagrama de dispersión que representa la correlación entre los puntajes de la ZBI y del BAI



Nota. BAI = Beck Anxiety Inventory; ZBI = Zarit Burden Interview.

DISCUSIÓN

El estudio tuvo el objetivo de evaluar las propiedades psicométricas de la ZBI en cuidadores de pacientes con enfermedad renal crónica; los resultados obtenidos muestran que posee una estructura de un factor único que explicó el 54.14% de la varianza, con una consistencia interna elevada de acuerdo con una α de Cronbach.

Cabe mencionar que la estructura unifactorial del instrumento difiere de sus validaciones previas, ya que se habían identificado tres factores: impacto del cuidado, relaciones interpersonales y expectativas de autoeficacia en cuidadores de pacientes con enfermedades crónicas (Alpuche et al., 2008), en cuidadores de pacientes pediátricos con una enfermedad crónica (Montero et al., 2014) y cuidadores de pacientes con trastornos mentales (Flores et al., 2019). Sin embargo, la varianza explicada es mayor que la que se muestra en los cuidadores de pa-

cientes con enfermedades crónicas adultos y pediátricos (Alpuche et al., 2008; Montero et al., 2014).

Por otra parte, el instrumento únicamente conservó 12 de sus reactivos originales en los cuidadores de pacientes con trastornos mentales, que mantuvo 17 reactivos (Flores et al., 2019). Las diferencias en la estructura en contraste con su versión original quizá se deban a las características de la población, ya que en este artículo se llevó a cabo con cuidadores de pacientes con enfermedad renal crónica en tratamiento de diálisis peritoneal y hemodiálisis, mientras que el otro fue con pacientes con trastorno neurocognitivo mayor. Al respecto, debemos recordar que la estructura factorial se genera con base en los indicadores que delimitan un constructo, los cuales difieren según las características de la muestra (Gil et al., 2000).

Otra cuestión relevante, en concordancia con lo que señalan Laguado et al. (2019), es que fueron mujeres las

que conformaron la muestra, por lo que es importante resaltar que el cuidado parece ser diferencial entre los géneros. Esta cuestión podría haber afectado la estructura del instrumento debido a que las participantes pudieron subestimar los efectos que tiene el cuidado en ellas; al respecto, basta comentar la resistencia que muestran las mujeres cuidadoras primarias para recibir ayuda de familiares, amigos, vecinos e incluso organismos oficiales en la labor de cuidado, aun cuando se vea sobrepasada su condición de salud (Ríos y Galán, 2012). Por ello, sugerimos en futuras investigaciones un muestreo por cuotas que permita una representación masculina acorde con la realidad que incide en una adecuada estructura factorial al efectuar los análisis estadísticos.

Podemos citar aportes valiosos en este estudio: en primer lugar, ante la afirmación de que los cuidadores con enfermedad renal crónica presentan importantes niveles de carga debido a las características de la enfermedad (Chhetri y Baral, 2020), este instrumento nos permitirá identificar la gravedad del problema en cada individuo a fin de realizar intervenciones pertinentes. En cuanto al proceso de validación, una primera fortaleza es el cálculo de correlaciones policóricas entre reactivos, antes de llevar a cabo el análisis factorial, lo cual es ideal cuando las opciones de respuesta a los reactivos de un instrumento son de tipo ordinal, ya que es una cuestión que hace improbable la identificación de distribuciones normales (Lloret-Segura, 2014).

Una fortaleza más acerca de la evaluación psicométrica es el uso de un método de rotación oblicua para identificar la estructura factorial del instrumento, pues comúnmente se utilizan métodos de rotación ortogonal que asumen independencia de los factores o dimensiones de los constructos en estudio, cuestión no recomendable en el caso de constructos de corte psicológico en los que se asume cierta asociación entre las dimensiones de los conceptos en estudio (Hair et al., 2010). Por otra parte, calcular la consistencia interna por medio del ω de McDonald es una cuestión que garantiza los resultados, pues la mayoría de los estudios han calculado solo α de Cronbach, coeficiente que ha demostrado ser susceptible a las opciones de respuesta de los instrumentos, así como a la proporción de varianza de los test (Ventura-León, 2017). Por último, en este estudio se estima la validez concurrente del ZBI, al calcular la correlación que la muestra obtuvo en este instrumento y en el BAI, cuestión basada en la documentada asociación entre la sobrecarga y la ansiedad (Ángeles-Basilio et al., 2022). Una de las limitaciones de este estudio fue la obtención de la muestra sin considerar el tiempo de cuidado, pues se ha demostrado que la carga puede ser más severa dentro de los primeros meses del diagnóstico y disminuir

con el tiempo, pues, probablemente, los cuidadores se acostumbran al tratamiento de diálisis del paciente y a las necesidades diarias de atención a medida que aumenta el periodo de tratamiento (Nagasawa et al., 2018). Una más es la ausencia de un análisis factorial confirmatorio que permitiera evaluar la bondad de ajuste de la estructura hallada (Jordan-Muiños, 2021). Por último, recomendamos en estudios futuros la validación de instrumentos que aborden la sobrecarga desde una perspectiva multidimensional, pues la entrevista de carga del Zarit, al generar resultados unidimensionales, no evalúa de forma holística la sobrecarga del cuidador y, como Lau et al. (2015) demuestran, al comparar ambos tipos de mediciones, una puntuación unidimensional muestra mayores limitaciones y una menor relevancia práctica. En conclusión, podemos señalar que la escala de sobrecarga del cuidador de Zarit es un instrumento válido y confiable para ser utilizado en cuidadores de pacientes con enfermedad renal crónica, lo cual cobra relevancia ante el inminente aumento en el número de cuidadores, de acuerdo con la Organización Panamericana de la Salud (2019). Sin embargo, recomendamos estudios de validación que prevean muestras más amplias, criterios de inclusión mucho más específicos y que lleven a cabo un análisis factorial confirmatorio para corroborar la estructura encontrada en estudios como el que presentamos en este trabajo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abengózar, M. C. y Serra, E. (1996). Cuestionario de sobrecarga en cuidadoras de ancianos con demencia: SCAD. *Geriatrica*, 12, 15-21.
- Alpuche, V., Ramos, B., Rojas, M. y Figueroa, C. (2008). Validez de la entrevista de carga de Zarit en una muestra de cuidadores informales. *Psicología y Salud*, 18 (2), 237-245. <https://doi.org/10.25009/pys.v18i2.665>
- Ángeles-Basilio, M. B., Hernández-De la Cruz, J. A., Jiménez-Palacios, L. S., Mendoza-Aguilera, L. E., Vidal-Velazco, E. A., Domínguez-Vieyra, N. A., López-Gómez, A. y Landa-Ramírez, E. (2022). Ansiedad, depresión y sobrecarga en el cuidador primario informal del paciente de emergencias médicas: un estudio retrospectivo. *Revista de Educación e Investigación en EMERGENCIAS*, 4(2), 120-127. <https://doi.org/10.24875/REIE.21000080>
- Aron A. y Aron E. (2002). *Estadística para psicólogos*. Prentice Hall.
- Asociación Americana de Psicología (APA) (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychological Association*, 57, 1060-1073.
- Baglin, J. (2014). Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: A demonstration using FACTOR. *Practical*

- Assessment, Research, and Evaluation*, 19(1), 5. <https://doi.org/10.7275/dsep-4220>
- Barba, J. (2018). México y el reto de las enfermedades crónicas no transmisibles. El laboratorio también juega un papel importante. *Rev Latinoam Patol Clin Med Lab*, 65 (1), 4-17. <https://www.medigraphic.com/pdfs/patol/pt-2018/pt181a.pdf>
- Becerra, A. L. y Ramos, B. (2021). Cuidador primario informal (CPI): necesidades psicosociales y estrategias de atención psicológica. En L. Reynoso y A. L. Becerra (coords.). *Medicina conductual: avances y perspectivas* (pp. 209-224). Qartuppi.
- Beck, A. T., Brown, G., Epstein, N. y Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 893-897 <https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.893>
- Bello, A. K., Okpechi, I. G., Levin, A., Ye, F., Saad, S., Zaidi, D., Houston, G., Damster, S., Arruebo, S., Abu-Alfa, A., Ashuntantang, G., Caskey, F.J., Cho, Y., Coppo, R., Davids, R., Davison, S., Gaipov, A., Htay, H., Jindal, K. y Yeung E, Johnson, D. W. (2023). *A report by the International Society of Nephrology: An Assessment of Global Kidney Health Care Status focussing on Capacity, Availability, Accessibility, Affordability and Outcomes of Kidney Disease*. International Society of Nephrology. <https://doi.org/10.1001/jama.2017.4046>
- Cárdenas, J. M. y Arancibia, H. (2014). Potencia estadística y cálculo del tamaño del efecto en G* Power: complementos a las pruebas de significación estadística y su aplicación en psicología. *Salud & Sociedad*, 5(2), 210-244. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2014.0002.00006>
- Cárdenas, C. E. M., Paricahua, M. M. y Gabino, G. R. (2023). Propiedades psicométricas de la escala de sobrecarga de Zarit en cuidadores formales e informales de personas con esquizofrenia. *PsiqueMag*, 12(2), 67-78. <https://doi.org/10.18050/psiquemag.v12i2.2389>
- Carrete, S., Garcés, J. y Ródenas, F. (2006). *La sobrecarga de las cuidadoras de personas dependientes: análisis y propuestas de intervención psicosocial. Políticas de bienestar social*. <http://envejecimiento.csic.es/documentos/documentos/polibienestar-sobrecarga-02.pdf>
- Chen, T. K., Knicely, D. H. y Grams, M. E. (2019). Chronic kidney disease diagnosis and management: a review. *JAMA*, 322(13), 1294-1304. <https://doi.org/10.1001/jama.2019.14745>
- Chhetri, S. K. y Baral, R. (2020). Caregiver burden among caregivers of patient undergoing hemodialysis in Tertiary Care Center: A descriptive cross-sectional study. *JNMA; Journal of the Nepal Medical Association*, 58(223), 148-152. <https://doi.org/10.31729/jnma.4779>
- Chudasama, Y. V., Gillies, C. L., Zaccardi, F., Coles, B., Davies, M. J., Seidu, S. y Khunti, K. (2020). Impact of COVID-19 on routine care for chronic diseases: A global survey of views from healthcare professionals. *Diabetes & Metabolic Syndrome: Clinical Research & Reviews*, 14(5), 965-967. <https://doi.org/10.1016/j.dsx.2020.06.042>
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement* 20(1), 37-46. <https://doi.org/10.1177/001316446002000104>
- Cortada de Kohan, N. (2004). *Teoría y métodos para la construcción de escalas de actitudes*. Lugar Editorial.
- Daré, L. O., Bruand, P. E., Gérard, D., Marin, B., Lameyre, V., Boumédiène, F. y Preux, P. M. (2019). Co-morbidities of mental disorders and chronic physical diseases in developing and emerging countries: a meta-analysis. *BMC Public Health*, 19, 1-12. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-6623-6>
- Da Silva, C. Y. (2019). *Ser cuidador. Estrategias de cuidado para el adulto mayor*. Manual Moderno.
- DeVon, H. A., Block, M. E., Moyle-Wright, P., Ernst, D. M., Hayden, S. J., Lazzara, D. J., Savoy, S. M. y Kostas-Polston, E. (2007). A psychometric toolbox for testing validity and reliability. *Journal of Nursing Scholarship*, 39(2), 155-164. <https://doi.org/10.1111/j.1547-5069.2007.00161.x>
- De Winter, J. C. (2013). Using the Student's t-test with extremely small sample sizes. *Practical Assessment, Research y Evaluation*, 18(10), 1-12. <https://doi.org/10.7275/e4r6-dj05>
- Ellis, P.D. (2010). *The essential guide to effect sizes: Statistical power, meta-analysis, and the interpretation of research results*. Cambridge University Press.
- Elosua Oliden, P. y D. Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8747>
- Fayad, A., Buamscha, D. y Ciapponi, A. (2018). *Momento adecuado para el inicio de la terapia de reemplazo renal en la insuficiencia renal aguda*. Cochrane. https://www.cochrane.org/es/CD010612/RENAL_momento-adecuado-para-el-inicio-de-la-terapia-de-reemplazo-renal-en-la-insuficiencia-renal-aguda.
- Fisher, L. y Ransom, D. C. (1995). An empirically derived typology of families: I. Relationships with adult health. *Family Process*, 34(2), 161-182. <https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.1995.00161.x>
- Flores, M., Galindo, O., Jiménez, J., Riviera, L. y González, E. (2019). Validación de la entrevista de carga de Zarit en cuidadores primarios informales de pacientes con diagnóstico de enfermedades mentales. *Psicología y Salud*, 29 (1), 17-24. <https://doi.org/10.25009/pys.v29i1.2564>
- Flores-Terrones, M., Galindo-Vázquez, Ó., Jiménez-Genchi, J., Rivera-Fong, L. y González-Rodríguez, E. (2019). Validación de la entrevista de carga de Zarit en cuidadores primarios informales de pacientes con diagnóstico de enfermedades mentales. *Psicología y Salud*, 29(1), 17-24. <https://doi.org/10.25009/pys.v29i1.2564>
- George, L. K. y Gwyther, L. P. (1986). Caregiver well-being: A multidimensional examination of family caregivers of demented adults. *The Gerontologist*, 26(3), 253-259. <https://doi.org/10.1093/geront/26.3.253>
- Gil, J. A. P., Moscoso, S. C. y Rodríguez, R. M. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirma-

- torio para obtener evidencias de validez. *Psicobema*, 12(Su2), 442-446. <https://www.redalyc.org/pdf/727/72797102.pdf>
- Göktaş, A. y Işçi, O. (2011). A comparison and normality test of some measures of association via simulation for rectangular doubly ordered cross tables. *Metod Zv*, 8, 17-37. <https://doi.org/10.5897/SRE11.1283>
- Hair, J. F. Jr., Black, W. C., Babin B. J. y Anderson, R. E. (2010) *Multivariate data analysis*. Prentice Hall.
- Hayton, J. C., Allen, D. G. y Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Instituto Nacional de Geografía y Estadística (2019). *Características de las defunciones registradas en México durante 2019*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2020/EstSociodemo/D_efuncionesRegistradas2019.pdf
- Instituto Nacional de Geografía y Estadística (2020). Se presentan resultados sobre la Encuesta Nacional sobre el Uso del Tiempo (ENUT) 2019. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2020/ENUT/Enut_Nal20.pdf
- Iraizoz Barrios, A. M., Brito Sosa, G., Santos Luna, J. A., León García, G., Pérez Rodríguez, J. E., Jaramillo Simbaña, R. M. y Falconí Peláez, S. V. (2022). Detección de factores de riesgo de enfermedad renal crónica en adultos. *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 38(2).
- Jordan-Muiños, F. M. (2021). Valor de corte de los índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psocial*, 7(1), 66-71. <http://www.scielo.org.ar/pdf/psocial/v7n1/2422-619X-psocial-7-1-66.pdf>
- Joseph, S. J., Bhandari, S. S., Dutta, S., Khatri, D. y Upadhyay, A. (2021). Assessing burden and its determinants in caregivers of chronic kidney disease patients undergoing haemodialysis. *Open Journal of Psychiatry & Allied Sciences*, 12(2), 96-100. <https://doi.org/10.5958/2394-2061.2021.00017.3>
- Kaliya-Perumal, A. K., Korlakunta, A., Kharlukhi, J. y Devireddy, S. (2021). A novel scale for assessing the burden of caregiving for functionally compromised patients: Proposal and validation. *Korean Journal of Family Medicine*, 42(1), 31-37. <https://doi.org/10.4082/kjfm.19.0063>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford.
- Laguado, E. (2019). Perfil del cuidador del paciente con enfermedad renal crónica: una revisión de la literatura. *Enfermería Nefrológica*, 22(4), 352-359. <https://dx.doi.org/10.4321/s2254-28842019000400002>
- Lau, S., Chong, M. S., Ali, N., Chan, M., Chua, K. C. y Lim, W. S. (2015). Caregiver burden: Looking beyond the unidimensional total score. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*, 29(4), 338-346. <https://doi.org/10.1097/WAD.0000000000000085>
- Lebel, S., Mutsaers, B., Tomei, C., Leclair, C. S., Jones, G., Petricone-Westwood, D., Rutkowski, N., Ta, V., Trudel, G., Laflamme, S. Z., Lavigne, A. A. y Dinkel, A. (2020). Health anxiety and illness-related fears across diverse chronic illness-
es: A systematic review on conceptualization, measurement, prevalence, course, and correlates. *Plos One*, 15(7), e0234124. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0234124>
- Lloret-Segura S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Martín-Carrasco, M., Domínguez-Panchón, A. I., Muñoz-Hermoso, P., González-Fraile, E., & 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>
- Martínez, S. (2020). Síndrome del cuidador quemado. *Revista Clínica de Medicina de Familia*, 13(1), 97-100. <https://www.redalyc.org/journal/1696/169664753013/169664753013.pdf>
- Molero, M. M., Pérez, M. C. y Gázquez, J. J. (2016). Cuidadores familiares, no profesionales o informales: revisión de la terminología en publicaciones científicas. *Revista Facultad de Ciencias de la Salud UDES*, 3 (1), 68-76. <https://journalhealthsciences.com/index.php/UDES/article/view/104/AR.1%20Molero>
- Montero, I. y León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health psychology*, 7(3), 847-862. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33770318.pdf>
- Montero, X., Jurado, S., Valencia, A., Méndez, J. y Mora, I. (2014). Escala de carga del cuidador de Zarit: evidencia de validez en México. *Psicooncología*, 11(1), 71-085. https://doi.org/10.5209/rev_PSIC.2014.v11.n1.44918
- Nagasawa, H., Sugita, I., Tachi, T., Esaki, H., Yoshida, A., Kanematsu, Y., Noguchi, Y., Kobayashi, Y., Ichikawa, E., Tsuchiya, T. y Teramachi, H. (2018). The relationship between dialysis patients' quality of life and caregivers' quality of life. *Frontiers in Pharmacology*, 9, 770. <https://doi.org/10.3389/fphar.2018.00770>
- Neira-Vallejos, S. y Ortiz, M. S. (2020). Comparación social y su impacto en enfermedades crónicas. Una revisión sistemática. *Terapia Psicológica*, 38(2), 243-258. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082020000200243>
- Organización Mundial de la Salud (2022). *Enfermedades no transmisibles* <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/noncommunicable-diseases>
- Organización Mundial de la Salud (2017). *Evidence profile: caregiver support*. <https://www.who.int/ageing/health-systems/icope/evidence-centre/ICOPE-evidence-profile-caregiver.pdf?ua=1>
- Organización Panamericana de la Salud (s.f.). *Enfermedades no transmisibles*. <https://www.paho.org/es/temas/enfermedades-no-transmisibles>
- Organización Panamericana de la Salud (s.f.). *Enfermedad crónica del riñón*. <https://www.paho.org/es/temas/enfermedad-cronica>

- ca-rinon
- Organización Panamericana de la Salud (2019). *El número de adultos mayores con necesidades de cuidado a largo plazo se triplicará para 2050 en las Américas, advirtió la OPS*. https://www3.paho.org/hq/index.php?option=com_content&view=article&id=15474:number-of-older-adults-with-long-term-care-needs-will-triple-by-2050-paho-warns&Itemid=1926&lang=es
- Quishpe-Santillán, S. C. (2022). *Escala de sobrecarga del cuidador de Zarit. Propiedades psicométricas y validación en cuidadores informales de adultos mayores en Cayambe, Ecuador* (tesis de maestría, Universidad del Azuay).
- Ramírez, J. M., González, A. L., Ruiz, M. A. Oudhof, H. y Barcelata, E. B. (2023). Resiliencia y enfermedades crónicas. Una revisión sistemática. *CIENCIA ergo-sum*, 30(1). <http://doi.org/10.30878/ces.v30n1a4>
- Reinares, M., Vieta, E., Colom, F., Martínez-Arán, A., Torrent, C., Comes, M., Sánchez-Moreno, J., Goikolea, J. M. y Benabarre, A. (2004). Evaluación de la carga familiar: una propuesta de escala autoaplicada derivada de la escala de desempeño psicosocial [An assessment of family burden: A proposal for a self-administered scale derived from the Spanish version of the Social Behaviour Assessment Schedule]. *Revista de Psiquiatría de la Facultad de Medicina de Barcelona*, 31 (1), 7-13. <https://psycnet.apa.org/record/2004-13902-001>
- Ríos, A. E. R. y Galán, M. G. N. (2012). Cuidadores: responsabilidades-obligaciones. *Revista de Enfermería Neurológica*, 11(3), 163-169. <https://www.medigraphic.com/pdfs/enfneu/ene-2012/ene123i.pdf>
- Rivas, J. y Salcedo, R. (2017). La institucionalidad del cuidador familiar en un centro hospitalario. *Rev CONAMED*, 22(2), 93-97. <https://www.medigraphic.com/pdfs/conamed/con-2017/con172g.pdf>
- Robles, R., Varela, R., Jurado, S. y Páez, F. (2001). The Mexican version of Beck Anxiety Inventory: Psychometric properties. *Revista Mexicana de Psicología*, 18(2), 211-218.
- Schultz, C. S., Becerra, M. T. M. y De Gálvez Pozo, M. (2020). PO 011. Vivir hasta el final sin cuidador es posible. A propósito de un caso. *Medicina Paliativa*, 27 (1), 16-16. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8488338>
- Schwartz, C. E., Powell, V. E. y Eldar-Lissai, A. (2017). Measuring hemophilia caregiver burden: Validation of the Hemophilia Caregiver Impact measure. *Quality of Life Research: an International Journal of Quality of Life Aspects of Treatment, Care and Rehabilitation*, 26(9), 2551-2562. <https://doi.org/10.1007/s11136-017-1572-y>.
- Secretaría de Gobernación (2014). Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud. *Diario Oficial de la Federación*. https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5339162&fecha=02/04/2014
- Sociedad Mexicana de Psicología (2010). *Código ético del psicólogo*. Trillas.
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate Statistics* (5a. ed.). Allyn & Bacon.
- Tamayo, J. A. y Lastiri, S. La dimensión del problema de la enfermedad renal crónica en México. En A. Treviño (ed.). *Atención nefrológica en México*. UNAM.
- Teixidó-Planas, J., Tarrats, L., Arias, N. y Cosculluela, A. (2006). Cuestionario de sobrecarga de cuidadores de pacientes de diálisis peritoneal. *Nefrología*, 26 (1), 74-83. <https://www.revistanefrologia.com/es-cuestionario-sobrecarga-cuidadores-pacientes-dialisis-articulo-X0211699506019224>
- Teixidó-Planas, J., Velasco, L. T., Suárez, N. A. y Mas, A. C. (2018). Sobrecarga de los cuidadores de pacientes de diálisis peritoneal. Validación de cuestionario y baremos. *Nefrología*, 38(5), 535-544. <https://doi.org/10.1016/j.nefro.2018.02.006>
- Van Wijngaarden, B. O. B., Schene, A. H., Koeter, M., Vázquez-Barquero, J. L., Knudsen, H. C., Lasalvia, A., McCrone, P. y EPSILON Study Group (2000). Caregiving in schizophrenia: development, internal consistency, and reliability of the Involvement Evaluation Questionnaire-European Version: EPSILON Study 4. *The British Journal of Psychiatry*, 177(S39), s21-s27. <https://www.cambridge.org/core/journals/the-british-journal-of-psychiatry/article/caregiving-in-schizophrenia-development-internal-consistency-and-reliability-of-the-involvement-evaluation-questionnaire-european-version/5D3B090FB5C669CA5D9E7329B5092A2D>
- Ventura-León, L. L. y Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/journal/773/77349627039/html/>
- Vilaplana, M., Ochoa, S., Martínez, A., Villalta, V., Martínez-Leal, R., Puigdollers, E., Salvador, L., Martorell, A., Muñoz, P. E. y Haro, J. M. (2007). Validación en población española de la entrevista de carga familiar objetiva y subjetiva (ECFOS-II) en familiares de pacientes con esquizofrenia. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 35(6).
- Zarit, S. H., Orr, N. K. y Zarit, J. M. (1985). *The hidden victims of Alzheimer's disease. Families under stress*. New York University Press.

Recibido: enero 26, 2023

Última revisión: marzo 19, 2023

Aceptado: agosto 31, 2023