



Interdisciplinaria

ISSN: 0325-8203

ISSN: 1668-7027

interdisciplinaria@fibercorp.com.ar

Centro Interamericano de Investigaciones Psicológicas y
Ciencias Afines

Argentina

González-Tovar, José; Garza-Sánchez, Rosa Isabel
La medición de soledad en personas adultas mayores: estructura
interna de la escala ESTE en una muestra del norte de México
Interdisciplinaria, vol. 38, núm. 3, 2021, Septiembre-Diciembre, pp. 169-184
Centro Interamericano de Investigaciones Psicológicas y Ciencias Afines
Buenos Aires, Argentina

DOI: <https://doi.org/10.16888/interd.2021.38.3.10>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=18067032010>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

[redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

La medición de soledad en personas adultas mayores: estructura interna de la escala ESTE en una muestra del norte de México

Loneliness measurement in older adults: internal structure of the ESTE scale in a sample of northern Mexico

José González-Tovar¹ y Rosa Isabel Garza-Sánchez²

¹Doctor en Ciencias de la Educación por la Universidad Autónoma de Coahuila (UAdeC), México. Profesor Investigador de Tiempo Completo de la Facultad de Psicología (UAdeC). Miembro del Sistema Nacional de Investigadores del CONACyT, Nivel 1. Miembro del Cuerpo Académico en Consolidación Salud Mental. Coordinador de Posgrado de la Facultad de Psicología (UAdeC). E-mail: josegonzaleztovar@uadec.edu.mx

²Doctora en Ciencias de la Educación por la Universidad Autónoma de Coahuila, México. Profesor Investigador de tiempo completo de la Facultad de Trabajo Social (UAdeC). Miembro del Sistema Nacional de Investigadores del CONACyT, Nivel Candidato. E-mail: isabelgarza@uadec.edu.mx

Universidad Autónoma de Coahuila.
Saltillo, Coahuila, México.

Resumen

El objetivo de este trabajo fue identificar la estructura interna de la escala de medición de la soledad ESTE, creada en España y aplicada en población de adultos mayores de la ciudad de Saltillo, Coahuila, México. El estudio fue de corte cuantitativo con un diseño instrumental. Se evaluó la estructura interna y propiedades métricas del instrumento a través del Análisis Factorial Exploratorio (AFE), el Análisis Paralelo (AP) y el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) en una muestra por conveniencia de 396 adultos mayores 55.8 % mujeres y 44.2 % hombres de 60 a 95 años ($M = 69.81$, $DE = 6.96$) que asistían a los servicios de consulta externa en el Centro Estatal del Adulto Mayor (CEAM) y en los programas de la Comisión de Derechos Humanos del Estado de Coahuila, México. En el AFE se obtuvo una solución de cuatro factores que explicó el 53.45 % de la varianza y en el Análisis Paralelo la varianza explicada total fue de 57.3 %. Los factores

que más varianza explicaron son soledad social (24.31 %), soledad familiar (12.13 %) y crisis existencial (10.18 %). El factor soledad conyugal fue el componente con menor explicación (6.81 %). El coeficiente alfa ordinal resultó con alta fiabilidad ($\omega = .920$). Se obtuvieron cuatro factores con 22 indicadores. En el Análisis Confirmatorio se obtuvieron índices de bondad de ajuste adecuados. La escala validada para población mexicana es una herramienta útil para medir el nivel de soledad. Con este estudio, se obtuvo evidencia de la validez de la estructura interna de la escala y se estimó la confiabilidad de la escala de soledad ESTE adaptada a población mexicana.

Palabras clave: adulto mayor, soledad, medición, análisis factorial, validez.

Abstract

The objective was to identify the internal structure of the measurement scale of the loneliness ESTE, created in Spain and applied

in the population of older adults in the city of Saltillo, Coahuila, México. Loneliness has been conceptualized as perceived social isolation and has been described as a condition that can become serious, however, it has been seen as a subjective experience of lack of affection, intimacy, and closeness with family and/or friendships, as well as the difference between the preferred level and the actual level of social contact a person has. Lack of support networks and cohabitation in the homes of older adults generate conditions of vulnerability, which results in a weakness in the health issue, as well as being exposed to greater fragility that prevents maintaining the usual pace of life. The study was quantitative with instrumental design. We assessed the internal structure of the instrument through exploratory factor analysis (AFE) and confirmatory factorial analysis (AFC) in a convenience sample of 396 adults 55.8 % women and 44.2 % men from 60 to 95 years ($M = 69.81$, $DE = 6.96$) attending medical service in the State Center of the Elderly and in the programs of the Commission of Human Rights of the state of Coahuila, Mexico. The EAST scale measuring loneliness in older adults was used, with 34 items grouped into four factors: family loneliness, marital loneliness, social loneliness, and existential crisis. The response format is ordinal with five options ranging from Never to Always. In addition, three questions were included regarding the perception of health. The McDonald's coefficient for instrument reliability was estimated for each of the dimensions. The analysis of the data was an Exploratory Factor Analysis (EFA) and the Confirmatory Factor Analysis (CFA). 79.8 % believe that their health is good health, this percentage being higher than those who consider their health to be bad and lousy. Compared to a person their age, 62.4 % of older adults are considered equal, 30.3 % feel better, and 6.8 % consider themselves worse, with differences in these three response groups. In conclusion, they were asked if they were satisfied with their lives, to which 94.4

% said yes. The four-factor solution explained 53.45 % of the variance and in the parallel analysis the total explained variance was 57.3 %. The factors that most variance explained are social loneliness (24.31 %) family solitude (12.13 %) and existential crisis (10.18 %). The marital loneliness factor was the least explained component (6.81 %). The ordinal alpha coefficient resulted with high reliability ($\omega = .920$). Four factors were obtained with 22 indicators. According to the indicators, the model with correlated factors presented a close approximation between the hypothetical model and the data, this according to the value obtained in the RMSEA, which was .050, which is of good adjustment, the CFI presented a good fit since a value of .974 was reported, values between .950 and .990 are considered appropriate. The GFI and AGFI had values greater than .90, which represent good adjustment. Additionally, the performance of variables from sociodemographic groups showed no significant differences in totals estimates per factor. The validated scale for Mexican population is a useful tool to measure the level of loneliness. This study obtained evidence of the validity of the internal structure of the scale and estimated the reliability of the ESTE loneliness scale adapted to the Mexican population.

Keywords: older adult, loneliness, assessment, factor analysis, validity.

Introducción

El envejecimiento es un proceso natural que pasa todo ser vivo y trae cambios físicos, psicológicos y sociales en la persona. Se considera que hay envejecimiento poblacional cuando los adultos mayores sobrepasan el 15 % del total de la población (Ajá Díaz et al., 2012), por lo que el aumento de la población adulta hace necesario abordar de manera integral el envejecimiento (Reyes Torres y CastilloHerrera, 2011). Existen diversos estudios que centran la atención en los efectos negativos del envejecimiento (Böger y Huxhold, 2017; Engel, 2017).

La carencia de redes de apoyo y la convivencia en los hogares de los adultos mayores generan condiciones de vulnerabilidad que se combinan con indicadores demográficos, como el ingreso económico y las condiciones de dependencia (Monteiro y Paredes, 2016), que tienen como resultado una debilidad en el tema de la salud, además de estar expuestos a una mayor fragilidad que impide mantener el ritmo de vida acostumbrado (Tisnés y Salazar-Acosta, 2016).

La soledad se ha conceptualizado como el aislamiento social percibido y se le ha descrito como una condición que puede llegar a ser grave (Cacioppo y Cacioppo, 2012; Weiss, 1973). Sin embargo, se la ha visto como una experiencia subjetiva de falta de afecto, intimidad y cercanía con la familia o amistades (Ong, Uchino y Wethington, 2016), así como la diferencia entre el nivel preferido y el nivel real del contacto social que tiene una persona (Peplau y Perlman, 1982).

Al analizar los aspectos positivos, se ha visto como una herramienta que motiva la renovación de las conexiones sociales o para aumentar la sensibilidad a las amenazas sociales (Cacioppo y Cacioppo, 2012). La soledad se ha trabajado regularmente desde dos perspectivas: la soledad social y la soledad emocional, o soledad objetiva y subjetiva (Llobet, Canut y Ávila, 2009). La soledad objetiva es entendida cuando no se está satisfecho con las relaciones sociales que se tienen, con el número y la frecuencia, además de la falta de apoyo y compañía. Por su parte, la soledad subjetiva se relaciona con la percepción de sentirse solo.

Las habilidades de afrontamiento están condicionadas por el sentimiento de soledad y el aislamiento social percibido (Stefani, Seidmann, Pano, Acrich y Pupko, 2003), y se agravan con la carencia de relaciones sociales de calidad (Arranz, Giménez-Llort, De Castro, Baeza y De La Fuente, 2009), además de contemplar la hipótesis de la viudez y la pérdida de seres queridos como un factor de riesgo de aislamiento social (Reyes-Rodríguez,

Cujiño-Medrano, Cano-Santana, Orozco-Barragán, Pereira-Morales y Díaz-Trujillo, 2020). De igual forma, la soledad desde una perspectiva subjetiva se relaciona con una connotación negativa o no deseada, derivada de la percepción de las relaciones o el nivel de compromiso social (Victor, Scambler, Bowling y Bond, 2005).

Por otro lado, el estar o vivir solo no es forzosamente sinónimo de soledad; el problema se produce cuando la persona no está satisfecha con la cantidad o calidad de las relaciones (Rubio, Pinel y Rubio, 2011). La soledad está caracterizada por ser multidimensional, subjetiva y secuencial, y una forma de evaluarla es a través de las fuentes de afecto deficitario y de las conductas de afrontamiento ante la soledad (Montero-López y Sánchez Sosa, 2001).

Otros estudios relacionan la soledad con diversas variables, como el sexo, vivir solo, tener pocos amigos, el estado nutricional, antecedentes de accidente cerebrovascular y una mala percepción del estado de salud (Jürschik, Botigué, Nuin y Lavedán, 2013), el nivel cultural del cuidador (Otero et al., 2006, citado por Gallo Estrada y Molina Mula, 2015), así como una mayor edad, menor ingreso, estar viudo o separado, y un bajo nivel educativo (Cardona Jiménez, Villamil Gallego, Henao Villa y Quintero Echeverri, 2013). Se han desarrollado propuestas encauzadas a disminuir la soledad a fin de que se mejoren las habilidades sociales, se promueva el soporte social, se aumenten las oportunidades para la interacción social y se trabaje con los pensamientos sociales mal adaptativos (Gené-Badia, Ruiz-Sánchez, Obiols-Masó, Oliveras Puig y Lagarda Jiménez, 2016), siendo este último término una de las intervenciones más exitosas para reducir la soledad (Masi, Chen, Hawkey y Cacioppo, 2010).

En ocasiones, es más peligroso sentirse solo que estar realmente solo, sentimiento que se asocia a un mayor riesgo de demencia en los años posteriores (Holwerda et al., 2014) aunado a un declive funcional más rápido

(Buchman et al., 2010; Perissinotto, Stijacic Cenzer y Covinsky, 2012). El afrontamiento a la soledad está encaminado a formas activas, por lo que se deben buscar estrategias y mecanismos externos e internos en la vida diaria para promover las potencialidades en el adulto mayor (Cardona Jimenez, Villamil Gallego, Henao Villa y Quintero Echeverri, 2011).

La soledad tiene múltiples repercusiones en los adultos mayores; por ejemplo, Russell, Cutrona, De la Mora y Wallace (1997) han evaluado la relación entre la soledad y el ingreso a un hogar de ancianos y observaron que la influencia de la soledad sigue siendo un factor predictor de las disminuciones en la salud mental. Hawkey y Cacioppo (2007) mencionan que los niveles de soledad son relativamente estables a lo largo de la vida y que es en la vejez cuando se muestran contrastes, especialmente cuando se asocia con las diferencias individuales en los comportamientos en salud, la exposición al estrés, el afrontamiento y los procesos restaurativos. Segrin y Passalacqua (2010) indican que la soledad está relacionada con el número de relaciones cercanas, el mal sueño y la adherencia médica, y señalan una asociación entre soledad y mala salud; por su parte, Segrin y Domschke (2011) concluyen que el apoyo social se asocia a una mejor salud y la soledad, con una mala salud.

Resulta importante determinar las variables a medir cuando se trabaja con el adulto mayor, considerar el contexto y la escala a utilizar. Se han validado algunas de las escalas existentes para medir la soledad en esta población, tal es el caso de la adaptación de la Escala para la Evaluación de la Soledad Social y Emocional en Adultos SESLA-S, que resultó con una fiabilidad adecuada ($\alpha = .844$) con tres factores que explican el 63.51 % de la varianza, lo que muestra una adaptación adecuada y se reconoce como una medida eficaz para la evaluación de la soledad desde un enfoque multidimensional (Yarnos Yaben, 2008). La Escala de Soledad de la Universidad de California en Los Ángeles (UCLA) cuenta con tres dimensiones: percepción subjetiva de la soledad,

apoyo familiar y apoyo social. Un estudio en personas adultas mayores que vivían solas, realizado por Velarde-Mayol et al. (2016), obtuvo un alfa de Cronbach de .95, considerado como un instrumento útil y sensible para medir el sentimiento de soledad. Otro estudio con la Escala R-UCLA identificó un modelo de soledad con dos factores: sentirse aislados y las conexiones sociales disponibles, y un alfa de Cronbach de .87 (Lee y Cagle, 2017).

La Escala ESTE para medir la soledad creada en la Universidad de Granada, España, por Rubio y Rico (1999) está integrada por 34 ítems que proceden de instrumentos objetivos tales como la VCLA, la ESLI, la SELSA y la escala de Satisfacción Vital de Philadelphia, seleccionadas por su capacidad para explicar la varianza de un grupo de ítems subjetivos de soledad, tales como la autopercepción del nivel de soledad, la percepción del nivel de apoyo social recibido y el nivel de satisfacción con los contactos sociales. Está dividida en cuatro factores: soledad familiar, soledad conyugal, soledad social y crisis existencial, con una alta fiabilidad medida a través del alfa de Cronbach (.917).

Esta escala cuenta con adaptaciones culturales en países como Paraguay (Barreto y Sosa, 2011) y Colombia (Cardona Jiménez, Villamil Gallego, Henao Villa y Quintero Echeverri, 2010; Cardona Jiménez et al., 2013). En Paraguay, se cambió la redacción de los ítems, todos en positivo, con previa autorización de los autores. También se sugirió incorporar los ítems por apartado para su mejor comprensión en el área pertinente y realizar un filtro para aquellos adultos mayores viudos o que no cuenten con pareja, debido a la poca respuesta dada por ellos. Por su parte, en la adaptación realizada en Colombia, se situaron, en primer lugar, las preguntas redactadas en positivo (1 a la 21) y después las negativas (22 a la 34). La consistencia interna de la escala fue alta (.90) y por factor quedaron de la siguiente manera: en soledad familiar (.82), en soledad conyugal (.91), en soledad social (.85) y en crisis de adaptación (.89), mientras que en el

análisis factorial los cuatro componentes principales de la escala ESTE explicaron el 55.9 % de la varianza total.

Asimismo, este instrumento cuenta con estudios de validación ([Escala ESTE II], Pinel, Rubio y Rubio, 2009) que surgen de una revisión de las principales escalas que miden la soledad a partir de la valoración de expertos (psicología, sociología y trabajo social), y se obtiene una nueva versión de la Escala de Soledad Social con un coeficiente de .72 y 15 ítems divididos en tres factores –percepción de apoyo social, uso de nuevas tecnologías e índice de participación social subjetiva–, y tres opciones de respuesta. Los tres factores explicaron el 42.86 % de la varianza.

La aplicación de la Escala ESTE-R en adultos mayores en Colombia (Cerquera, Cala y Galvis, 2013), conformada por 30 ítems después de haber sido revisada por jueces, mostró niveles altos de validez y confiabilidad ($\alpha = .925$) para todas las variables de la escala y una solución de cuatro factores que explican el 58.6 % de la varianza de los datos. Por lo tanto, estas escalas se postulan como herramientas útiles y confiables que miden la soledad presente en los adultos mayores desde una perspectiva objetiva o subjetiva.

En México, son pocos los estudios encontrados que midan la soledad en el adulto mayor. Montero-López y Rivera-Ledezma (2009) evaluaron la soledad a partir de la subescala de Carencia de Bienestar Emocional del Inventario Multifacético de Soledad (IMSOL-AM), que es una evaluación sencilla y práctica de la soledad en estudios clínicos y sociales en los que, a mayor puntaje, mayor soledad. Compuesta por 20 ítems con opciones de respuesta tipo Likert de cinco puntos, los adultos mayores encuestados esperaban ser atendidos en una clínica de salud en la ciudad de México. A partir del análisis factorial exploratorio, se identificaron dos factores que explicaron el 57.7 % de la varianza y un índice de consistencia interna de .95. Por otro lado, Torres Ferman et al. (2012) realizaron un estudio teórico con algunos elementos rela-

cionados con la soledad y la salud, y Montero López y Sánchez Sosa (2001) identificaron los componentes psicológicos vinculados a la experiencia de la soledad y propusieron un esquema integral para su abordaje en adultos mayores, tomando en cuenta las características culturales del mexicano. Sin embargo, en los dos estudios citados previamente no se realizó una investigación empírica en población mexicana para identificar la soledad.

No se encontró otro estudio que midiera la soledad en adultos mayores o escalas adaptadas y validadas para medir este constructo en México, por lo que este estudio cobra una relevancia importante.

En México, el 11.1 % de la población total son personas de 60 años o más y se espera que para el 2050 ocupe el primer lugar en América Latina (Naciones Unidas [UN], 2015). El Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación (CONAPRED, 2010), en México, menciona que los adultos mayores son los más discriminados del país y que la misma familia es el ámbito en el que esa discriminación sucede con mayor frecuencia. El Consejo Nacional de Población (CONAPO, 2014) señala que la transición demográfica en México irá en aumento. Por otro lado, la Encuesta Nacional sobre Discriminación ([ENADIS] CONAPRED, 2011) mostró la situación de la población adulta mayor en el 2010 y se identificaron las tres problemáticas que atañen más a este grupo poblacional: problemas económicos (40.3 %); enfermedad, acceso a los servicios de salud y medicamentos (37.3 %) y problemas laborales (25.9 %), los cuales son factores que influyen en el sentimiento de soledad percibido al ver sus ingresos reducidos a partir de la jubilación y el declive funcional a causa de enfermedades relacionadas con la edad. En relación con el estado de su salud, el 49.4 % respondió “regular”, el 17.6 %, “muy mala” o “mala” y el 32.6 %, “muy bueno” o “bueno”.

El objetivo del presente estudio fue validar la estructura interna de la escala de soledad ESTE con la finalidad de contar con un

instrumento que identifique la realidad que el adulto mayor mexicano experimenta y así tener bases claras para el diseño de estrategias acordes con esa realidad. Se seleccionó la escala ESTE (Rubio y Rico, 1999) debido a los cuatro factores que la componen y su alta fiabilidad.

Método

Diseño

El estudio es de corte cuantitativo y el diseño es un estudio instrumental. Se analizó la estructura y las propiedades métricas de un instrumento con el propósito de validar su uso en diferente contexto y demostrar la equivalencia cultural (Ato, López y Benavente, 2013; Montero y León, 2007; Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013).

Participantes

La muestra estuvo conformada por 396 adultos mayores de la ciudad de Saltillo, México. El 55.8 % eran mujeres y el 44.2 % hombres, con edades desde 60 hasta 94 años ($M = 69.81$, $DE = 6.96$). En relación con el estado civil, se encontró que el 56.1 % de los adultos mayores vivía con su pareja, el 27 %, con sus hijos y el 12.6 % vivía solo. El 86.1 % padecía alguna enfermedad y el 82.3 % no realizaba actividad física. Al preguntarles si habían trabajado alguna vez por un sueldo, el 58.6 % mencionó que sí, el 87.7 % contaba con seguro médico y el 62.4 % de los adultos mayores estaba jubilado o pensionado. El 39.6 % de los entrevistados necesitaba lentes para poder ver, el 5.6 % utilizaba aparatos auditivos y el 61.6 % podía caminar sin dificultad ($\chi^2 = 23.510$, $p \leq .000$). El método de muestreo utilizado fue mediante una selección por conveniencia. La participación de los adultos mayores fue voluntaria y con estricto apego a los principios de ética avalados mediante la firma del consentimiento informado.

Instrumento

Se utilizó la escala ESTE que mide la soledad en adultos mayores (Rubio, 1999), compuesta por 34 ítems agrupados en cuatro factores: soledad familiar (14 ítems), soledad conyugal (5 ítems), soledad social (7 ítems) y crisis existencial (9 ítems). El formato de respuesta fue de cinco opciones: 1 = *nunca*, 2 = *casi nunca*, 3 = *a veces*; 4 = *casi siempre*, y 5 = *siempre*. Además, se incluyeron tres preguntas que referían a la percepción del estado de salud. Se estimó el coeficiente ω de McDonald para la confiabilidad del instrumento para cada una de las dimensiones que, dada su naturaleza multidimensional, además de la naturaleza ordinal, se desaconseja el uso del coeficiente Alfa de Cronbach (Domínguez-Lara, 2016).

Procedimiento

La recolección de la información se llevó a cabo por medio de entrevistas individuales a los adultos mayores que esperaban su turno en la sala de espera del Centro Estatal del Adulto Mayor, o bien, durante la serie de conferencias que mensualmente imparte la Comisión de Derechos Humanos del Estado de Coahuila, México (CDHEC). Se obtuvo el consentimiento informado de los participantes en apego estricto a las consideraciones éticas para la investigación en seres humanos, con estricto respeto a la dignidad y el bienestar de los participantes de acuerdo con el artículo 49 del Código Ético del Psicólogo, respecto a la calidad de la enseñanza/supervisión e investigación (Sociedad Mexicana de Psicología, 2002).

Análisis de datos

El análisis de los datos se realizó a través de un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). La matriz de correlaciones se exploró mediante la prueba de adecuación muestral de Káiser-Me-

yer-Olkin (KMO), que sugiere que la matriz de correlación será apropiada para factorizar si el KMO se encuentra entre .70 y .80 (Costello y Osborne, 2005; Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010; Káiser, 1970). El método utilizado para la extracción de factores fue el de Mínimos Cuadrados No Ponderados (ULS), ya que ha demostrado ser eficaz para la factorización de datos con variables ordinales (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014). Además, se utilizó una rotación ortogonal mediante el método Varimax, que ha demostrado dar mayor claridad a los resultados en contraste con otros métodos (Lorenzo-Seva, 1999). Para la extracción de los factores se utilizó el análisis paralelo (AP) con implementación optimizada (Lorenzo-Seva, Timmerman y Kiers, 2011) y, además, se consideró la estructura del instrumento validada previamente por Rubio (1999).

Para el AFC se utilizaron como índices de bondad de ajuste el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA), cuyo valor debe ser menor o igual a .050 (Kline, 2005), el Índice de Ajuste Comparado (CFI), el Índice de Ajuste No Normado de Tucker y Lewis (NNFI), cuyo valor recomendable cercano o superior a .90 (Lévy y Varela, 2006), el Índice de Bondad de Ajuste de Jöreskog (GFI), el Índice de Bondad de Ajuste Corregido Jöreskog (AGFI) (en estos dos últimos, los valores cercanos o superiores a .90 son los que muestran un mejor ajuste; Hair, Anderson, Tatham y Black, 1998) y la Raíz del

Residuo Estandarizado Medio (RMSR) (si este indicador se acerca a cero, puede considerarse un ajuste casi perfecto; Byrne, 2001).

La fiabilidad se calculó mediante el coeficiente ω de McDonald (2014), que ha demostrado su eficacia para analizar instrumentos con escalas ordinales con cinco o menos opciones de respuesta (Domínguez-Lara, 2012; Elousa y Zumbo, 2008). Este procedimiento fue realizado mediante una hoja de cálculo de Excel como lo propone Domínguez-Lara (2018). Para el AFE se utilizó el paquete SPSS 24, el AP se procesó en el *software* FACTOR (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006) y el AFC se obtuvo con el paquete AMOS 23.

Resultados

Sobre la percepción del estado de salud (Tabla 1), al comparar las frecuencias observadas de las tres categorías de respuesta a esta pregunta, se encontró que el 79.8 % considera que su salud es buena, porcentaje mayor al de aquellos que consideran que su salud es mala o pésima ($\chi^2 = 635.959, p \leq .000$). Al compararse con una persona de su edad, el 62.4 % de los adultos mayores se consideran igual, el 30.3% se siente mejor y el 6.8 % considera estar peor, por lo que existen diferencias en estos tres grupos de respuesta ($\chi^2 = 185.731, p \leq .000$). Para concluir, se les preguntó si estaban satisfechos con su vida, a lo que el 94.4 % mencionó que sí ($\chi^2 = 315.466, p \leq .000$).

Tabla 1

Percepción general sobre el estado de salud y bienestar del adulto mayor.

Categoría		f	%	$\chi^2 [p]$
Cómo considera su salud en general	Pésima	5	1.3	635.95 [$\leq .010$]
	Mala	39	9.9	
	Buena	313	79.8	
	Óptima	35	8.9	
Se siente satisfecho con la vida	Sí	374	94.7	315.46 [$\leq .010$]
	No	21	5.3	

Categoría		f	%	$\chi^2 [p]$
Puede caminar sin dificultad	Sí	244	62.2	23.510 [$\leq .010$]
	No	148	37.8	
Comparándose con una persona de su edad, usted...	Está mejor	120	30.5	185.731 [$\leq .010$]
	Está igual	247	62.7	
	Está peor	27	6.9	

Notas: f: frecuencia, χ^2 : Chi cuadrado de Pearson, p: nivel de probabilidad.

Se obtuvo una solución factorial de cuatro componentes, que corresponden al diseño conceptual del instrumento de Rubio (1999). La adecuación obtuvo un valor de KMO de .902 (LI = .899, LS = .900), cifra que se considera con muy buena adecuación. El AP recomendó la solución de cuatro factores. El Índice de Simplicidad Factorial de Bentler presentó un valor de S = .977 (LI = .952, LS = .992), el Índice de Simplicidad de Extracción de Factores fue de LS = .591 (LI = .445, LS = .664) (Bentler, 1977; Lorenzo-Seva, 2003). Estos indicadores demostraron que la solución recomendada por el AP fue la más adecuada.

En el AFE, la solución de cuatro factores de la escala ESTE explica el 53.45 % de la varianza; en el análisis paralelo, la varianza explicada total fue de 57.3 %. El criterio para mantener el ítem en un factor fue una carga factorial mínima de .30 (McDonald, 2014).

En primer lugar, se integró el factor Soledad Social (SS), conformado por cinco ítems, que mide la percepción de apoyo recibido por terceros para satisfacer necesidades emocionales, toma de decisiones y consejo; la carga factorial mínima fue de .615 y la máxima, de .873. La versión original del instrumento contenía siete ítems en esta dimensión. Se eliminaron los reactivos cuya carga factorial era inferior a .30. El factor SS explica el 24.31 % de la varianza y tiene un alfa ordinal de .886. La media de los indicadores que integran este factor no sobrepasó los tres puntos; la desviación estándar más alta fue de 1.82, la media de la puntuación o nivel de soledad social fue de 49 % con una desviación de 19, lo que indica que la percepción de los adultos mayores

respecto a la falta de redes sociales de apoyo es el punto intermedio entre el valor mínimo y el máximo. Se encontraron diferencias significativas por sexo en el indicador “Puedo contar con mis amigos si necesito recibir ayuda”.

El segundo factor se denomina Soledad Familiar (SF) y mide la percepción de aislamiento o lejanía con la familia del adulto mayor y su sentido de pertenencia a esta; el porcentaje de varianza explicada es del 12.13 % y contiene cuatro indicadores. En la versión anterior, este factor contaba con 14 ítems y se eliminaron cuatro que resultaron con cargas factoriales menores a .30 (“Siento que, en mi familia, no hay nadie que me preste su apoyo, aunque me gustaría que lo hubiera”, “Tengo amigos a los que puedo recurrir cuando necesito consejo”, “Siento que mi familia es importante para mí” y “Siento que soy importante para la gente”). Cinco indicadores se trasladaron al factor de Crisis Existencial y son: “Me siento solo”; “Me siento solo cuando estoy con mi familia”; “Me encuentro a gusto con la gente” y “Me siento aislado”, y el indicador “¿Con qué frecuencia sientes que no hay nadie cerca de ti?” se pasó al factor Soledad Social.

En cuanto a la fiabilidad, el coeficiente alfa ordinal fue de .662. Las variables de este componente puntuaron entre 1.46 y 2.30. El índice de soledad familiar fue de 52 % con una desviación de 18 puntos, que representa un nivel medio de soledad familiar; no hay diferencias significativas entre hombres y mujeres.

Tabla 2

Matriz rotada de cargas factoriales de la Escala ESTE.

Variable	SS	SF	CE	SC
16. Tengo a alguien que llena mis necesidades emocionales.	.816	-.004	.051	-.006
18. Tengo amigos a los que puedo recurrir cuando necesito consejo.	.760	.062	.040	-.004
20. ¿Con qué frecuencia siente que hay gente que realmente le comprende?	.615	.207	.145	-.010
23. Me gusta la gente con la que salgo.	.846	.138	.142	-.010
25. Puedo contar con mis amigos si necesito recibir ayuda.*	.873	.080	.091	.009
9. Mi familia se preocupa por mí.	.260	.345	.295	-.010
11. Realmente me preocupo por mi familia.	-.039	.321	-.025	.006
12. Siento que pertenezco a mi familia	-.024	.946	.029	.010
13. Me siento cercano(a) a mi familia.	-.006	.765	.015	.006
1. Me siento solo(a).	.105	.024	.843	.155
2. ¿Con qué frecuencia siento que no hay nadie cerca de mí?	.025	-.017	.757	.143
3. ¿Siente que tiene a alguien que quiere compartir su vida con usted?	.031	.033	.478	.414
8. Me siento solo(a) cuando estoy con mi familia.	.022	.117	.632	-.025
17. Me encuentro a gusto con la gente.	.335	.308	.694	.018
19. Me siento aislado(a).	.059	.102	.727	.002
24. Me siento satisfecho con los amigos que tengo.	.495	.126	.602	.044
26. Estoy preocupado(a) porque no puedo confiar en nadie.	.055	.021	.765	.012
27. Me siento sin apoyo o comprensión cuando cuento mis problemas.	.034	-.034	.665	.081
4. Tengo un(a) compañero(a) sentimental que me da el apoyo y el aliento que necesito.*	.003	.021	.031	.966
5. Siento que estoy enamorado(a) de alguien que me ama.	-.001	.001	.029	.981
6. Tengo a alguien que llena mis necesidades emocionales.	-.002	-.006	.090	.973
7. Contribuyo a que mi pareja sea feliz.	-.004	.005	.056	.972

Notas: SS: Soledad social, SF: Soledad familiar, CE: Crisis existencial, SC: Soledad conyugal. *Diferencias significativas por sexo a un nivel de $p \leq .050$.

El tercer factor, llamado Crisis Existencial (CE), mide la percepción de aislamiento y satisfacción con las interacciones sociales del adulto mayor, y además explora la preocupación por el apoyo y comprensión de otros, contiene nueve reactivos, igual que el número de indicadores de la versión original. Sin embargo, son los ítems los que se modificaron por lo que se dejaron solo dos de la versión original: “Estoy preocupado porque

no puedo confiar en nadie” y “Me siento sin apoyo o comprensión cuando cuento mis problemas”. Los demás indicadores del factor están compuestos por cinco del factor soledad familiar, uno del factor Soledad Conyugal (“¿Siente que tiene a alguien que quiere compartir su vida con usted?”) y uno del factor Soledad Social, (“Me siento satisfecho con los amigos que tengo”). Este factor tiene una varianza explicada del 10.18 % y un valor

de fiabilidad de .898. La media por reactivo osciló entre 2.38 y 2.77, el índice total fue de 50 % con 19 puntos de desviación.

El último factor se etiquetó como Soledad Conyugal (SC) y mide la satisfacción de las necesidades de afecto del adulto mayor por una pareja y explica el 6.81 % de la varianza. Se compone de cuatro variables, a diferencia de la versión original que contenía cinco reactivos. Quedó fuera el indicador la pregunta “¿Siente que tiene a alguien que quiere

compartir su vida con usted?”. Este factor obtuvo un nivel medio en el índice de soledad conyugal, con un valor de 51 % con una desviación de 35 puntos y la media de cada indicador estuvo por encima de 2.5 en todos los reactivos que lo midieron. En este factor, la variable “Tengo un compañero sentimental que me da el apoyo y el aliento que necesito” presentó diferencias significativas a partir del sexo de los participantes.

Tabla 3

Diferencias en la consistencia interna y conformación de los factores de la Escala ESTE original y la adaptada.

Factor	Escala original			Escala adaptada		
	Ítems	Total	α	Ítems escala adaptada	Total	ω de McDonald
SF	1, 2, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 17, 18, 19, 20, 21, 28	14	.830	9, 11, 12, 13	4	.660 (IC95% .601-.711)
SC	3, 4, 5, 6, 7	5	.910	4, 5, 6, 7	4	.980 (IC95% .976-.984)
SS	15, 16, 18, 22, 23, 24, 25	7	.840	16, 18, 20, 23, 25	5	.880 (IC95% .856-.900)
CE	14, 26, 27, 29, 30, 31, 32, 33, 34	9	.820	1, 2, 3, 8, 17, 19, 24, 26, 27	9	.890 (IC95% .868-.909)
Total		34	.900		22	.920 (IC95% .903-.934)

Notas: SS: Soledad social, SF: Soledad familiar, CE: Crisis existencial, SC: Soledad conyugal.

De acuerdo con los indicadores, el modelo con factores correlacionados presentó una aproximación cercana entre el modelo hipotético y los datos, según el valor obtenido en el RMSEA, que fue de .050, el cual es de buen ajuste. El Índice de Ajuste Comparativo (CFI) presentó un buen ajuste ya que se reportó un valor de .974, valores entre .950 y .990 se

consideran adecuados (Moral de la Rubia, 2006). El GFI y el AGFI presentaron valores mayores a .90, que representan buen ajuste y el RMSR, aunque el valor de referencia fue ligeramente superior a .050, los intervalos de confianza se ubican dentro del criterio de ajuste del modelo (Tabla 4).

Tabla 4

Índices de bondad de ajuste para el AFC de la Escala ESTE.

Índice	Valor	Intervalos de confianza al 95 %	
		Límite inferior	Límite superior
RMSEA	.050	.024	.060
NNFI	.966	.941	1.183
CFI	.974	.954	1.140
GFI	.964	.951	.986
AGFI	.953	.936	.981
RMSR	.061	.041	.050
WRMS	.032	.023	.054

Notas: RMSR: media cuadrática de los residuos, GFI: índice de bondad de ajuste de Jöreskog, AGFI: índice corregido de bondad de ajuste de Jöreskog, WRMS: residuo cuadrático medio con raíz ponderada, RMSEA: error cuadrático medio de aproximación, NNF: Índice de ajuste no normado, CFI: Índice de ajuste comparativo.

Discusión

Con este estudio se obtuvo evidencia de la validez de la estructura interna de la escala y se estimó la confiabilidad de la escala de soledad ESTE adaptada a población mexicana. El alfa de Cronbach reportó una fiabilidad total de .92, valor igual a las pruebas realizadas en España (.92) (Rubio y Rico, 1999) y cercano al estudio realizado en Colombia (.90) (Cardona Jimenez et al., 2010). Las subescalas obtuvieron valores en el alfa ordinal entre .662 y .986.

En relación con las diferencias encontradas en las subescalas, para el factor soledad familiar, que en la versión original estaba compuesto por 14 indicadores ($\omega = .83$), en la adaptación quedaron solo cuatro, pues se eliminaron tres completamente de la escala y se repartieron los siete restantes en los otros factores. Este fue el factor de la adaptación mexicana con el alfa más bajo de la escala ($\omega = .66$), lo cual refleja un ajuste relevante en el número de ítems que explican el factor familiar. El factor de soledad conyugal pasó de cinco indicadores en la escala original ($\omega = .91$) a cuatro en la adaptación, lo que aumentó la consistencia interna ($\omega = .98$); siendo el

factor con el puntaje más alto de la escala en esta medida, en concordancia con la versión original, se trasladó un indicador al factor de crisis existencial. Los cuatro restantes coinciden con la versión original.

El factor soledad social en la escala original cuenta con siete indicadores y, aunque la versión adaptada quedó con cinco, tuvieron puntajes similares en ambas pruebas. Dos de los indicadores se eliminaron completamente de la escala y uno se trasladó al factor de crisis existencial. Asimismo, se incluyó un indicador que en la versión original se ubicaba en el factor familiar. Finalmente, el factor crisis existencial cuenta con nueve indicadores ($\omega = .89$) al igual que en la versión original ($\omega = .82$); sin embargo, solo dos indicadores pertenecen a la versión original, y se eliminaron siete de la escala. A pesar de que se modificaron y quitaron indicadores, el alfa fue ligeramente mayor en la versión adaptada.

La escala ESTE muestra validez de constructo, puesto que se obtuvo una buena adecuación en la matriz de correlaciones de Káiser-Meyer-Olkin (.902) y la solución factorial de cuatro componentes coincide con el diseño conceptual de la Escala de Rubio, por lo que es un instrumento confiable para el estudio del sentimiento de soledad en

adultos mayores mexicanos, además de que aporta bases sólidas para identificar el nivel de soledad presente en la población y para realizar intervenciones eficaces orientadas a mejorar la percepción en el ámbito individual, familiar, conyugal y social.

Con respecto a la percepción de su estado de salud en general, la muestra presenta una proporción elevada en la opción “buena” (79.8 %), mientras que las opciones “mala” o “pésima” (11.2 %) y “óptima” (8.9 %) obtuvieron porcentajes menores a 12, en contraste con los resultados obtenidos en la ENADIS (CONAPRED, 2011), en los que casi la mitad consideró que su salud era regular (49.4 %), por lo que tuvo una diferencia de casi 30 puntos con los datos obtenidos a nivel nacional. Esto se relaciona posiblemente con que Coahuila está ubicado geográficamente en el norte del país, región que tiene un desarrollo económico y social mayor a la de los estados que se encuentran en el centro y sur del país, por esta razón tuvo una percepción mejor en la muestra coahuilense.

Adicionalmente, el comportamiento de las variables a partir de grupos sociodemográficos no mostró diferencias significativas en las estimaciones de los totales por factor, por lo que es importante como futura línea de trabajo explorar posibles invariancias existentes a partir de diferentes grupos demográficos, de manera que se pueda determinar la sensibilidad de la prueba a dichas variables, y así contribuir a robustecer su validez cultural.

Referencias bibliográficas

- Aja Díaz, A., Catasús Cervera, S. I., Benítez Pérez, M. E., San Marful Orbis, E., Oliveros Blet, A. et al. (2012). *Características sociodemográficas de la población cubana*. La Habana: CEDEM.
- Arranz, L., Giménez-Llort, L., De Castro, N. M., Baeza, I. y De La Fuente, M. (2009). El aislamiento social durante la vejez empeora el deterioro cognitivo, conductual e inmunitario. *Revista Española de Geriatria y Gerontología*, 44(3), 137-142. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2008.12.001>
- Ato, M., López, J. J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barreto, M. y Sosa, B. (2011). Adaptación cultural de la escala ESTE para medir soledad en adultos mayores. *Eureka*, 8(1), 92-99. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/eureka/v8n1/a10.pdf>
- Bentler, P. M. (1977). Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*, 42(2), 277-295. <https://doi.org/10.1007/BF02294054>
- Böger, A. y Huxhold, O. (2017). Do the Antecedents and Consequences of Loneliness Change From Middle Adulthood Into Old Age? *Developmental Psychology*, 54(1), 181-197. <https://doi.org/10.1037/dev0000453>
- Buchman, A. S., Boyle, P. A., Wilson, R. S., James, B. D., Leurgans, S. E., Arnold, S. E. y Bennett, D. A. (2010). Loneliness and the rate of motor decline in old age: The rush memory and aging project, a community-based cohort study. *BMC Geriatrics*, 10(77). <https://doi.org/10.1186/1471-2318-10-77>
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cacioppo, J. T. y Cacioppo, S. (2012). The phenotype of loneliness. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 446-452. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.690510>
- Cardona Jimenez, J. L., Villamil Gallego, M. M., Henao Villa, E. y Quintero Echeverri, A. (2010). Validacion de la Escala ESTE para medir la soledad en la poblacion adulta. *Investigación y Educación en Enfermería*, 28(3), 416-427. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=105215721012>
- Cardona Jiménez, J. L., Villamil Gallego M. M., Henao Villa, E., y Quintero Echeverri, A. (2011). El afrontamiento de la soledad en la población adulta, *Medicina U.P.B.*, 30(2), 150-162. <https://revistas.upb.edu.co/index.php/Medicina/article/viewFile/921/832>

- Cardona Jimenez, J. L., Villamil Gallego, M. M., Henao Villa, E. y Quintero Echeverri, A. (2013). El sentimiento de soledad en adultos. *Medicina U.P.B.*, 32(1), 9-19. <https://revistas.upb.edu.co/index.php/Medicina/article/view-File/2122/1919>
- Cerquera, A., Cala, M. y Galvis, M. (2013). Validación de constructo de la escala ESTE-R para medición de la soledad en la vejez en Bucaramanga, Colombia. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 9(1), 45-53. <http://www.scielo.org.co/pdf/dpp/v9n1/v9n1a04.pdf>
- Costello, A. B. y Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research y Evaluation*, 10(7), 7-14. <https://doi.org/10.12691/jpar-2-1-2>
- Consejo Nacional de Población [CONAPO] (2014). *Dinámica demográfica 1990-2010 y proyecciones de población 2010-2030. México*. http://www.conapo.gob.mx/work/models/CONAPO/Proyecciones/Cuadernos/15_Cuadernillo_Mexico.pdf
- Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación [CONAPRED] (2010). Adultos mayores, los más discriminados en nuestro país. En Instituto Nacional para los Adultos Mayores [INAPAM] (Eds.), *Por una cultura de envejecimiento* (pp. 35-40). México D. F. http://www.conapred.org.mx/index.php?contenido=paginayid=424yid_opcion=436yop=436
- CONAPRED (2011). Resultados sobre personas adultas mayores. *Encuesta Nacional sobre Discriminación en México - ENADIS- INAPAM* (Vol. 1, pp. 83): INAPAM. <http://www.conapred.org.mx/userfiles/files/Enadis-2010-PAM-Accss.pdf>
- Domínguez-Lara, S. A. (2012). Propuesta para el cálculo del alfa ordinal y theta de armor. *Revista IIPSI*, 15(1), 213-217. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v15i1.3684>
- Domínguez-Lara, S. A. (2016). Sobre el uso del coeficiente alfa en escalas multidimensionales: un reanálisis a Peña-Rodríguez, et al. *Revista Habanera de Ciencias Médicas*, 15(2), 313-316. http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1729-519X2016000200019&lng=es&tyt=es
- Domínguez-Lara, S. A. (2018). Fiabilidad y alfa ordinal. *Actas Urológicas Españolas*, 42(2), 140-141. <https://doi.org/10.1016/j.acuro.2017.07.002>
- Elosua, P. y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3572>
- Engel, R. J. (2017). Measuring Loneliness: Are There Method Factors? *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 25(11), 1184-1185. <https://doi.org/10.1016/j.jagp.2017.05.022>
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1793.pdf>
- Gallo Estrada, J. y Molina Mula, J. (2015). Factores que inciden en la soledad residencial de las personas mayores que viven solas. *Gerokomos*, 26(1), 3-9. <https://doi.org/10.4321/S1134-928X2015000100002>
- Gené-Badia, J., Ruiz-Sánchez, M., Obiols-Masó, N., Oliveras Puig, L. y Lagarda Jiménez, E. (2016). Aislamiento social y soledad: ¿qué podemos hacer los equipos de atención primaria? *Atencion Primaria*, 48(9), 604-609. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2016.03.008>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. y Black, W. (1998). *Análisis Multivariante*. [Quinta edición]. Madrid: Prentice Hall.
- Hawkey, L. C. y Cacioppo, J. T. (2007). Aging and loneliness: Downhill quickly? *Current Directions in Psychological Science*, 16(4), 187-191. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2007.00501.x>
- Holwerda, T. J., Deeg, D. J. H., Beekman, A. T. F., Van Tilburg, T. G., Stek, M. L., Jonker, C. y Schoevers, R. A. (2014). Feelings of loneliness, but not social isolation, predict dementia onset: results from the Amsterdam Study of the Elderly (AMSTEL). *Journal of Neurology, Neurosurgery y Psychiatry*, 85(2), 135. <https://doi.org/10.1136/jnnp-2012-302755>

- Jürschik, P., Botigué, T., Nuin, C. y Lavedán, A. (2013). Estado de ánimo caracterizado por soledad y tristeza: Factores relacionados en personas mayores. *Gerokomos*, 24(1), 14-17. <https://doi.org/10.4321/S1134-928X2013000100003>
- Káiser, H. F. (1970). A second generation little jiffy. *Psychometrika*, 35(4), 401-415. <https://doi.org/10.1007/BF02291817>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. [Tercera edición]. New York, USA: The Guilford Press.
- Lee, J. y Cagle, J. G. (2017). Validating the 11-Item Revised University of California Los Angeles Scale to Assess Loneliness Among Older Adults: An Evaluation of Factor Structure and Other Measurement Properties. *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 25(11), 1173-1183. <https://doi.org/10.1016/j.jagp.2017.06.004>
- Lévy J. P. y Varela J. (2006). *Modelación con estructuras de covarianzas en ciencias sociales*. Madrid: Netbiblo.
- Llobet, M. P., Canut, M. T. L. y Ávila, N. R. (2009). Valoración de enfermería: Detección de la soledad y del aislamiento social en los ancianos de riesgo. *Gerokomos*, 20(1), 9-14. http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1134-928X2009000100002
- 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. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lorenzo-Seva, U. (2003). A factor simplicity index. *Psychometrika*, 68, 49-60. <https://link.springer.com/article/10.1007/BF02296652>
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: a computer program to fit the exploratory Factor Analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments y Computers*, 38(1), 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A Method for Oblique Factor Rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3403_3
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. y Kiers, H. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16 (2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Masi, C. M., Chen, H. Y., Hawkey, L. C. y Cacioppo, J. T. (2010). A Meta-Analysis of Interventions to Reduce Loneliness. *Personality and Social Psychology Review*, 15(3), 219-266. <https://doi.org/10.1177/1088868310377394>
- McDonald, R. P. (2014). *Factor analysis and related methods*. New York, USA: Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315802510>
- Monteiro, L. y Paredes, M. (2016). Arreglos de convivencia en la vejez en Uruguay: Perfiles específicos para una política de cuidados. *Papeles de Poblacion*, 22(87), 133-160. <http://www.scielo.org.mx/pdf/pp/v22n87/1405-7425-pp-22-87-00133.pdf>
- Montero, I. y León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862. https://aepc.es/ijchp/articulos_pdf/ijchp-256.pdf
- Montero-López L. M. y Sánchez Sosa, J. J. (2001). La soledad como fenómeno psicológico: un análisis conceptual. *Salud Mental*, 24(1), 19-27. <http://www.redalyc.org/pdf/582/58212404.pdf>
- Montero-López, L. M. y Rivera-Ledezma, A. (2009). IMSOL-AM: Escala de Soledad en el Adulto Mayor. En A. L. M. González-Celis Rangel (Ed.), *Evaluación en Psicogerontología* (pp. 123- 132). Ciudad de México, México: Manual Moderno. http://www.psicologiadramontero.com/Publicaciones/files/2009/2009_IMSOL_Escala%20de%20soledad%20en%20el%20adulto%20mayor.pdf
- Moral de la Rubia, J. (2006) Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero Hernández y M. T. González Ramírez (Eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-490). Ciudad de México, México: Trillas.
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25, 151-157. <http://www.psicothema.com/>

- p4093.pdf
-
- Naciones Unidas [UN] (2015).
- World Population Prospects. Key Findings and Advance Tables*
- . New York, USA: United Nations.
- https://esa.un.org/unpd/wpp/Publications/Files/Key_Findings_WPP_2015.pdf
-
- Ong, A. D., Uchino, B. N. y Wethington, E. (2016). Loneliness and Health in Older Adults: A Mini-Review and Synthesis.
- Gerontology*
- , 62(4), 443-449.
- <https://doi.org/10.1159/000441651>
-
- Perissinotto, C. M., Stijacic Cenzer, I. y Covinsky, K. E. (2012). Loneliness in older persons: A predictor of functional decline and death.
- Archives of Internal Medicine*
- , 172(14), 1078-1083.
- <https://doi.org/10.1001/archinternmed.2012.1993>
-
- Peplau, L. A. y Perlman, D. (1982). Perspective on loneliness. En L. A. Peplau y D. Perlman (Eds.),
- Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy*
- (pp. 1-18). New York: John Wiley and Sons.
-
- Pinel, M., Rubio, L. y Rubio, R. (2009).
- Un instrumento de medición de Soledad Social: Escala ESTE II*
- .
- <http://envejecimiento.csic.es/documentos/documentos/rubio-soledad-este2.pdf>
-
- Reyes Torres, I. y Castillo Herrera, J. A. (2011). El envejecimiento humano activo y saludable, un reto para el anciano, la familia, la sociedad.
- Revista Cubana de Investigaciones Biomedicas*
- , 30(3), 354-359.
- http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&typid=S0864-03002011000300006
-
- Reyes-Rodríguez, M. F., Cuiño-Medrano, M. A., Cano-Santana, D., Orozco-Barragán, S., Pereira-Morales, A. y Díaz-Trujillo, M. C. (2020). Afrontamiento y viudez en la vejez: Estudio mixto en población colombiana,
- Interdisciplinaria*
- , 37(1), 1-29.
- <https://doi.org/10.16888/interd.2020.37.1.7>
-
- Rubio, R., Pinel, M. y Rubio, L. (2011). Tres interrogantes sobre la soledad social en los adultos mayores de Granada, España.
- Revista Psicológica*
- , 13(2), 166-173.
- http://revistas.ucv.edu.pe/index.php/R_PSI/article/view/169/81
-
- Rubio, R. y Rico, A. (1999). La escala “ESTE”, un indicador objetivo de soledad en la tercera edad.
- Geriatría*
- , 15(9), 26-35.
- <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0=33750677520-ypartnerID40=ym5d-6fa516997ff41788c18797e130b952d0>
-
- Russell, D. W., Cutrona, C. E., De la Mora, A. y Wallace, R. B. (1997). Loneliness and nursing home admission among rural older adults.
- Psychology and Aging*
- , 12(4), 574-589.
- <https://doi.org/10.1037/0882-7974.12.4.574>
-
- Segrin, C. y Domschke, T. (2011). Social support, loneliness, recuperative processes, and their direct and indirect effects on health.
- Health Communication*
- , 26(3), 221-232.
- <https://doi.org/10.1080/10410236.2010.546771>
-
- Segrin, C. y Passalacqua, S. A. (2010). Functions of loneliness, social support, health behaviors, and stress in association with poor health.
- Health Communication*
- , 25(4), 312-322.
- <https://doi.org/10.1080/10410231003773334>
-
- Stefani, D., Seidmann, S., Pano, C., Acrich, L. y Pupko, V. B. (2003). Los cuidadores familiares de enfermos crónicos: Sentimiento de soledad, aislamiento social y estilos de afrontamiento.
- Revista Latinoamericana de Psicología*
- , 35(1), 55-65.
- <http://www.redalyc.org/pdf/805/80535105.pdf>
-
- Sociedad Mexicana de Psicología (2002).
- Código ético del psicólogo*
- . México: Trilllas.
-
- Tisnés, A. y Salazar-Acosta, L. M. (2016). Envejecimiento poblacional en Argentina: ¿qué es ser un adulto mayor en Argentina? Una aproximación desde el enfoque de la vulnerabilidad social.
- Papeles de Población*
- , 22(88), 209-236.
- <http://www.scielo.org.mx/pdf/pp/v22n88/1405-7425-pp-22-88-00209.pdf>
-
- Torres Ferman, I. A., Beltran Guzman, F. J., Saldivar Gonzalez, A. H., Lin Ochoa, D., Barrientos Gómez, M. C. y Monje Reyna, D. (2012). La soledad ¿Un mal de nuestro tiempo?
- Revista Electronica Medicina, Salud y Sociedad*
- , 3(1), 1-25.
- <https://doi.org/10.25009/remsys.2012.1.93>
-
- Velarde-Mayol, C., Fragua-Gil, S. y García-de-Cecilia, J. M. (2016). Validación de la escala de soledad de UCLA y perfil social en la población anciana que vive sola.
- Semergen*
- , 42(3), 177-183.
- <https://doi.org/10.1016/j.j>

semerg.2015.05.017

Victor, C. R., Scambler, S. J., Bowling, A. y Bond, J. (2005). The prevalence of, and risk factors for, loneliness in later life: A survey of older people in Great Britain. *Ageing & Society*, 25(3), 357–375. <https://doi.org/10.1017/S0144686X04003332>

Weiss, R. S. (1973). *Loneliness: The experience of emotional and social isolation*. Cambridge,

MA, US: The MIT Press.

Yarnos Yaben, S.(2008). Spanish adaptation of the scale for evaluation of social and emotional loneliness in adults. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8(1), 103-116. <https://www.ijpsy.com/volumen8/num1/187/adaptacin-al-castellano-de-la-esca-la-para-ES.pdf>

Recibido: 21 de febrero de 2020

Aceptado: 20 de mayo de 2021