

Validez y fiabilidad de la escala de soledad de Jong Gierveld en jóvenes y adultos peruanos

Validity and Reliability of the De Jong Gierveld Loneliness Scale in Youth and Adult

José Luis Ventura-León, Tomás Caycho

Facultad de Salud, Universidad Privada del Norte

jose.ventura@upn.pe



Cómo citar Citation

Ventura-León, J. L., & Caycho, T. (2017). Validez y fiabilidad de la escala de soledad de Jong Gierveld en jóvenes y adultos peruanos. *PSIENCIA. Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 9, doi: 10.5872/psiencia/9.1.41

Recibido Received

20 / 8 / 2016

Aceptado Accepted

21 / 11 / 2016

Copyright

© 2017 Ventura León

Este es un artículo de acceso abierto bajo la licencia Creative Commons [BY-NC-SA 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/), lo que permite compartirlo o adaptarlo, sin fines comerciales, con indicación del autor y la fuente original.

This is an open access article under Creative Commons [BY-NC-SA 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/) license, which allows sharing or adapting it in any medium, without commercial purposes, giving credit to original author and source.

Resumen

El presente artículo tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Soledad de Jong Gierveld. La muestra está compuesta por 509 jóvenes y adultos peruanos, 371 hombres y 138 mujeres de Lima Metropolitana, con una edad media de 21.42 años; se dividió la muestra en dos subgrupos para realizar el análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Los resultados obtenidos muestran que el análisis descriptivo, basado en la asimetría y curtosis, proporcionó información para la detección de la no-normalidad de los datos. Asimismo, la escala de soledad evidencia una adecuada fiabilidad ($\omega = .83$). El análisis factorial exploratorio reveló la existencia de un solo factor, lo cual no fue confirmado mediante el análisis factorial confirmatorio que indicó que los ítems se agrupan en torno a un modelo de dos factores relacionados, cuya estructura presenta aceptables bondades de ajuste. En base a los resultados se concluye que la escala de soledad cuenta con adecuadas evidencias de validez y fiabilidad para evaluar la soledad en muestra peruana de jóvenes y adultos.

Palabras clave

Soledad, análisis factorial, estudios de validación, confiabilidad

Abstract

This article aims to analyze the psychometric properties of the Scale of Soledad de Jong Gierveld. The sample consists of 509 Peruvian youth and adults, 371 men and 138 women of Lima, with an average age of 21.42 years. The results show that the descriptive analysis, based on the skewness and kurtosis, provided information for the detection of non-normality of the data. Also, the scale of loneliness evidence adequate reliability ($\omega = .83$). Exploratory factor analysis revealed the existence of a single factor, which was not confirmed by confirmatory factor analysis which indicated that the items to a model of two related factors, the structure has acceptable goodness of fit. Based on the results it is concluded that the loneliness scale has adequate evidence of validity and reliability to assess loneliness in Peruvian sample of young people and adults.

Keywords

Loneliness, Factor Analysis, Validity, Reliability

Introducción

Conceptualizar la soledad e intentar medirla es una tarea compleja (Cuny, 2001; Carvajal-Carrasco & Caro-Castillo, 2009; Montero & Sánchez-Sosa, 2001). Diversos estudios señalan, por un lado, que las personas que experimentan el sentimiento de soledad en su vida, pueden hacerlo de manera transitoria o duradera como un momento para reflexionar sobre sí mismo (Pérez, 1997; Rotenberg & Hymel, 1999). Por otro lado, la soledad puede ser definida como una experiencia desagradable y subjetiva, que es resultado de la percepción de relaciones sociales deficitarias (Perlman & Peplau, 1981; De Jong Gierveld, 1987), siendo emocionalmente angustiante y evitado por muchas personas (Rokach, 2012). Así también, puede ser definida como una reacción, de tipo cognitiva y afectiva, de una persona ante la pérdida de las relaciones sociales (Cuny, 2001) o como la percepción de una diferencia entre las relaciones sociales establecidas actualmente y las deseadas (Sermat, 1978).

Para Weiss (1973), la soledad, es una respuesta frente a la ausencia de una relación significativa, distinguiendo dos tipos de soledad: en primer lugar, la soledad emocional, concebida como un sentimiento intenso de vacío, abandono y desolación como consecuencia de la falta de una pareja romántica o el establecimiento de relaciones cercanas. En segundo lugar, la soledad social, referida a la percepción de la falta de amigos, hermanos, vecinos, etc. Otra diferencia respecto a la soledad la establecen Rubio y Aleixandre (2001) quienes señalan que estar solo, sería distinto a sentirse solo; entendiendo el primer concepto como un sentimiento interno y doloroso; mientras que el segundo es la carencia de compañía tanto social como familiar.

Siguiendo a Perlman y Peplau (1981), es posible identificar tres características comunes a todas las definiciones anteriormente citadas: primero, la soledad es resultado de un establecimiento inadecuado de relaciones interpersonales; segundo, es experimentada de manera subjetiva, contrario al aislamiento social, en donde se evidencia un distanciamiento físico y; en tercer lugar, la soledad conlleva una carga estresante y no placentera.

Estudios en población general (Andersson, 1982; Bradburn, 1969; Rubenstein, Shaver & Peplau, 1979; Sermat, 1980) reportan que el porcentaje de personas que experimentan sentimientos de soledad a lo largo de su vida varía entre el 15% y 30%. Estudios más actuales señalan la existencia de altos niveles de soledad en adolescentes y jóvenes (Cava, Musitu & Murgui, 2007). Si bien estos datos son importantes, la antigüedad de los estudios de prevalencia sobre la soledad puede no reflejar con exactitud su incidencia actual (Heinrich & Gullone, 2006). La información anterior, refleja que la soledad es un fenómeno de estudio psicosocial debido a las repercusiones que trae en el funcionamiento psicológico y el establecimiento de relaciones sociales del individuo a lo largo de su vida, convirtiéndose en un problema importante a nivel poblacional (Borges, et al., 2008; Cardona, Villamil, Henao & Quintero, 2010; Yárnoz, 2008).

En este sentido, uno de los problemas acerca de la soledad es el poco interés de su estudio en la población joven, siendo frecuentemente estudiada en adultos mayores (Dykstra, 2009) y asociado con la depresión (Alpass, & Neville, 2003; Cacioppo, Hughes, Waite, Hawkley, & Thisted, 2006; Luanaigh & Lawlor, 2008; Mushtaq, Shoib Shah & Mushtaq, 2014; Wei, Shaffer, Young & Zakalik, 2005). Contrario a esto, estudios reportan que la presencia de sentimientos de soledad es más frecuente a edades tempranas (Perlman & Landolt, 1999). Así una investigación (Parlee, 1979) señala que el porcentaje de personas menores de 18 años que manifiestan sentirse solo a veces o a menudo es de 79 %, las de 18 a 24 años son el 71 %, de 25 a 34 años conforman el 69%, de 35 a 44 años es el 60 %, de 45-a 54 años el 53 %, mientras que el porcentaje disminuye en personas de 55 años y más con un 37%.

La importancia de los estudios de soledad, radica en que se encuentra relacionada de manera negativa con variables asociadas a la salud, tanto física como mental (Yáñez, 2008). A nivel físico, la soledad se asocia con trastornos de alimentación (Carvajal-Carrascal & Caro Castillo, 2009), problemas cardiovasculares (Cacioppo, Hawkley, Crawford et al., 2002), problemas de sueño (Cacioppo et al., 2000; Heinrich y Gullone, 2006), adicción al tabaco (Derbyshire, 2010), disminuye el bienestar y tiene efectos nocivos para la salud física (Hawkley, & Cacioppo, 2003). Por otro lado, la presencia de sentimientos recurrentes de soledad afecta la salud mental y el funcionamiento psicológico (McWhirter, 1990), estando asociado con mayores probabilidades de padecer depresión (Mahon, Yarcheski & Yarcheski, 2001; Nolen - Hoeksema & Ahrens, 2002), baja satisfacción con la vida (Moore & Schultz, 1983), pobre calidad de las interacciones sociales (Hawkley et al., 2003), recurrencia de ideaciones suicidas (Stravynski & Boyer, 2001). Así mismo, se relaciona con el trastorno de personalidad por evitación, trastorno límite de la personalidad (American Psychiatric Association, 2000), personalidad dependiente (Overholser, 1992), ansiedad social (Anderson & Harvey, 1988) y esquizofrenia (DeNiro, 1995). A nivel educativo, la soledad se encuentra asociada con elevadas tasas de deserción escolar (Asher & Paquette, 2003) y bajo rendimiento académico (Larson, 1999). Para una revisión más exhaustiva del significado que tiene la soledad para la salud mental se sugiere revisar a Heinrich y Gullone (2006).

A pesar de su importancia, en el Perú son escasos los estudios sobre soledad. Los dos únicos estudios identificados están referidos a la validación de un instrumento de soledad en población juvenil, publicado hace casi 20 años (Zambrano, 1997), análisis del sentimiento de soledad y las actitudes hacia la soledad en estudiantes universitarios de primeros ciclos de una universidad privada de la ciudad de Lima (Cun, 2001).

A partir de los hallazgos, que muestra lo complejo e importante de la soledad en relación a la salud en general, surge la necesidad de contar con instrumentos que pretendan evaluarla directamente, así como también evaluar la eficacia y efectividad de programas de intervención relacionadas al tema. En ese sentido, son diversos los instrumentos destinados a evaluar la soledad como la Escala de Soledad de UCLA en su versión original (Russell, Peplau & Ferguson, 1978) y revisada (Russell, Peplau & Cutrona, 1980), la Escala de Soledad Social y Emocional para Adultos, (SESLA) (DiTomasso & Spinner, 1993) y su versión reducida, la SELSA-S (DiTomasso, Brannen & Best, 2004), la escala de medición de la soledad ESTE (Rubio & Aleixandre, 1999), y la Escala de Soledad de De Jong Gierveld (De Jong Gierveld & Kamphuis, 1985), entre otros.

De entre todas las escalas mencionadas, la Escala de Soledad de De Jong Gierveld es una de las más empleadas a nivel internacional para medir la soledad (Buz & Prieto, 2013). La escala tiene sus fundamentos teóricos en el modelo cognitivo de la soledad de De Jong Gierveld (1987), que conceptualiza la soledad como resultado de la diferencia entre las relaciones sociales que desea el individuo y las que presenta en realidad. El modelo teórico de De Jong Gierveld (1987), se caracteriza por ser breve y de fácil entendimiento, lo cual ha permitido que sea utilizado en investigaciones llevadas a cabo en diferentes países no evidenciando sesgos culturales (Buz & Prieto, 2013; Scharf & De Jong Gierveld, 2008).

La Escala de Soledad de De Jong Gierveld (De Jong Gierveld & Kamphuis, 1985) ha sido revisada psicométricamente en varios países. Así entre los principales estudios, se puede mencionar que, en Israel se evaluó a 2100 adultos mayores encontrando una adecuada fiabilidad ($KR = .86$) y una estructura factorial de tres dimensiones denominadas soledad emocional de primer y segundo orden y soledad social (Iecovich, 2013). De Jong Gierveld y Van Tilburg (2010), realizaron un estudio transcultural que incluyó personas con edades de entre 18 a 59 años de 7 países: Francia, Alemania,

Países Bajos, Rusia, Bulgaria, Georgia, y Japón. El tamaño de la muestra varió entre 8.158 y 12.828 personas. Los coeficientes de fiabilidad en la dimensión soledad emocional oscilaron entre .81 a .86. En cuanto, a la dimensión soledad social varió entre .85 a .90. En España (Buz & Prieto, 2013), se examinó las propiedades psicométricas de la escala a través del modelo de Rasch en una muestra de 614 personas, entre los 60 y 96 años. Los resultados muestran baja fiabilidad de las puntuaciones; mientras que el análisis factorial confirma una estructura unidimensional. En China (Leung, De Jong Gierveld & Lam, 2008), se evaluó a 103 adultos mayores de la ciudad de Hong Kong con una versión breve de la escala de 6 ítems, reportándose una fiabilidad aceptable ($KR = .76$) y una estructura factorial de dos dimensiones con tres ítems cada uno de ellos.

Los resultados de los estudios psicométricos de la Escala de Soledad de De Jong Gierveld (De Jong Gierveld & Kamphuis, 1985), han generado un debate respecto a su estructura factorial. Algunos autores han resaltado la aparición de dos dimensiones que han denominado soledad social y emocional (De Jong Gierveld & van Tilburg, 1992; van Tilburg, 1988; Van Baarsen et al., 1999; Van Baarsen, Snijders, Smit & Van Duijn, 2001; Zammuner, 2008; Kunts, Bogaerts & Winkel, 2010). Sin embargo, otros estudios señalan que no existe una base teórica para la determinación de bidimensionalidad respecto a la soledad (De Jong Gierveld & Kamphuis, 1985, p. 295), atribuyendo la aparición de un segundo factor al efecto del método de los ítems inversos (Buz & Prieto, 2013), lo cual es confirmado a través de un estudio transcultural llevado a cabo en siete países (De Jong Gierveld & Van Tilburg, 2010). Otros autores, buscando una solución al problema, señalan que es posible considerar tanto la escala unidimensional y la bidimensional (Heylen, 2010), sugiriendo denominarla escala de 11 ítems bidimensional de De Jong Gierveld (Zammuner, 2008).

En base a los supuestos teóricos y la evidencia empírica presentada, en la presente investigación se ha considerado como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Soledad de De Jong Gierveld (De Jong Gierveld & Kamphuis, 1985) en una muestra de jóvenes y adultos peruanos. Este objetivo se justifica a partir de cuatro aspectos fundamentales: primero, se evidencia una ausencia de estudios acerca de la estructura factorial y propiedades psicométricas de la escala en población peruana. En segundo lugar, como se ha mencionado anteriormente, si bien la gran mayoría de estudios psicométricos de la escala se han realizado en población anciana, los estudios de prevalencia demuestran una mayor frecuencia de sentimientos de soledad a edades tempranas (Perlman & Landolt, 1999) lo que justifica el explorar las propiedades psicométricas en población joven universitaria. Tercero, a nivel teórico, el estudio permitirá revisar si la estructura factorial es igual o diferente a los estudios previamente realizados a nivel internacional, así como examinar el comportamiento de los ítems en un contexto cultural diferente al lugar donde se construyó (Fernández, Pérez, Alderete, Richaud & Fernández, 2010; Muñiz, Elosua & Hambleton, 2013), colocando en la palestra el constructo soledad dando inicio a su estudio sistemático en población juvenil peruana y no solo adulta mayor con previamente se ha venido realizando (Cardona, Villamil, Henao & Quintero, 2010; Rubio & Aleixandre, 2001). En cuarto lugar, a nivel práctico, la breve extensión de la escala permite tener una medida de autoinforme rápida y válida de la soledad, reduciendo así costos de aplicación y análisis, siendo útil también su aplicación en estudios epidemiológicos a gran escala o como parte de una batería de instrumentos.

Método

Diseño

La investigación es de tipo instrumental, teniendo como objetivo dar respuesta a problemas orientados a demostrar las propiedades psicométricas de los instrumentos de medición (Montero & León, 2007).

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 509 jóvenes y adultos peruanos, con una edad promedio fue 21.85 (DE = 4.54), seleccionados de forma no probabilística. En la tabla 1, se presenta las características sociodemográficas.

Tabla 1. *Características sociodemográficas de la muestra total y submuestras*

Variables	Total (N = 509)		AFE (N=150)		AFC (N=359)	
	<i>f</i>	%	<i>f</i>	%	<i>f</i>	%
<i>Sexo</i>						
Mujer	371	73	110	73	261	65
Varón	138	27	49	27	98	25
<i>Rangos de edades</i>						
16 a 20	169	33	55	33	114	32
21 a 22	182	36	48	36	134	37
23 a 52	158	31	47	31	111	31
<i>Área de Lima Metropolitana</i>						
Callao	60	12	21	12	39	11
Lima Centro	207	41	61	41	146	41
Lima Este	92	18	23	18	69	19
Lima Norte	84	17	25	17	59	16
Lima Sur	66	13	20	13	46	13
<i>Tiene pareja</i>						
No	275	54	90	60	185	52
Si	234	46	60	40	174	48
<i>Orientación sexual</i>						
Heterosexual	461	91	138	92	323	90
Homosexual	21	4	5	5	13	4
Bisexual	27	5	4	3	23	6

Nota: *f* = frecuencia; % = Porcentaje

Cabe mencionar que se dividió la muestra total, en dos submuestras para el análisis factorial exploratorio (AFE) (N =150) y otra para el análisis factorial confirmatorio (AFC) (N=359). Esta división fue realizada mediante el programa estadístico utilizado, siguiendo lo recomendado por Harrington (2008), quien señala que, para confirmar la estructura factorial identificada mediante el análisis factorial exploratorio (AFE), el análisis factorial confirmatorio (AFC) debe ser realizado en una muestra nueva y diferente a la inicial. Esta selección aleatoria ayudó a mantener la misma proporción de cada variable sociodemográfica en cada submuestra

Instrumento

Los datos fueron recogidos a través de la traducción y adaptación al castellano de la Escala de Soledad de De Jong Gierveld (De Jong Gierveld & Kamphuis, 1985) realizada por Buz y Prieto (2013), cuyas propiedades psicométricas fueron señaladas líneas arriba. La escala contiene 11 ítems, cuyas alternativas de respuestas varían de 1=no; 2= más o menos, 3= sí. De acuerdo a recomendaciones de los autores originales de la escala, para el cálculo de las puntuaciones de soledad, las respuestas deben dicotomizarse, consignando un punto a las respuestas "más o menos" o "no" de los ítems 1, 4, 7, 8 y 11 (ítems negativos), mientras que en los ítems restantes se consigna un punto si se responde "más o menos" o "sí". De esta forma, la escala oscila entre 0 (ausencia de soledad) hasta 11 (soledad máxima). Para la traducción al castellano, los autores emplearon el método de doble traducción, del holandés al español y viceversa, contando para ello con la participación de dos traductores bilingües que tienen como lengua materna la holandesa y española.

Procedimiento

Inicialmente, se realizó la aplicación de la escala a un grupo piloto de 20 personas con el fin de identificar posibles problemas en la comprensión de los ítems. Así, se realizó cambios en dos palabras de dos ítems, modificando el término *necesidad* por *dificultad*, y *estrecho* por *cercano*, que pertenecen a los ítems 4 y 8 respectivamente (Véase, apéndice A). La escala se administró a los estudiantes en sus respectivos salones de clases, informándoles acerca del objetivo del estudio y de las condiciones de anonimato. Se realizó también una administración de forma virtual de la escala a través de un enlace compartido por redes sociales. Tanto para la aplicación presencial y virtual, los participantes resolvieron la escala de manera voluntaria y anónima, dando su conformidad mediante el llenado y firma de una ficha de consentimiento informado, la cual garantiza la confidencialidad de los datos.

Análisis de datos

Los análisis estadísticos se realizaron utilizando los programas de libre acceso FACTOR versión 9.3 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2007), para el análisis factorial exploratorio; y "R" versión 3.1.2 (R Development Core Team, 2007) para el análisis factorial confirmatorio. El análisis estadístico fue realizado mediante etapas: En la primera etapa, se analizó los ítems de forma preliminar, prestando mucha atención a los coeficientes de curtosis y asimetría (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2005), este último coeficiente indica la tendencia de los participantes a responder al ítem sin utilizar el amplio rango de puntuaciones posibles (Vance, Winne y Right, 1983), mientras que el primero señala el grado de concentración de los valores hacia la zona central de la distribución.

En la segunda etapa, se realizó el análisis factorial exploratorio (AFE) con 150 participantes, siendo superior al criterio $[N = 10k]$ (Nunnally, 1978; Thorndike, 1982). El AFE permite observar la agrupación de los ítems (Tabachnick & Fidell, 2007). Se examinaron las medidas de adecuación muestral: coeficiente Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) y la prueba de esfericidad de Bartlett (Bartlett, 1950). La determinación del número de factores, fue mediante el método de análisis paralelo (Ledesma & Valero-Mora, 2007). El método de extracción fue *mínimos cuadrados no ponderados*; debido a la distribución no normal de los datos (Costello & Osborne, 2005).

En la tercera etapa, se verificó y comparó la estructura interna mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC), siguiendo la clasificación de Mueller y Hancock (2008): se calcularon los índices de ajuste absoluto (McDonald & Ho, 2002). χ^2 robusto (Satorra & Bentler, 2001), el ratio S-B χ^2/df (Tabachnick & Fidell, 2007), índices absolutos (Hu &

Bentler, 1999): error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, por su nombre en inglés Root Mean Square Error of Approximation, $\leq .06$); raíz residual estandarizada cuadrática media (SRMR, por su nombre en inglés Standardized Root Mean Square Residual, $\leq .08$) (Hu & Bentler, 1999; Browne & Cudeck, 1993). Índices comparativos (CFI, por su nombre en inglés Comparative Fit Index, $\geq .95$). Adicionalmente, se calculó el criterio de Akaike (AIC, por su nombre en inglés Akaike Information Criterion) (Caballero, 2011).

Para la evaluación del modelo bifactor, se utilizó los índices de resistencia (Rios y Wells, 2014; Reise, Scheines, Widaman & Haviland, 2013): (a) varianza común explicada (ECV, por su nombre en inglés Explained Common Variance) y (b) porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC, por sus siglas en inglés Percentage of uncontaminated correlations)

En la quinta etapa, se estimó la fiabilidad mediante el coeficiente omega y omega (McDonald, 1999) jerárquico (Zinbarg, Revelle, Yovel, & Li, 2005; Rodríguez, Reise & Haviland, 2015).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

En la tabla 2, se muestra el análisis preliminar de los ítems. Destacó el ítem 10 con la media más baja (Media = .273); mientras que el ítem 5 (Media = .707) y 7 (Media = .633) presentan la media más alta. Las desviaciones estándar más altas las presentan los ítems 6 y 9. Así mismo, los ítems 2 y 5 presentan asimetría negativa. Casi todos los ítems presentan valores de curtosis superiores a ± 1.5 (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Se realizó el cálculo de coeficiente de Mardia (1970) que fue 134.46 ($p > .05$) indicando que no normalidad multivariada.

Tabla 2. *Análisis preliminar de los ítems (N = 150)*

Ítem	M	DE	As	Curt
1. Siempre hay alguien con quien puedo hablar de mis problemas diarios.	.393	.489	.440	-1.801
2. Echo de menos tener un buen amigo de verdad.	.567	.496	-.271	-1.920
3. Siento una sensación de vacío a mí alrededor.	.433	.496	.271	-1.920
4. Hay suficientes personas a las que puedo recurrir en caso de dificultades	.407	.491	.383	-1.848
5. Echo de menos la compañía de otras personas.	.707	.455	-.914	-1.164
6. Pienso que mi círculo de amistades es demasiado limitado.	.520	.500	.081	-1.987
7. Tengo mucha gente en la que puedo confiar completamente.	.633	.482	.557	-1.685
8. Hay suficientes personas con las que tengo una amistad muy cercana.	.400	.490	.411	-1.826
9. Echo de menos tener gente a mí alrededor.	.487	.500	.054	-1.990
10. Me siento abandonado(a) frecuentemente.	.273	.446	1.024	-.952
11. Puedo contar con mis amigos siempre que lo necesito.	.347	.475	.649	-1.575

Nota: M= Media; DE= Desviación Estándar; As = Asimetría; Curt = Curtosis

Análisis Factorial Exploratorio

Antes de proceder con el AFE. Se examinó los índices de adecuación muestral. De esta manera, se calculó el KMO cuyo valor fue .842 siendo considerado Bueno (Kaiser, 1974);

mientras que la prueba de esfericidad de Barlett fue significativa ($\chi^2=414.2$; $gl=55$; $p<0,001$). Ambos resultados permiten realizar el AFE (Kaplan & Saccuzzo, 2006).

En la tabla 3, se presenta la matriz patrón que muestra los coeficientes de regresión (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) que son $\geq .30$ (McDonald, 1999), salvo el ítem 5. El análisis paralelo indicó que un solo factor subyace a los 11 ítems, mientras que las communalidades fueron $\geq .30$ (Boccardo, 2015). Este único factor explica en 50.23% la varianza del modelo, superando el 40% recomendado por Carmines y Zeller (1979) para definir su unidimensionalidad.

En la tabla 3, se presente además el coeficiente de fiabilidad omega que tiene un valor de .894; por otro lado, el coeficiente KR-20 también ostenta un valor parecido (KR = .892).

Tabla 3. *Análisis preliminar de los ítems y matriz patrón (N = 150)*

Ítem	F1	h ²
1. Siempre hay alguien con quien puedo hablar de mis problemas diarios.	.707	.499
2. Echo de menos tener un buen amigo de verdad.	.576	.332
3. Siento una sensación de vacío a mí alrededor.	.800	.641
4. Hay suficientes personas a las que puedo recurrir en caso de dificultades	.764	.584
5. Echo de menos la compañía de otras personas.	.276	.076
6. Pienso que mi círculo de amistades es demasiado limitado.	.496	.246
7. Tengo mucha gente en la que puedo confiar completamente.	.577	.333
8. Hay suficientes personas con las que tengo una amistad muy cercana.	.739	.546
9. Echo de menos tener gente a mí alrededor.	.546	.298
10. Me siento abandonado(a) frecuentemente.	.878	.772
11. Puedo contar con mis amigos siempre que lo necesito.	.866	.750
Omega	.894	
KR-20	.892	
Carga/h ² media	.657	.462
Autovalor	5.52	
% de varianza	50.23	

Nota: h²=Comunalidad antes de la rotación; F1 = Soledad

Análisis Factorial Confirmatorio

Con un segundo grupo de la muestra (N = 359) se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC), con el fin de corroborar lo obtenido en el AFE y comparar con otros modelos. Se procedió a comparar 4 modelos de estructura factorial: (a) Modelo 1, un solo factor con 11 ítems; (b) Modelo 2, dos factores ortogonales (ítems positivos y negativos); (c) Modelo 3, dos factores oblicuos (ítems positivos y negativos); (d) Modelo 4, un factor general con dos factores específicos (ítems positivos y negativos) llamado

también modelo bifactor (Holzinger & Swineford, 1937). Cabe mencionar que se intentó modelar una estructura unidimensional con el efecto de los ítems inversos, sin embargo, presento problemas de convergencia.

En la tabla 4, se presentan los índices de ajuste de los cuatro modelos antes expuestos. Se observa que los índices del modelo 1 y 2 tuvieron los peores ajustes; debido a que los valores del índice de ajuste comparativo no fueron superiores al .90 (MacCallum & Austin, 2000); asimismo, el cociente de la división $S-B\chi^2/df$ no fue inferior a 2 (Tabachnick & Fidell, 2007). El SRMR no $\leq .08$, ni el RMSEA $\leq .06$ (Hu & Bentler, 1999). Ostentando, además los criterios de Akaike son los más elevados.

Tabla 4. *Índices de ajuste estadístico de 6 modelos de la Escala de Soledad (N = 359)*

	S-B χ^2 (gl)*	S- $B\chi^2/df$	SRMR	CFI	AIC	RMSEA [IC 90%]
Modelo 1	171.18 (44)	3.89	.07	.86	83.18	.09 [.08, .10]
Modelo 2	180.32 (44)	4.10	.16	.85	92.32	.10 [.08, .11]
Modelo 3	88.24 (43)	2.05	.05	.95	2.24	.05 [.04, .07]
Modelo 4	41.59 (31)	1.34	.03	.99	- 20.41	.03 [.00, .05]

Nota: S-B χ^2 = Chi cuadrado con atenuación de Satorra-Bentler, gl = Grados de libertad, SRMR = raíz residual estandarizada cuadrática media, RMSEA = Error Cuadrático Medio de Aproximación, CFI = índice de ajuste comparativo, AIC = Criterio de Akaike, IC = Intervalos de confianza.

El modelo 3, presenta bondades de ajuste aceptables con un $S-B\chi^2/df$ muy próximo a 2 ($S-B\chi^2/df = 2.05$); un $SRMR \leq .06$ ($SRMR = .063$), un RMSEA inferior a .08 (RMSEA = .069), un $CFI \geq .95$ ($CFI = .95$). Mientras que el criterio de Akaike (AIC) es el segundo más bajo (AIC = 2.24). Cabe mencionar, que la relación entre los factores es .63. Por otro lado, el modelo 4 proporciona excelentes valores de ajuste, con un índice comparativo $\geq .95$ ($CFI = .99$), su $SRMR \leq .08$ ($SRMR = .03$) y el RMSEA es $\leq .06$ (RMSEA = .03) estando bastante próximo a cero (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Formiga, Rique, Camino, Mathias & Medeiros, 2011; Sánchez & Sánchez, 1998). Además, el criterio de Akaike (AIC) es -20.41. En vista a que el modelo 4, es una estructura *bifactor*, se calcularon los índices de resistencia, que indicaron la bidimensionalidad de la escala ($ECV = .62$; $PUC = .55$; $\omega_1 = .65$). Estos hallazgos, junto con las cargas factoriales fueron los criterios para determinar el mejor modelo (véase tabla 5).

Tabla 5. Saturaciones de los ítems en los diversos modelos de la ESDJG (N = 359)

Ítems	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
1	.555	.587	.590	.389/.438
2	.457	.491	.494	.498/.415
3	.540	.589	.613	.609/-.134
4	.576	.627	.624	.387/.486
5	.353	.497	.458	.450/.194
6	.391	.425	.437	.435/-.123
7	.561	.610	.605	.366/.490
8	.565	.648	.630	.349/.553
9	.451	.591	.555	.566/.364
10	.566	.627	.651	.709/-.265
11	.644	.653	.673	.479/.461
ω	.77	.81	.82	.80
ω_h	-	-	-	.65
ECV	-	-	-	.62
PUC	-	-	-	.55

Nota: / = simboliza las cargas factorial de los factores específicos; ω_h = Coeficiente omega jerárquico total; ω = Coeficiente omega; ECV = Explained Common Variance; PUC = Percentage of uncontaminated correlations

Fiabilidad

En la tabla 3, también se presenta la fiabilidad calculada por medio del coeficiente omega y omega jerárquico. Respecto al ω el mayor valor es ostentado por el modelo 3 ($\omega = .82$), seguido del modelo 2 ($\omega = .81$), 4 ($\omega = .80$) y 1 ($\omega = .77$). En vista a la utilización del modelo bifactor se calculó el ω_h en el modelo 4 ($\omega_h = .65$).

Discusión

El presente artículo tuvo como objetivo validar la Escala de Soledad de De Jong Gierveld (Buz & Prieto, 2013) en una muestra de jóvenes y adultos de Lima Metropolitana. Los resultados indican que la escala debe ser interpretada como una escala bidimensional oblicua. Lo anterior concuerda con otros estudios en población joven y adulta (Van Baarsen et al., 1999; Zammuner, 2008; Kunts, Bogaerts & Winkel, 2010).

El AFE indicó que la escala versión peruana, es unidimensional; algo que concuerda con lo expuesto por De Jong Gierveld & Kamphuis (1985) quienes refieren la no existencia de base empírica para la bidimensionalidad. No obstante, algunos autores (De Jong Gierveld & van Tilburg, 2010; Zammuner, 2008) revelan también la presencia de una estructura con dos factores oblicuos compuesto por ítems positivos y negativos, designado a estos factores como soledad social y emocional (De Jong Gierveld & van Tilburg, 1992; van Tilburg, 1988).

Por esta razón, se buscó corroborar este resultado mediante el AFC por ser una técnica robusta, modelándose cuatro estructuras factoriales en la búsqueda de analizar cuál de ellos presenta el mejor ajuste; en primer lugar, un modelo con un solo factor; segundo, un modelo con dos factores ortogonales con la participación de ítems formulados en sentido positivo y negativo; en tercer lugar, el modelo de dos factores oblicuos con la participación de ítems positivos y negativos; y en cuarto lugar, un modelo con un factor general con dos factores específicos (con ítems positivos y negativos). Los resultados indican que el modelo 4 (bifactor) mostró bondades de ajuste excelentes. Sin embargo, resulta difícil de ser interpretado (Rios & Wells, 2014). Por esa razón, se examinó los

índices de resistencia factorial, para decidir con fines prácticos, si se trata de una escala unidimensional o bidimensional. Por esa razón, revisó el omega jerárquico $\leq .80$, la varianza común explicada y el porcentaje de correlaciones no contaminadas $\leq .70$. Estos hallazgos revelaron que los factores específicos (ítems positivos e inversos) ejercen una fuerte influencia sobre el factor general, indicando la bidimensionalidad; por ende, el modelo 3, podría ser una mejor estructura para la escala de Soledad De Jong Gierveld; que si bien, no tiene valores de ajuste excelentes como el modelo 4, no son nada despreciables. Esta influencia de los ítems positivos e inversos concuerda con los reportado por Buz y Prieto (2013) y De Jong Gierveld y Van Tilburg (2010).

Asimismo, se comprobó que la confiabilidad de la escala, en función de la estructura bidimensional oblicua sugerida siendo considerada buena ($\omega = .83$); situación similar a lo señalado por De Jong Gierveld y Van Tilburg (2010) en un estudio transcultural que incluyó 7 países para edades de entre 18 a 59 años.

Los resultados de la estructura factorial y la confiabilidad, parecen sugerir que una estructura bidimensional oblicua es pertinente en la población de jóvenes, adultos y adultos mayores (Kunts, Bogaerts & Winkel, 2010). Lo anterior estaría en relación a lo mencionado por Pinquart y Sörensen (2001) quienes señalan que la soledad se desarrolla en forma de "U", siendo percibida con niveles altos en la juventud, disminuyendo en la adultez e incrementándose en grupos de personas adultas mayores. La diferencia de la percepción de soledad entre jóvenes y adultos mayores radicaría, según algunos autores (Hawkley et al., 2008), en los diferentes factores que ocasionan la percepción de soledad, en la vejez están más relacionadas a la pérdida de seres queridos y la disminución del contacto social producto de la disminución de las capacidades físicas.

En conclusión, los resultados de la Escala de Soledad De Jong Gierveld aplicada a jóvenes y adultos peruanos, es válida y confiable. La elección del modelo 3, resulta parsimonioso y coherente con estudios previos (Moorer & Suurmeijer, 1993; Van Tilburg & Leeuw, 1991; Tilburg, 1992; van Tilburg, 1988; Zammuner, 2008).

A pesar de los resultados obtenidos, existen algunas limitaciones a considerar, como: el tamaño muestral, el mismo que fue no probabilístico, presentándose mayor cantidad de personas de un sector de Lima Metropolitano. Ante la ausencia de estudios con la escala de soledad De Jong Gierveld, en el Perú y en la región, los resultados aquí encontrados deben ser tomados como no concluyentes. Asimismo, se recomienda continuar con el estudio de la escala de soledad De Jong Gierveld mediante otros métodos de validación como los de validación convergente y divergente (Campbell & Fiske, 1959) y el análisis de los ítems desde el modelo Rasch, con el cual la escala fue originalmente creada.

Referencias

- Alpass, F. M., & Neville, S. (2003). Loneliness, health and depression in older males. *Aging & Mental Health*, 7, 212-216. doi: 10.1080/1360786031000101193.
- American Psychiatric Association (2000). DSM-IV-TR. Washington, DC: Author.
- Anderson, C. A. (1999). Attributional style, depression, and loneliness: A cross-cultural comparison of American and Chinese students. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 25, 482-499. doi: 10.1177/0146167299025004007.
- Anderson, C. A., & Harvey, R. J. (1988). Brief report: Discriminating between problems in living: An examination of measures of depression, loneliness, shyness, and social anxiety. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 6, 482-491. doi: 10.1521/jscp.1988.6.3-4.482

- Andersson, L. (1982). Interdisciplinary study of loneliness: with evaluation of social contacts as a means towards improving competence in old age. *Acta Sociologica*, 25, 75-80. doi: 10.1177/000169938202500106
- Asher, S. R., & Paquette, J. A. (2003). Loneliness and peer relations in childhood. *Current Directions in Psychological Science*, 12, 75-78. doi: 10.1111/1467-8721.01233
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 3(2), 77-85. doi: 10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x
- Boccardo, G. (2015). *Guía de trabajo en "R": Análisis factorial y análisis de componentes principales*. Recuperado de https://www.u-cursos.cl/facso/2015/1/SO01023/1/material_docente/bajar?id_material=1049217
- Borges, A.; Prieto, P.; Ricchetti, G.; Hernández, C. & Rodríguez, E. (2008). Validación cruzada de la factorización del Test UCLA de soledad. *Psicothema*. 20(4), 924-927.
- Bradburn, N. M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Chicago: Aldine
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.). *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Buz, J., & Prieto, G. (2013). Análisis de la Escala de Soledad de De Jong Gierveld mediante el modelo de Rasch. *Universitas Psychologica*, 12, 971-981. doi:10.11144/Javeriana.UPSY12-3.aesd
- Buz, J., & Perez-Arechaederra, D. (2014). Psychometric properties and measurement invariance of the Spanish version of the 11-item de Jong Gierveld loneliness scale. *International Psychogeriatrics*. 26(4), 1543-1564.. Doi: 10.1017/S1041610214000507
- Caballero, F. (2011). *Selección de modelos mediante criterios de información en análisis factorial. Aspectos teóricos y computacionales*. Doctoral dissertation, Universidad de Granada, Granada, España.
- Cacioppo, J. T., Ernst, J. M., Burleson, M. H., McClintock, M. K., Malarkey, W. B., Hawkley, L. C., ... & Spiegel, D. (2000). Lonely traits and concomitant physiological processes: the MacArthur social neuroscience studies. *International Journal of Psychophysiology*, 35, 143-154. doi: 10.1016/S0167-8760(99)00049-5
- Cacioppo, J. T., Hawkley, L. C., Crawford, L. E., Ernst, J. M., Burleson, M. H., Kowalewski, R. B., ... & Berntson, G. G. (2002). Loneliness and health: Potential mechanisms. *Psychosomatic Medicine*, 64(3), 407-417.
- Cacioppo, J. T., Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkley, L. C., & Thisted, R. A. (2006). Loneliness as a specific risk factor for depressive symptoms: cross-sectional and longitudinal analyses. *Psychology and Aging*, 21(1), 140-151. doi: 10.1037/0882-7974.21.1.140
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81-105. doi: 10.1037/h0046016

- Cardona, J., Villamil, M., Henao E., & Quintero, A. (2010). Validación de la escala "ESTE" de soledad en la población adulta. *Revista Investigación y Educación en Enfermería*, 28, 416-427.
- Carmines, E. y Zeller, R. (1979). *Reliability and validity assessment*. California: Sage.
- Carvajal-Carrascal, G. & Caro-Castillo, C. (2009). Soledad en la adolescencia: análisis del concepto. *Aquichan*, 9, 281-296.
- Cava, M. J., Musitu, G., & Murgui, S. (2007). Individual and social risk factors related to overt victimization in a sample of Spanish adolescents. *Psychological Reports*, 101(1), 275-290. doi: 10.2466/pro.101.1.275-290
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and estandarized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290. doi: 10.1037/1040-3590.6.4.284
- Costello, A. B. & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Pan-Pacific Management Review*. 12(2), 131-146.
- Cuny, J. A. (2001). Actitud y sentimiento de soledad en un grupo de adolescentes universitarios de Lima. *Persona*, 4, 111-128.
- De Jong Gierveld, J. & Kamphuis, F. H. (1985). The development of a Rasch-type loneliness scale. *Applied Psychological Measurement*, 9(3), 289-299. doi: 10.1177/014662168500900307
- De Jong Gierveld, J. (1987). Developing and testing a model of loneliness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(1), 119-128. doi: 10.1037/0022-3514.53.1.119
- De Jong Gierveld, J., & Van Tilburg, T. (2010). The De Jong Gierveld short scales for emotional and social loneliness: tested on data from 7 countries in the UN generations and gender surveys. *European Journal of Ageing*, 7(2), 121-130. doi: 10.1007/s10433-010-0144-6
- De Jong Gierveld, J., & van Tilburg, T. G. (1992). Triangulatie in operationaliseringsmethoden. In G. J. N. Bruinsma & M. A. Zwanenburg (Eds.), *Methodologie voor Bestuurskundigen: Stromingen en Methoden* (pp. 273-298). Muiderberg: Coutinho.
- De Jong Gierveld, J., & van Tilburg, T. G. (2011). *Manual of the Loneliness Scale 1999*. Amsterdam: Vrije Universiteit, Department of Social Research Methodology.
- Deniro, D. A. (1995). Perceived alienation in individs with residual-type schizophrenia. *Issues in Mental Health Nursing*, 16(3), 185-200. doi: 10.3109/01612849509006934
- Derbyshire, D. (2010). *Loneliness is a killer: It's as bad for your health as alcoholism, smoking and over-eating, say scientists*. Recuperado de: <http://www.dailymail.co.uk/health/article-1298225/Loneliness-killer-Its-bad-health-alcoholism-smoking-eating-say-scientists>
- DiTommaso, E., & Spinner, B. (1993). The development and initial validation of the Social and Emotional Loneliness Scale for Adults (SELSA). *Personality and Individual Differences*, 14(1), 127-134. doi: 10.1016/0191-8869(93)90182-3

- Ditommaso, E., Brannen, C., & Best, L. A. (2004). Measurement and validity characteristics of the short version of the social and emotional loneliness scale for adults. *Educational and Psychological Measurement*, 64(1), 99-119. doi: 10.1177/0013164403258450
- Dykstra, P. A. (2009). Older adult loneliness: myths and realities. *European Journal of Ageing*, 6, 91-100. doi: 10.1007/s10433-009-0110-3
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A., Richaud, M.C & Fernández, M. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Evaluar*, 10, 60 – 74.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Formiga, N., Rique, J., Camino, C., Mathias, A. y Medeiros, F. (2011). Escala Multidimensional de Reatividade Interpessoal – EMRI: Consistência Estrutural da versão reduzida. *Revista de Psicologia – UCV*, 13(2), 188- 198.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (2005), *Análisis multivariante*. Madrid: Pearson.
- Harrington, D. (2008). *Confirmatory factor analysis*. New York, New York: Oxford University Press.
- Hawkley, L. C., & Cacioppo, J. T. (2003). Loneliness and pathways to disease. *Brain, Behavior, and Immunity*, 17(1), 98-105. doi: 10.1016/S0889-1591(02)00073-9
- Hawkley, L. C., Burleson, M. H., Berntson, G. G., & Cacioppo, J. T. (2003). Loneliness in everyday life: cardiovascular activity, psychosocial context, and health behaviors. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(1), 105-120. doi: 10.1037/0022-3514.85.1.105
- Hawkley, L.C., Hughes, M.E., Waite, L.J., Masi, C.M., Thisted, R.A. & Cacioppo, J.T. (2008). From social structural factors to perceptions of relationship quality and loneliness: the Chicago health, aging, and social relations study. *The Journals of Gerontology*, 63(6), S375–S384. doi: 10.1093/geronb/63.6.S375
- Heinrich, L. M., & Gullone, E. (2006). The clinical significance of loneliness: A literature review. *Clinical Psychology Review*, 26(6), 695-718. doi: 10.1016/j.cpr.2006.04.002
- Heylen, L. (2010). The older, the lonelier? Risk factors for social loneliness in old age. *Ageing and Society*, 30(7), 1177-1196. doi: 10.1017/S0144686X10000292
- Holzinger, K.J., & Swineford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2(1), 41-54. doi: 10.1007/BF02287965
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- Hu, L.T. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Iecovich, E. (2013). Psychometric properties of the Hebrew version of the de Jong Gierveld loneliness scale. *Educational Gerontology*, 39(1), 12-27. doi: 10.1080/03601277.2012.660860

- Kaiser, H. F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35(4), 401-415. doi: 10.1007/BF02291817
- Kaplan, R. M. & Saccuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas. Principios, aplicaciones y temas*. México: Thomson.
- Kunst, M., Bogaerts, S., & Winkel, F. W. (2010). Domestic violence and mental health in a Dutch community sample: The adverse role of loneliness. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 20, 419-425. doi: 10.1002/casp.1040
- Larson, R. W. (1999). The uses of loneliness in adolescence. In K. J. Rotenberg & S. Hymel (Eds.), *Loneliness in childhood and adolescence* (pp.244-262). Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Ledesma, R., D., & Valero-Mora, P. (2007). Determining the number of factors to retain in EFA: an easy-to-use computer program for carrying out paralell analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 12(2), 1-11.
- Leung, G. T. Y., De Jong Gierveld, J., y Lam, L. C. W. (2008). Validation of the chinese translation of the 6-item de Jong Gierveld loneliness scale in elderly chinese. *International Psychogeriatrics*, 20(6), 1262-1272. doi:10.1017/S1041610208007552
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. (2007). *FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. University Rovira y Virgili.
- Luanaigh, C. Ó., & Lawlor, B. A. (2008). Loneliness and the health of older people. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 23(12), 1213-1221. doi: 10.1002/gps.2054
- MacCallum, R. C. & Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology*, 51, 201-226. doi:10.1146/annurev.psych.51.1.201
- Mahon, N. E., Yarcheski, A., Yarcheski, T. J., Cannella, B. L., & Hanks, M. M. (2006). A meta-analytic study of predictors for loneliness during adolescence. *Nursing Research*, 55(5), 308-315.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- McDonald, R.P. & Ho, M. H. R. (2002). Principles and Practice in Reporting Statistical Equation Analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64-82. doi: 10.1037//1082-989X.7.1.64
- McWhirter, B. T. (1990). Factor analysis of the revised UCLA Loneliness Scale. *Current Psychology*, 9(1), 56-68. doi: 10.1007/BF02686768
- Montero, O., & León, I. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Montero, M., & Sánchez-Sosa, J. J. (2001). La soledad como fenómeno psicológico: un análisis conceptual. *Salud Mental*, 24, 19-27.
- Moore, D., & Schultz Jr, N. R. (1983). Loneliness at adolescence: Correlates, attributions, and coping. *Journal of Youth and Adolescence*, 12(2), 95-100. doi: 10.1007/BF02088307

- Moorer, P., & Suurmeijer, T. P. (1993). Unidimensionality and cumulativeness of the loneliness scale using Mokken scale analysis for polychotomous items. *Psychological Reports*, 73(3), 1324-1326. doi: 10.2466/pro.1993.73.3f.1324
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2008). Best practices in structural equation modeling. En J. Osborne (Ed.). *Best practices in quantitative methods*. (pp. 488-508). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Muñiz, J., Elosua, P. & Hambleton, R.K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de tests: segunda edición. *Papeles del Psicólogo*, 25(2), 151-157. doi: 10.7334/psicothema2013.24
- Mushtaq, R., Shoib, S., Shah, T., & Mushtaq, S. (2014). Relationship between loneliness, psychiatric disorders and physical health? A review on the psychological aspects of loneliness. *Journal of Clinical and Diagnostic Research*, 8(9), WE01-WE04. doi: 10.7860/JCDR/2014/10077.4828
- Nolen-Hoeksema, S., & Ahrens, C. (2002). Age differences and similarities in the correlates of depressive symptoms. *Psychology and Aging*, 17(1), 116-124. doi: 10.1037/0882-7974.17.1.116
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Overholser, J. C. (1992). Interpersonal dependency and social loss. *Personality and Individual Differences*, 13(1), 17-23. doi: 10.1016/0191-8869(92)90212-8
- Parlee, M. B. (1979). The friendship bond. *Psychology Today*, 13, 43-54.
- Pérez C. (1997). La Soledad. *Geriátrica*. 13, 233-236
- Perlman, D., & Landolt, M. (1999). Examination of loneliness across the life cycle: Two solitudes or unified enterprise? En K. J. Rotenberg (Ed.), *Loneliness in childhood and adolescence* (pp. 247-325). Cambridge, UK: Cambridge University Press
- Perlman, D., & Peplau, L. A. (1981). Toward a social psychology of loneliness. En S. Duck, & R. Gilmour (Eds.), *Personal Relationships in Disorder* (pp. 31-56). London: Academic Press
- Pinquart, M. & Sörensen, S. (2001). Influences on loneliness in older adults: a meta-analysis. *Basic and Applied Social Psychology*. 23(4), 245-266
- R Development Core Team (2007). R: A language and environment for statistical computing. Viena, Austria: R Foundation for Statistical Computing [programa informático] [en línea] Disponible en: URL: <http://cran.r-project.org/>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. doi: 10.1177/0013164412449831
- Rios, J., & Wells, C. (2014). Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*, 26(1), 108-116. doi: 10.7334/psicothema2013.260.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2015). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-273. doi: 10.1080/00223891.2015.1089249.

- Rokach, A. (2012). Loneliness updated: An introduction. *The Journal of Psychology*, 146(1-2), 1-6. doi: 10.1080/00223980.2012.629501
- Rotenberg, K. J., & Hymel, S. (1999). *Loneliness in childhood and adolescence*. Cambridge University Press.
- Rotenberg, K.J., y Hymel, S. (1999). *Loneliness in childhood and adolescence*. New York: Cambridge University Press.
- Rubinstein, C., Shaver, P., & Peplau, L. A. (1979). Loneliness. *Human Nature*, 2, 38-65.
- Rubio, R. & Aleixandre, M. (2001). Un estudio sobre la soledad en las personas mayores: entre estar solo y sentirse solo. *Revista Multidisciplinar de Gerontología*, 11, 23-28.
- Rubio, R., & Aleixandre, M. (1999). La escala "este", un indicador objetivo de soledad en la tercera edad. *Geriátrika: Revista Iberoamericana de Geriátría y Gerontología*, 15, 26-35.
- Russel, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(3), 472-480.
- Russell, D., Peplau, L. A., & Ferguson, M. L. (1978). Developing a measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, 42, 290-294.
- Sánchez, E. & Sánchez, M. (1998). Los modelos de estructuras de covarianza como método de validación de constructo. En V. Manzano, V y M. Sánchez (Comps.), *Investigación del Comportamiento. Innovaciones metodológicas y estrategias de docencia* (pp. 101-112). Sevilla: Instituto Psicosociológico Andaluz de Investigaciones.
- Satorra, A. & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. doi:10.1007/BF02296192
- Scharf, T., & de Jong Gierveld, J. (2008). Loneliness in urban neighbourhoods: an Anglo-Dutch comparison. *European Journal of Ageing*, 5(2), 103-115. doi:10.1007/s10433-008-0080-x
- Sermat, V. (1978). Sources of loneliness. *Essence: Issues in the Study of Ageing, Dying, and Death*. 2, 271-276.
- Stravynski, A., & Boyer, R. (2001). Loneliness in relation to suicide ideation and parasuicide: A population-wide study. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 31, 32-40.
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics (5th ed.)*. Boston: Pearson/Allyn & Bacon.
- Thorndike, R.L. (1982). *Applied Psychometrics*. Boston: Houghton-Mifflin.
- Van Baarsen, B., Smit, J. H., Snijders, T. A., & Knipscheer, K. P. (1999). Do personal conditions and circumstances surrounding partner loss explain loneliness in newly bereaved older adults? *Ageing and Society*, 19(4), 441-469.

- Van Baarsen, B., Snijders, T. A., Smit, J. H., & Van Duijn, M. A. (2001). Lonely but not alone: Emotional isolation and social isolation as two distinct dimensions of loneliness in older people. *Educational and Psychological Measurement*, 61(1), 119-135. doi: 10.1177/00131640121971103
- Van Tilburg, T. G. (1988). Verkregen en gewenste ondersteuning in het licht van eenzaamheidservaringen [Obtained and desired support in association with loneliness]. Doctoral Dissertation, Vrije Universiteit Amsterdam, the Netherlands.
- Van Tilburg, T. G., & Leeuw, E. D. (1991). Stability of scale quality under different data collection procedures: A mode of comparison on the de Jong Gierveld Loneliness Scale. *International Journal of Public Opinion Research*, 3(1), 69-85. doi: 10.1093/ijpor/3.1.69
- Vance, R.I., Winne, P.S. y Wright, E.S. (1983). A longitudinal examination of rater and ratee effects in performance ratings. *Personnel Psychology*, 36(3), 609-620. doi: 10.1111/j.1744-6570.1983.tb02238.x
- Wei, M., Shaffer, P. A., Young, S. K., & Zakalik, R. A. (2005). Adult Attachment, Shame, Depression, and Loneliness: The Mediation Role of Basic Psychological Needs Satisfaction. *Journal of Counseling Psychology*, 52(4), 591-601. doi: 10.1037/0022-0167.52.4.591
- Weiss, R.S. (1973). *Loneliness: the experience of emotional and social isolation*. Cambridge, MA: MIT Press
- Yárnoz, S. (2008). Adaptación al castellano de la escala para la evaluación de la soledad social y emocional en adultos SESLA-S. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8(1), 103-116.
- Zambrano, A. (1997). *Uno entre los demás: un aporte psicométrico al estudio de la soledad*. Lima: La Parola.
- Zammuner, V. L. (2008). Italian's social and emotional loneliness: The results of five studies. *International Journal of Social Sciences*, 3, 108-120.
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω H: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70, 123-133. doi:10.1007/s11336-003-0974-7