

Evidencia de Validez y Confiabilidad de una Medida de Soledad en Adolescentes Peruanos

Evidence of Validity and Reliability of a Measure of Loneliness in Peruvian Adolescents

José Ventura-León *¹, Tomás Caycho-Rodríguez¹, Miguel Barboza-Palomino¹,
Georgina Cáceres-Gonzales²

1 - Universidad Privada del Norte, Perú.

2 - Universidad Inca Garcilaso de la Vega, Perú.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 14/08/2017 Revisado: 18/09/2017 Aceptado: 27/09/2017

Resumen

En este artículo se analizó la evidencia de validez basada en la estructura interna y la confiabilidad de las puntuaciones de los 11 ítems de la Escala de Soledad De Jong-Gierveld (DJGLS, por sus siglas en inglés) en adolescentes peruanos. Se trabajó con una muestra de 851 adolescentes ($M = 15.07$ años, $DE = 1.5$), estudiantes de colegios de Lima Metropolitana. El análisis factorial mostró una estructura bidimensional oblicua (soledad social y emocional) con buenos índices de bondad de ajuste ($CFI \geq .90$, $RMSEA \leq .08$). La confiabilidad fue estimada mediante el coeficiente omega ($\omega = .827$), y considerada como aceptable ($\geq .70$). Se concluye que la DJGLS muestra propiedades psicométricas adecuadas y puede ser considerada una medida breve para el estudio de la soledad en los adolescentes peruanos. Además, el uso de la DJGLS en base a esta estructura factorial oblicua permitirá ampliar el conocimiento de los factores individuales y sociales que participan en el desarrollo de la soledad.

Palabras Clave: *adolescentes, confiabilidad, soledad, validez*

Abstract

In this article evidence of validity was analyzed, based on the internal structure and reliability of the scores of the 11 items of the De Jong-Gierveld Loneliness Scale (DJGLS) in Peruvian adolescents. The study was carried out with a sample of 851 adolescents ($M = 15.07$ years old, $SD = 1.5$) from schools in Metropolitan Lima. Factor analysis showed a two-dimensional oblique structure (social and emotional loneliness) with good indices of goodness of fit ($IFC \geq .90$, $RMSEA \leq .08$). Reliability was estimated using the omega coefficient ($\omega = .827$), and considered as acceptable ($\geq .70$). It is concluded that the DJGLS shows adequate psychometric properties and can be considered a brief measure for the study of loneliness in Peruvian adolescents. Also, the use of DJGLS with this factorial structure allows a better knowledge of the individual and social factors involved in the development of loneliness.

Keywords: *adolescents, reliability, loneliness, validity*

*Correspondencia a: José Ventura-León. Dirección Postal: Av. Tingo María 1122-Cercado de Lima, Lima, Perú. jose.ventura@upn.pe

Cómo citar este artículo: Ventura-León, J., Caycho-Rodríguez, T., Barboza-Palomino, M., & Cáceres-González, G. (2017). Evidencia de validez y confiabilidad de una medida de soledad en adolescentes peruanos. *Revista Evaluar*, 17(2), 126-142. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

La *soledad* es definida como un estado emocional subjetivo, desagradable y estresante; originado por la percepción de que la cantidad y calidad de las relaciones sociales actuales no son las deseadas (Asher & Weeks, 2014; Perlman & Peplau, 1981) y caracterizada por una profunda sensación de aislamiento social, amenaza personal y falta de control (Hawkley & Cacioppo, 2010; VanderWeele, Hawkley, & Cacioppo, 2012). Algunos autores (Rubio & Aleixandre, 2001) señalan una diferencia entre sentirse solo y estar solo, indicando que el primero es un sentimiento subjetivo y doloroso; y el segundo, se entiende como la ausencia de compañía social y familiar. De esta forma, considerando lo anterior, se identifican algunas características importantes del concepto de *soledad*, entre estas: (a) tiene su origen en el establecimiento inadecuado de relaciones significativas; (b) se experimenta de forma subjetiva y es diferente al aislamiento social, que implica el distanciamiento físico; (c) genera una sensación estresante y de desagrado (Perlman & Peplau, 1981).

En los últimos años, la soledad se ha convertido en un problema de salud pública (Holt-Lunstad, Smith, Baker, Harris, & Stephenson, 2015), debido a los efectos que tiene en la salud física y psicológica (Doman & Le Roux, 2010), y que repercuten en la calidad de vida de las personas (Adameczyk & Segrin, 2015). En el plano de la salud física, la soledad es un factor de riesgo de mortalidad tan importante como la obesidad (Holt-Lunstad et al., 2015). Al respecto, un trabajo de meta-análisis (Holt-Lunstad, Smith, & Layton, 2010) concluyó que el riesgo de mortalidad por la soledad puede llegar a ser el doble que el ocasionado por la obesidad. Esta información se encuentra asociada con los problemas que la soledad parece generar en la salud mental, en re-

lación con la depresión (Cacioppo, Hughes, Waite, Hawkley, & Thisted, 2006; Victor & Yang, 2012), los problemas de estrés y el consumo de alcohol (Mushtaq, Shoib, Shah, & Mushtaq, 2014), la angustia (Rokach, 2012), la aparición de fobias y desórdenes obsesivo-compulsivos (Meltzer et al., 2013) y los afectos negativos que funcionan como variable mediadora para la soledad (Baytemir & Yildiz, 2017). Lo anterior evidencia que la soledad puede generar, junto con otros factores, serios problemas en el ámbito físico, cognitivo, emocional, social y comportamental de las personas (Cardona, Villamil, Henao, & Quintero, 2010; Hawkley & Cacioppo, 2010; Holt-Lunstad et al., 2015).

El panorama descrito resulta aún más preocupante si se consideran los datos de prevalencia de la soledad a nivel internacional. Un estudio a gran escala en Estados Unidos señaló que el 79% de personas menores de 18 años informaron sentirse solos (a veces o frecuentemente; Parlee, 1979). A esto se suman los resultados de otro estudio que señaló que los estudiantes de nivel secundario de Estados Unidos reportaron un mayor sentimiento de soledad en comparación con los universitarios (Schultz & Moore, 1988). Esto coincide con el 66% de los escolares estadounidenses que manifestaron haber experimentado soledad en un año (Culp, Clyman, & Culp, 1995), el 50% que manifestó experimentar un sentimiento de soledad recurrente, donde entre el 10% al 20% de éstos describieron la experiencia de soledad como dolorosa (Brennan, 1982). Los resultados expuestos indican que la soledad es un factor de riesgo en la adolescencia (Cava, Musitu, & Murgui, 2007; Hall-Lande, Eisenberg, Christenson, & Neumark-Sztainer, 2007; Heinrich & Gullone, 2006; Woodhouse, Dykas, & Cassidy, 2012) y que está presente en un alto porcentaje de esta población (Qualter et al. 2013).

La aparición de cambios importantes en la adolescencia respecto a los roles, relaciones y ex-

pectativas sociales (Grygiel, Humenny, & Rebisz, 2016; Houghton et al., 2014; Laursen & Hartl, 2013; Qualter et al., 2015), así como la presencia de otras características individuales: rasgos introvertidos, bajos niveles de autoestima (Tiwari, 2013; Vanhalst, Luyckx, & Goossens, 2014), inadecuadas competencias sociales y estrategias de afrontamiento, ausencia de apoyo social (Mahon, Yarcheski, Yarcheski, Cannella, & Hanks, 2006; Tiwari, 2013) entre otros, también constituyen factores antecedentes de la soledad (Madsen, et al., 2016).

Lo expuesto anteriormente caracteriza a la adolescencia como una etapa crítica, donde se hace evidente la posibilidad de que la soledad alcance niveles crónicos e incluso patológicos (Galanaki, Polychronopoulou, & Babalis, 2008; Miller, 2011; Mushtaq et al., 2014), con graves consecuencias para el bienestar de los adolescentes, debido a su asociación con problemas comportamentales, académicos y de salud (Goosby, Bellatorre, Walsemann, & Cheadle, 2013; Van Dulmen & Goossens 2013). En ese sentido, en la población adolescente los sentimientos de soledad aumentan el riesgo de aparición de síntomas depresivos (Ladd & Ettekal, 2013; Mcwhirter, Besett-Alesch, Horibata, & Gat, 2002), trastornos de la alimentación (Herpertz-Dahlmann, 2015; Levine 2012), problemas académicos (Benner & Crosnoe 2011), ideación e intentos de suicidio, (Schinka, Van Dulmen, Bossarte, & Swahn, 2012) y consumo de alcohol (Edgren, Castrén, Jokela, & Salonen, 2016; Krause-Parello, 2008; Page, Dennis, Lindsay, & Merrill, 2011).

Uno de los aspectos más estudiados es la posible existencia de diferencias en los niveles de soledad según el sexo durante la adolescencia. Al respecto, la evidencia no ha sido consistente, ya que algunos estudios señalan que las mujeres presentan mayores niveles de soledad (Vanhalst et al., 2012) y otros indican que los niveles más

altos son experimentados por los hombres (Hoza, Bukowski, & Beery, 2000), mientras que la mayoría reporta que no existen diferencias en la soledad entre ambos (Jobe-Shields, Cohen, & Parra, 2011). De acuerdo a Van Roekel, Scholte, Engels, Goossens y Verhagen (2015), las diferencias en los resultados se explicarían por la ausencia de un análisis de la manera en que ambos sexos perciben su contexto social, lo cual es coherente con lo mencionado por otros autores (De Jong-Gierveld & Van Tilburg, 2006; Madsen et al., 2016). Este es el caso de la escuela, donde los adolescentes pasan gran parte de su tiempo (Weeks & Asher, 2012), y que se convierte en un contexto de influencia para su desarrollo social que puede ser percibido de diferente manera por hombres y mujeres (Weare, 2000).

Las consecuencias que tiene la soledad en la salud física y psicológica de los adolescentes hacen necesario contar con medidas de soledad que brinden interpretaciones válidas y confiables. Sin embargo, los instrumentos más utilizados para medir la soledad en los adolescentes, como el Cuestionario de Soledad e Insatisfacción Social (Loneliness and Social Dissatisfaction Questionnaire; Asher, Hymel, & Renshaw, 1984) y la Escala de Soledad para Niños y Adolescentes (Loneliness and Aloneness Scale for Children and Adolescents; Marcoen, Goossens, & Caes, 1987); presentan la limitación de que sus ítems se centran en examinar la soledad en contextos muy específicos como la escuela y familia, lo que dificulta su uso en estudios referidos a diferentes grupos de edad y otros contextos como el trabajo o el vecindario (Grygiel et al., 2016).

En este sentido, resultarían útiles medidas relativamente breves que permitan una comparación de la soledad entre diversos grupos de edad y que no presenten una variación cultural de los ítems, de modo que fuera posible utilizarlas en diferentes países (Grygiel et al., 2016; Van Tilburg,

Havens, & De Jong-Gierveld, 2004). La Escala de Soledad De Jong-Gierveld (DJGLS, por sus siglas en inglés; De Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985) es un instrumento de medida que cumple con estas características y que es muy utilizado en Europa y Asia (Buz & Prieto, 2013; De Jong-Gierveld & Van Tilburg, 2010). Construida inicialmente como una medida unidimensional del nivel de severidad de la soledad en adultos mayores (Tomás, Pinazo-Hernandis, Donio-Bellegarde, & Hontangas, 2017), la DJGLS tiene como fundamento teórico al modelo cognitivo, que entiende la experiencia de soledad como la forma en que las personas perciben, experimentan y evalúan su grado de aislamiento y falta de comunicación (De Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985; De Jong-Gierveld, 1987).

La DJGLS ha sido traducida y validada en diferentes idiomas para población adulta mayor (Ayala et al., 2012; Buz & Prieto, 2013; Iecovich, 2013; Leung, De Jong-Gierveld, & Lam, 2008). Diversas investigaciones centradas en el análisis de la estructura interna de la DJGLS ponen en duda su unidimensionalidad (Grygiel, Hummenny, Rebisz, Switaj, & Sikorska, 2012), e indican la existencia de dos dimensiones subyacentes, denominadas soledad social y soledad emocional (Buz & Pérez-Arrechaederra, 2014; Buz, Urchaga, & Polo, 2014; Kunts, Bogaerts, & Winkel, 2010; Shiovitz-Ezra & Ayalon, 2012). Algunos autores (Buz & Prieto, 2013; De Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985; De Jong-Gierveld & Van Tilburg, 2010) señalan, con base en estudios en diferentes países, que si bien los sentimientos de soledad son heterogéneos, por lo que generan experiencias sociales y emocionales, la presencia de estas dos dimensiones es atribuible al efecto del método de los ítems inversos, de modo que no existe fundamento teórico para sustentar la presencia de dos dimensiones. Otros estudios (De Jong-Gierveld & Van Tilburg, 1999; Zammuner,

2008) que defienden la unidimensionalidad de la DJGLS, recomiendan asimismo la interpretación bidimensional cuando esta sea adecuada para el tipo de pregunta de investigación.

Si bien la DJGLS ha sido utilizada en diferentes investigaciones para evaluar la soledad en los adolescentes (Błachnio, Przepiorka, Boruch, & Bałakier, 2016; Pontes, Griffiths, & Patrão, 2014; Whitehouse, Durkin, Jaquet, & Ziatas, 2009), son pocos los trabajos que analizan su estructura interna en esta población. En un estudio realizado con adolescentes polacos (Grygiel et al., 2016), se indicó que la soledad evaluada mediante la DJGLS es mejor conceptualizada mediante un modelo bifactor, con un factor general con dos factores ortogonales específicos. A pesar de esto, los autores citados señalan que el 75% de la varianza común explicada por el factor general, los elevados valores de los coeficientes omega y omega H (índice de unidimensionalidad esencial) para el factor general, así como los bajos valores de omega HS (que permite estimar la confiabilidad de las subescalas luego de controlar el factor general) para los factores específicos, indicarían que la DJGLS es esencialmente unidimensional. En Turquía (Çavdar, Bağcı, Çorbacı, Sarıtaş, & Taşdelen-Yayvak, 2015), un estudio llevado a cabo con estudiantes entre los 18 y los 25 años determinó que la DJGLS presenta una estructura bidimensional (soledad emocional y soledad social), con adecuados valores del coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach ($\alpha = .873$).

Considerando las repercusiones de la soledad en las relaciones sociales, salud física y psicológica de los adolescentes, resulta necesario disponer de una escala de medición con adecuadas propiedades psicométricas para la población adolescente peruana. En este sentido, el objetivo del estudio, de tipo instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013), es examinar la evidencia de validez basada en la estructura interna y la confia-

bilidad de las puntuaciones de la DJGLS en una población no clínica de adolescentes peruanos.

El estudio se justifica por diversos aspectos: en primer término, la DJGLS ha sido validada en jóvenes y adultos peruanos (Ventura-León & Caycho, 2017); sin embargo, es necesario conocer el comportamiento estadístico de la DJGLS en la población de adolescentes, debido a los cambios cognitivos, físicos, sociales y emocionales que se producen en esta etapa del desarrollo (Laursen & Hartl, 2013), y por la existencia de diferentes características ya expuestas que pueden constituir antecedentes a la presencia de la soledad (Grygiel et al., 2016; Houghton et al., 2014; Laursen & Hartl, 2013; Levitt, Guacci-Franco, & Levitt, 1993; Madsen, et al., 2016; Mahon et al., 2006; Qualter et al., 2015; Tiwari, 2013; Vanhalst et al., 2014; Woodhouse et al., 2012). En segundo lugar, la evidencia señalada anteriormente analizada revela que un porcentaje alto de adolescentes experimentan el sentimiento de soledad (Brennan, 1982; Culp et al., 1995; Parlee, 1979), no obstante en Latinoamérica y específicamente en el Perú, no se cuenta con cifras provenientes de instrumentos validados de autoinforme. En tercer lugar, la DJGLS recientemente ha sido validada en la población de adolescentes en Polonia (Grygiel et al., 2016); empero, no existe evidencia de validez en países latinoamericanos, por lo que los resultados que se informan ayudarán a una mejor comprensión de la soledad en el contexto peruano y latinoamericano. Cuarto, por ser la DJGLS una medida breve de autoinforme, sería útil en investigaciones epidemiológicas y en la evaluación del impacto de intervenciones.

Método

Participantes

La muestra estuvo conformada por 851 adolescentes, 417 mujeres (49%) y 434 varones (51%), con una edad promedio de 15.07 años (DE = 1.5), quienes cursaban el primer (9%), segundo (8.2%), tercer (7.6%), cuarto (37.7%) y quinto (37.4%) grado de educación secundaria en colegios de Lima Metropolitana. Respecto al lugar de nacimiento, 698 (82%) habían nacido en Lima, mientras que los 153 restantes (18%) en provincia. El análisis de comparación de medias no evidenció diferencias significativas en el promedio de edad en función al sexo ($t_{(497)} = .884, p = .337$).

Instrumentos

Se creó un cuestionario sociodemográfico ad hoc, destinado a recabar información acerca de la edad, sexo, grado o sección educativa de nivel secundario y lugar de nacimiento.

Asimismo, se utilizó la versión de 11 ítems de la Escala de Soledad de De Jong-Gierveld (DJGLS; De Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985), validada para jóvenes y adultos peruanos por Ventura-León y Caycho (2017). La misma cuenta con una alta confiabilidad ($\omega = .83$) y brinda además, evidencia de una estructura de dos factores relacionados con adecuadas bondades de ajuste. Esta versión fue adaptada lingüísticamente a la población adolescente mediante una muestra piloto que buscaba garantizar la claridad de los reactivos para dicha población. Así, se solicitó a 10 estudiantes de los grados a evaluarse que leyeran los ítems y respondan a las siguientes preguntas: *¿Se entiende?*, *¿Es claro?*, *¿Puedes decir lo mismo de una manera más fácil?* La Tabla 1 presenta los ítems originales y la versión final luego de los cambios sugeridos.

Tabla 1

Diferencias entre algunos ítems de la DJGLS de Ventura-León y Caycho (2017) y los utilizados en este estudio.

Nº ítem	Versión de Ventura-León y Caycho (2017) para jóvenes y adultos	Ítems modificados para el presente estudio en adolescentes
1	Siempre hay alguien con quien puedo hablar de mis problemas diarios.	Siempre hay alguna persona con quien puedo hablar de mis problemas.
2	Echo de menos tener un buen amigo de verdad.	Extraño tener un(a) buen(a) amigo(a) verdadero(a).
4	Hay suficientes personas a las que puedo recurrir en caso de dificultades.	Hay suficientes personas a las que puedo buscar en caso de problemas.
5	Echo de menos la compañía de otras personas.	Extraño la compañía de otras personas.
6	Pienso que mi círculo de amistades es demasiado limitado.	Pienso que la cantidad de amigos(as) que tengo son pocos.
7	Tengo mucha gente en la que puedo confiar completamente.	Tengo muchas personas en las que puedo confiar mucho.
9	Echo de menos tener gente a mi alrededor.	Extraño tener personas a mi alrededor.
10	Me siento abandonado(a) frecuentemente.	Me siento solo(a) casi siempre.
11	Puedo contar con mis amigos siempre que lo necesito.	Puedo contar con mis amigos(as) siempre que lo necesito.

La DJGLS tiene tres categorías de respuesta (1 = *no*, 2 = *más o menos*, 3 = *sí*). Siguiendo las recomendaciones para su calificación (De Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985), se dicotomizaron las respuestas otorgando un punto si la respuesta era *más o menos* o *no* en los ítems: 1, 4, 7, 8 y 11 (ítems inversos) y un punto a las respuestas *más o menos* o *si* en los ítems: 2, 3, 5, 6, 9 y 10 (ítems directos). Una vez dicotomizada la escala, los puntajes pueden variar desde un valor mínimo de cero (nula soledad) a un máximo de 11 (soledad extrema), denotando el continuo de soledad.

Procedimiento

Inicialmente, se realizó una entrevista semiestructurada con diez adolescentes para comprobar la claridad de los ítems; así, se modificaron levemente algunos términos con la finalidad de aumentar la comprensión de los reactivos. En segundo lugar, tras la revisión se obtuvo el aval,

con respecto a los aspectos éticos y metodológicos, de la universidad de origen de los autores del presente estudio. En tercer lugar, se solicitaron los permisos correspondientes a las autoridades de las instituciones educativas para la aplicación de la DJGLS, informándoles acerca del objetivo y el alcance de la investigación. Conseguida la autorización, y antes de la aplicación, se informó el objetivo de la investigación a los estudiantes y a sus padres, y se obtuvo la participación voluntaria mediante la firma del consentimiento informado de estos últimos. La DJGLS fue administrada de manera colectiva en un tiempo aproximado de 15 minutos.

Análisis de datos

El análisis estadístico se efectuó con el apoyo del programa computacional de acceso libre “R” versión 3.1.2 (R Development Core Team, 2007). En ese sentido, se dividió el proceso en

dos etapas: Primero, se examinaron los estadísticos descriptivos de los ítems: media, desviación estándar, curtosis y asimetría (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2005). Segundo, se corroboró la estructura factorial mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizándose los índices de ajuste recomendados (Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008): chi-cuadrada con corrección Satorra-Bentler (S-B; Satorra & Bentler, 2001), la razón entre chi-cuadrada y los grados de libertad [$S-B\chi^2/df$], según la cual valores menores o iguales a 2 indican un buen ajuste (Tabachnick & Fidell, 2007); los índices de ajuste absoluto (Hu & Bentler, 1999): error de aproximación de la media cuadrática [RMSEA \leq .06], raíz cuadrada de la media cuadrática del residual estandarizado [SRMR \leq .08], y el índice comparativo (Hu & Bentler, 1999): índice de ajuste comparativo [CFI \geq .90]. Adicionalmente, se estimó el criterio de información de Akaike (CIA; Caballero, 2011). Cabe señalar que todos estos índices fueron calculados mediante métodos robustos.

En vista de que se consideró un modelo bifactor y con efecto del método, se tomaron en cuenta las medidas auxiliares que evalúan la dimensionalidad de modelos bifactor (Reise, Moore, & Haviland, 2010; Reise, Scheines, Widaman, & Haviland, 2013; Rios & Wells, 2014; Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016): *Explained Common Variance General* (ECV_{Gen}); *Explained Common Variance Specific* ($ECV_{Specific}$); *Individual Explained Common Variance* ($IECV_{Gen}$); *Percentage of Uncontaminated Correlations* (PUC); y la revisión de las cargas de factor general y específico: *Average Relative Parameter Bias* (ARPB). Asimismo, se probó la confiabilidad del modelo bifactor mediante: coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999), omega de subescala (ω_s), omega jerárquico (ω_H ; McDonald, 1999; Zinbarg, Barlow, & Brown, 1997), y omega jerárquico de subescala (ω_{HS} ; Reise et al., 2013).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

En la Tabla 2 se presenta el análisis preliminar de los ítems. En relación con la media aritmética, se observó que el ítem 2 (*Extraño tener un/a buen/a amigo/a verdadero/a*), evidenciaba el mayor valor, mientras que el ítem 1 (*Siempre hay alguna persona con quien puedo hablar de mis problemas*), mostraba el menor valor. Las desviaciones estándar de los ítems 7, 3, 6 y 9 fueron las más altas, lo que indicaba mayor heterogeneidad en las respuestas de los participantes. Por su parte, los ítems 2, 5, 7 y 9 presentaron asimetría negativa evidenciando así una tendencia de los participantes a responder con valores bajos en la escala, mientras que con el resto de los ítems sucedió lo contrario. Todos los valores de curtosis observados fueron inferiores a cero, lo que indica una baja concentración de valores hacia el centro de la distribución.

Análisis factorial confirmatorio

Se realizó un AFC con el fin de someter los hallazgos previos a un método más robusto. Con este propósito se modelaron seis estructuras factoriales: (a) Modelo 1, un solo factor con 11 ítems; (b) Modelo 2, dos factores ortogonales (soledad emocional y soledad social); (c) Modelo 3, dos factores oblicuos (soledad emocional y soledad social); (d) Modelo 4, un factor general con dos factores específicos (soledad emocional y soledad social), llamado también modelo bifactor (Holzinger & Swineford, 1937); (f) Modelo 5, un factor general con efecto del método del Factor 1 (ítems directos); y (g) Modelo 6, un factor general con efecto del método del Factor 2 (ítems inversos). Se calculó el coeficiente de Mardia (1970) que dio como resultado un valor de 135.469,

Tabla 2

Análisis preliminar de los ítems (N = 851).

Ítem	M	σ	g1	g2
1. Siempre hay alguna persona con quien puedo hablar de mis problemas.	.25	.44	1.14	-.70
2. Extraño tener un(a) buen(a) amigo(a) verdadero(a).	.73	.44	-1.06	-.87
3. Siento una sensación de vacío a mi alrededor.	.48	.50	.08	-1.99
4. Hay suficientes personas a las que puedo buscar en caso de problemas.	.39	.49	.44	-1.80
5. Extraño la compañía de otras personas.	.72	.45	-.99	-1.03
6. Pienso que la cantidad de amigos(as) que tengo son pocos.	.47	.50	.14	-1.98
7. Tengo varias personas en las que puedo confiar mucho.	.51	.50	-.03	-1.99
8. Hay suficientes personas con las que tengo una amistad muy cercana.	.29	.46	.91	-1.16
9. Extraño tener personas a mi alrededor.	.54	.50	-.16	-1.97
10. Me siento solo(a) casi siempre.	.39	.49	.44	-1.80
11. Puedo contar con mis amigos(as) siempre que lo necesito.	.33	.47	.74	-1.44

Nota. M = Media; σ = Desviación estándar; g1 = Asimetría; g2 = Curtosis.

incumpliendo con el supuesto de normalidad multivariada ($> .70$; [Rodríguez & Ruiz, 2008](#)). Por ende, se decidió atenuar los datos mediante la chi-cuadrada de Satorra-Bentler (S-B; [Satorra & Bentler, 2001](#)).

En la Tabla 3 se exponen los estadísticos de bondad de ajuste para cada uno de los modelos señalados. Se observa que el Modelo 1 presentó los peores ajustes. Los modelos 1, 2, 3, 4 y 6 exhibieron ratio S-B $\chi^2/g1 > 2$; de ellos, el Modelo 2 presenta un valor $\geq .08$ en su SRMR (SRMR = .125); y los Modelos 1 (RMSEA = .099) y 2 (RMSEA = .085) obtuvieron valores RMSEA $\geq .06$. Por otro lado, los Modelos 4 y 5 ostentaron valores de ajuste excepcionales. Principalmente, el Modelo 4 presentó valores de bondad de ajuste óptimos (S-B χ^2 (31) = 58.225; $\chi^2/g1 = 1.878$; CFI = .985; RMSEA = .032 [.019, .045]; SRMR = .029; AIC = -3.775). Ante estos resultados, se procedió a estimar la dimensionalidad para modelo bifactor. A continuación, se presentan los índices auxiliares del modelo bifactor para determinar la dimensionalidad de la escala y confiabilidad de las puntuaciones.

Dimensionalidad de la DJGLS

En la Tabla 4 se presenta el índice ECV_{Gen} (.484), que sugirió que la varianza de los ítems explicaba al factor general en 48.4%; lo que permitiría descartar el supuesto de unidimensionalidad ($\leq .85$; [Stucky, Edelen, Vaughan, Tucker, & Butler, 2014](#)). Por otro lado, los valores de $ECV_{Specific1}$ (.230), $ECV_{Specific2}$ (.286) indicaron que los ítems explicaban el 23% y 28.6% de la varianza en los factores específicos 1 y 2 respectivamente. De acuerdo con el análisis del I-ECV sólo los ítems 3, 6 y 10 eran esencialmente unidimensionales, el resto se caracterizaba por medir un factor específico más un factor general. Asimismo, se obtuvo un valor de PUC de .545 que indicaba un mayor sesgo en los coeficientes de estructura y por tanto una tendencia hacia la multidimensionalidad ($< .80$, [Reise et al., 2013](#)). La revisión de cargas factoriales reveló que ocho ítems presentaban un mayor peso en los factores específicos y sólo tres presentaban un peso mayor en el factor general. El ARPB obtenido fue de 35.7%, valor por encima del criterio recomendado (10-15%;

Tabla 3

Índices de ajuste estadístico de 6 modelos de la Escala de Soledad (N = 851).

	S-B χ^2 (gl)*	S-B χ^2/df	SRMR	CFI	AIC	RMSEA [IC 90%]
Modelo 1	408.969 (44)	9.295	.079	.794	320.969	.099 [.090, .108]
Modelo 2	314.665 (44)	7.151	.125	.848	226.665	.085 [.076, .094]
Modelo 3	166.766 (43)	3.878	.052	.930	80.766	.058 [.049, .068]
Modelo 4	58.225 (31)	1.878	.029	.985	-3.775	.032 [.019, .045]
Modelo 5	106.964 (37)	2.890	.034	.961	32.964	.047 [.037, .058]
Modelo 6	152.775 (38)	4.020	.050	.935	76.775	.060 [.050, .069]

Nota. S-B χ^2 = Chi-cuadrada con atenuación de Satorra-Bentler; *gl* = grados de libertad, SRMR = Raíz residual estandarizada cuadrática media, RMSEA = Error de aproximación de la media cuadrática, CFI = Índice de ajuste comparativo, AIC = Criterio de Akaike, IC 90% = Intervalos de confianza al 90%. En *kursivas* = modelos entre los cuales se tomó la decisión final.

Muthén, Kaplan, & Hollis, 1987), lo que indicó que las cargas factoriales de los modelo bifactor y unidimensional tendían a ser diferentes. Estos resultados sugieren que es mejor conceptualizar la DJGLS como un instrumento bidimensional (Modelo 3), cuyos valores de bondad de ajuste son aceptables.

Confiabilidad

En la Tabla 3 se presentan los valores de confiabilidad para todos los modelos mediante el coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999) que osciló entre .759 y .827. El valor para omega de las subescalas (ω_s) osciló entre .595 y .672. El valor de omega jerárquico (ω_H ; McDonald, 1999; Zinbarg et al., 1997) fue de .519, lo que revela el bajo grado en que la puntuación total refleja el factor general ($> .75$, Reise et al., 2013). Respecto a los coeficientes omega jerárquico del factor específico, se obtuvieron valores de .161 y .245 para los factores 1 (ω_{h1}) y 2 (ω_{h2}) respectivamente,

que pueden ser considerados bajos (Reise et al., 2013). Esto permite concluir que gran parte de la varianza de la subescala es debida al factor general y no es exclusiva de los factores específicos (Grygiel et al., 2016).

Discusión

La adolescencia es una etapa en la que se experimentan cambios físicos, sociales, cognitivos y emocionales (Laurson & Hartl, 2013) caracterizados por una fuerte tendencia al rechazo o la búsqueda de aceptación (Woodhouse et al., 2012). Asimismo, existe evidencia científica que señala las consecuencias en la salud física y psicológica de la soledad durante la adolescencia (Doman & Le Roux, 2010; Lasgaard, Goossens, & Elklit, 2011) y cifras estadísticas que revelan el alto porcentaje de adolescentes que experimentan la soledad como algo doloroso (Brennan, 1982; Culp et al., 1995; Heinrich & Gullone, 2006; Schultz & Moore, 1988).

Tabla 4
Saturaciones de los ítems en los diversos modelos de la ESDJG (N = 851).

Ítems	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	I-ECV
1	.493	.555	.544	.320/.451	.550	.253/.499	.335
2	.331	.363	.366	.278/.284	.243/.311	.368	.489
3	.523	.649	.667	.645/.166	.409/.459	.663	.938*
4	.538	.583	.580	.348/.470	.575	.312/.496	.354
5	.242	.438	.391	.165/.806	.085/.532	.394	.040
6	.413	.436	.458	.467/.069	.336/.285	.459	.979*
7	.576	.640	.630	.338/.548	.620	.321/.552	.276
8	.598	.610	.621	.425/.446	.624	.385/.487	.476
9	.277	.483	.436	.306/.403	.117/.560	.435	.366
10	.525	.639	.660	.666/.130	.413/.449	.660	.963*
11	.636	.660	.671	.436/.497	.665	.408/.523	.435
ω	.759	.829	.827	.767	.792	.789	-
ω_{F1}	-	-	-	.595	.645	-	-
ω_{F2}	-	-	-	.635	-	.634	-
ω_h	-	-	-	.519	.603	.606	-
ω_{h1}	-	-	-	.161	.189	-	-
ω_{h2}	-	-	-	.245	-	.183	-
ECV _{VGen}	-	-	-	.484	.667	.621	-
ECV _{Specific1}	-	-	-	.230	.333	-	-
ECV _{Specific2}	-	-	-	.286	-	.379	-
PUC	-	-	-	.545	-	-	-
ARPB	-	-	-	.357	-	-	-

Nota. / = simboliza las cargas factoriales del efecto del método; ECV_{Gen} = Explained common variance general; ECV_{Specific} = Explained common variance specific; I-ECV = Individual explained common variance; PUC = Percentage of uncontaminated correlations; ARPB = Average relative parameter bias; ω = Coeficiente omega; ω_s = Omega de subescala; ω_H = Omega jerárquico; ω_{HS} = Omega jerárquico de subescala. En cursivas = Cargas factoriales < .30

En ese contexto, resulta necesario adaptar y validar un instrumento de soledad en adolescentes; entendiendo que un constructo no necesariamente se expresa de igual forma en un mismo contexto y/o población (Fernández, Pérez, Alderete, Richaud, & Liporace, 2011). En este sentido, el objetivo del presente estudio fue proporcionar evidencia acerca de la estructura interna y confia-

bilidad de las puntuaciones de la DJGLS en una muestra de adolescentes de Lima (Perú) mediante AFC y métodos de consistencia interna.

Los principales hallazgos radican en que la DJGLS cuenta con una estructura compleja, al tiempo que el Modelo 4 (bifactor) obtuvo los mejores valores de bondad de ajuste, situación que es similar a lo encontrado por Grygiel et al.,

(2016). En consecuencia, fue necesario examinar la dimensionalidad y confiabilidad de las puntuaciones a través de los índices auxiliares planteados para este tipo de estructura factorial (Reise et al., 2010; Reise et al., 2013; Rios & Wells, 2014; Rodríguez et al., 2016). De ese modo, se concluye que la DJGLS no es esencialmente unidimensional ya que presenta valores $PUC < .80$ ($PUC = .545$), $ECV_{Gen} < .60$ ($ECV_{Gen} = .484$) y $\omega_H < .70$ ($\omega_H = .519$; Reise et al., 2010; Rodríguez et al., 2016). Además, en la revisión de las cargas factoriales, los factores específicos presentaron un mayor peso en comparación con el factor general, lo que lleva a interpretar que los factores específicos en el modelo ejercen una mayor influencia que el factor general. Estos resultados sugieren que la DJGLS debe ser interpretada como una escala bidimensional oblicua (Modelo 3). A pesar de que los valores de bondad de ajuste no son satisfactorios para este modelo, pueden considerarse aceptables ($CFI \geq .90$, $RMSEA \leq .08$; Hu & Bentler, 1999). De esta forma, los investigadores y diferentes profesionales de la salud, que utilicen la DJGLS para medir la soledad, deben considerar que la escala mide dos dimensiones (social y emocional) relacionadas y no una sola. Lo anterior concuerda con estudios en población adolescente (Çavdar et al., 2015) y en otros grupos etarios (Buz et al., 2014; Buz & Pérez-Arrechaederra, 2014; De Jong-Gierveld & Van Tilburg, 1992; Kunts et al., 2010; Shiovitz-Ezra & Ayalon, 2012; Ventura-León & Caycho, 2017; Zammuner, 2008). En ese sentido, distinguir entre la soledad social y la emocional a nivel conceptual permitirá una comprensión de los factores personales propios de la adolescencia de manera independiente (Goosby et al., 2013; Tiwari, 2013; Van Dulmen & Goossens 2013; Vanhalst et al., 2014), tanto a nivel intra como interpersonal.

Por otro lado, la confiabilidad fue estimada mediante el coeficiente ω (McDonald, 1999)

y no con el coeficiente alfa de Cronbach. En este caso el Modelo 3 presentó un valor de .827 que puede ser considerado aceptable ($\omega \geq .70$). Se prefirió este coeficiente por ser el más indicado cuando se utilizan modelos factoriales (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017) y se utilizó el coeficiente omega jerárquico (McDonald, 1999) que es ideal para modelos como el bifactor (Reise et al., 2013), a diferencia del coeficiente alfa de Cronbach que podría verse afectado por la varianza de los factores específicos al no medir directamente un único factor (Huysamen, 2006). Los resultados indicaron que la versión peruana de la DJGLS para adolescentes presentaba un nivel aceptable de confiabilidad bajo el método de consistencia interna, interpretación que se relaciona con lo informado en países como: China (Leung et al., 2008), Israel (Iecovich, 2013), Turquía (Çavdar et al., 2015), España (Ayala et al., 2012; Buz & Prieto, 2013) y otros países europeos (De Jong-Gierveld & Van Tilburg, 2010), aunque estos estudios se realizaron en poblaciones diferentes a la adolescente.

Existen ciertas limitaciones en el estudio. En primer lugar, la técnica de muestreo fue no probabilística, lo que podría generar sesgos de muestreo (Lorh, 2000) y afectar la generalización de los hallazgos. Ante esto, próximas investigaciones deberían considerar muestras más representativas de la población de estudio. En segundo lugar, sólo se ha analizado la evidencia de validez basada en el constructo, por lo que se recomienda considerar otras fuentes de validez para futuros estudios, como la relación con otras variables y la validez de contenido (Ventura-León, 2017). Así también, se sugiere revisar el funcionamiento de la escala desde el modelo de Rasch, a partir del cual fue originalmente diseñada. Por último, no se estimó la confiabilidad test-retest ya que el estudio fue de naturaleza transversal, empero cabe señalar que esta estimación es necesaria para ve-

rificar la estabilidad de las puntuaciones (Muñiz, 1994). Por todo lo expuesto anteriormente, sería recomendable continuar con el estudio de las propiedades psicométricas de la DJGLS, especialmente en contextos culturales distintos del contexto de origen de dicho instrumento (Buz et al., 2014).

A pesar de las limitaciones, los resultados sugieren que la DJGLS es una medida breve que ofrece interpretaciones válidas y puntuaciones confiables acerca de la soledad en adolescentes peruanos, lo que resulta de interés para futuros estudios centrados en las variaciones y los factores determinantes de la soledad en esta población.

Referencias

- Adamczyk, K., & Segrin, C. (2015). Direct and indirect effects of young adults' relationship status on life satisfaction through loneliness and perceived social support. *Psychologica Belgica*, 55(4), 196-211. doi: 10.5334/pb.bn
- Asher, S. R., & Weeks, M. S. (2014). Loneliness and belongingness in the college years. En R. J. Coplan & J. C. Bowker (Eds.), *The Handbook of Solitude: Psychological perspectives on social isolation, social withdrawal, and being alone* (pp. 283-301). Hoboken, NJ: John Wiley.
- Asher, S. R., Hymel, S., & Renshaw, P. D. (1984). Loneliness in children. *Child Development*, 55(4), 1456-1464.
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059.
- Ayala, A., Rodríguez-Blázquez, C., Frades-Payo, B., João-Forjaz, M., Martínez-Martín, P., Fernández-Mayoralas, G., & Rojo-Pérez, F. (2012). Psychometric properties of the Functional Social Support Questionnaire and the Loneliness Scale in non-institutionalized older adults in Spain. *Gaceta Sanitaria*, 26(4), 317-324. doi: 10.1016/j.gaceta.2011.08.009
- Baytemir, K., & Yildiz, M. A. (2017). Multiple mediation of loneliness and negative emotions in the relationship between adolescents' social anxiety and depressive symptoms. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 33(3), 612-620.
- Benner, A. D., & Crosnoe, R. (2011). The racial/ethnic composition of elementary schools and young children's academic and socioemotional functioning. *American Educational Research Journal*, 48(3), 621-646. doi: 10.3102/0002831210384838
- Błachnio, A., Przepiorka, A., Boruch, W., & Bałakier, E. (2016). Self-presentation styles, privacy, and loneliness as predictors of Facebook use in young people. *Personality and Individual Differences*, 94, 26-31. doi: 10.1016/j.paid.2015.12.051
- Brennan, T. (1982). Loneliness at adolescence. En L. A. Peplau & D. Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy* (pp. 269-290). New York: Wiley.
- Buz, J., Pérez-Arrechaederra, D. (2014). Psychometric properties and measurement invariance of the Spanish version of the 11-item De Jong-Gierveld Loneliness Scale. *International Psychogeriatrics* 26(9), 1553-1564. doi: 10.1017/S1041610214000507
- Buz, J., & Prieto, G. (2013). Analysis of the De Jong-Gierveld Loneliness Scale using the Rasch model. *Universitas Psychologica*, 12(3), 971-981. doi: 10.11144/Javeriana.UPSY12-3.aesd
- Buz, J., Urchaga, D., & Polo, M. E. (2014). Factor structure of the De Jong-Gierveld Loneliness Scale in Spanish elderly adults. *Anales de Psicología*, 30(2), 588-596. doi: 10.6018/analesps.30.2.148371
- Caballero, F. F. (2011). *Selección de modelos mediante criterios de información en análisis factorial. Aspectos teóricos y computacionales* (Tesis doctoral). Universidad de Granada, Granada, España.
- 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
- Cardona, J. L., Villamil, M. M., Henao, E., & Quintero, A. (2010). Validación de la escala ESTE para medir la soledad de la población adulta. *Investigación y Educación en Enfermería*, 28(3), 416-427.
- Cava, M. J., Musitu, G., & Murgu, S. (2007). Individual and social risk factors related to overt victimization in a sample of Spanish adolescents. *Psychological Reports*, 101(1), 275-290.
- Çavdar, D., Bağcı, V., Çorbacı, E. C., Sarıtaş, S., & Taşdelen-Yayvak, M. K. (2015). Adaptation of De Jong-Gierveld Loneliness Scale into Turkish. *International Journal of Humanities and Social Science*, 5(9), 84-92.
- Culp, A. M., Clyman, M. M., & Culp, R. E. (1995). Adolescent depressed mood, reports of suicide attempts, and asking for help. *Adolescence*, 30, 827-837.
- 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., & 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., & Van Tilburg, T. (1999). Living arrangements of older adults in the Netherlands and Italy: Coresidence values and behaviour and their consequences for loneliness. *Journal of Cross-cultural Gerontology*, 14(1), 1-24.
- De Jong-Gierveld, J., & Van Tilburg, T. (2006). A 6-item scale for overall, emotional, and social loneliness: Confirmatory tests on survey data. *Research on Aging*, 28(5), 582-598. doi: 10.1177/0164027506289723
- 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. En G. J. N. Bruinsma & M. A. Zwanenburg (Eds.), *Methodologie voor Bestuurskundigen: Stromingen en Methoden* (pp. 273-298). Muiderberg: Coutinho.
- Doman, L. C. H., & Le Roux, A. (2010). The causes of loneliness and the factors that contribute towards it: A literature review. *Tydskrif Vir Geesteswetenskappe*, 50(2), 216-228.
- Edgren, R., Castrén, S., Jokela, M., & Salonen, A. H. (2016). At-risk and problem gambling among Finnish youth: The examination of risky alcohol consumption, tobacco smoking, mental health and loneliness as gender-specific correlates. *Nordic Studies on Alcohol and Drugs*, 33(1), 61-80. doi: 10.1515/nsad-2016-0005
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, M. C., & Liporace, M. F. (2011). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Evaluar*, 10, 60-74. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Galanaki, E. P., Polychronopoulou, S. A., & Babalis, T. K. (2008). Loneliness and social dissatisfaction among behaviourally at-risk children. *School Psychology International*, 29(2), 214-229. doi: 10.1177/0143034308090061
- Goosby, B. J., Bellatorre, A., Walsemann, K. M., & Cheadle, J. E. (2013). Adolescent loneliness and health in early adulthood. *Sociological Inquiry*, 83(4), 505-536. doi: 10.1111/soin.12018
- Grygiel, P., Humenny, G., & Rebisz, S. (2016). Using the De Jong-Gierveld Loneliness Scale with early adolescents: Factor structure, reliability, stability, and external validity. *Assessment*. doi: 10.1177/1073191116682298
- Grygiel, P., Humenny, G., Rebisz, S., Switaj, P., & Sikorska, J. (2012). Validating the Polish adaptation of the 11-item De Jong-Gierveld Loneliness Scale. *European Journal of Psychological Assessment*, 29, 129-139. doi: 10.1027/1015-5759/a000130
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2005). *Análisis multivariante*. Madrid: Pearson.

- Hall-Lande, J. A., Eisenberg, M. E., Christenson, S. L., & Neumark-Sztainer, D. (2007). Social isolation, psychological health, and protective factors in adolescence. *Adolescence*, 42(166), 265-286.
- Hawkley, L. C., & Cacioppo, J. T. (2010). Loneliness matters: A theoretical and empirical review of consequences and mechanisms. *Annals of Behavioral Medicine*, 40(2), 218-227. doi: 10.1007/s12160-010-9210-8
- 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
- Herpertz-Dahlmann, B. (2015). Adolescent eating disorders: Update on definitions, symptomatology, epidemiology, and comorbidity. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 24(1), 177-196. doi: 10.1016/j.chc.2014.08.003
- Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., Baker, M., Harris, T., & Stephenson, D. (2015). Loneliness and social isolation as risk factors for mortality: A meta-analytic review. *Perspectives on Psychological Science*, 10(2), 227-237. doi: 10.1177/1745691614568352
- Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., & Layton, J. B. (2010). Social relationships and mortality risk: A meta-analytic review. *PLoS Medicine*, 7(7), 1-20. doi: 10.1371/journal.pmed.1000316
- Holzinger, K. J., & Swineford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2, 41-54.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Houghton, S., Hattie, J., Wood, L., Carroll, A., Martin, K., & Tan, C. (2014). Conceptualising loneliness in adolescents: Development and validation of a self-report instrument. *Child Psychiatry & Human Development*, 45(5), 604-616. doi: 10.1007/s10578-013-0429-z
- Hoza, B., Bukowski, W. M., & Beery, S. (2000). Assessing peer network and dyadic loneliness. *Journal of Clinical Child Psychology*, 29(1), 119-128. doi: 10.1207/S15374424jccp2901_12
- 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
- Huysamen, G. K. (2006). Coefficient alpha: Unnecessarily ambiguous; unduly ubiquitous. *SA Journal of Industrial Psychology*, 32(4), 34-40.
- 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
- Jobe-Shields, L., Cohen, R., & Parra, G. R. (2011). Patterns of change in children's loneliness: Trajectories from third through fifth grades. *Merrill-Palmer Quarterly*, 57(1), 25-47.
- Krause-Parello, C. A. (2008). Loneliness in the school setting. *The Journal of School Nursing*, 24(2), 66-70. doi: 10.1177/10598405080240020301
- 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(5), 419-425. doi: 10.1002/casp.1040
- Ladd, G. W., & Ettekal, I. (2013). Peer-related loneliness across early to late adolescence: Normative trends, intra-individual trajectories, and links with depressive symptoms. *Journal of Adolescence*, 36(6), 1269-1282. doi: 10.1016/j.adolescence.2013.05.004
- Lasgaard, M., Goossens, L., & Elklit, A. (2011). Loneliness, depressive symptomatology, and suicide ideation in adolescence: Cross-sectional and longitudinal analyses. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 39(1), 137-150. doi: 10.1007/s10802-010-9442-x
- Laursen, B., & Hartl, A. C. (2013). Understanding loneliness during adolescence: Developmental changes that increase the risk of perceived social isolation. *Journal of Adolescence*, 36(6), 1261-1268. doi: 10.1016/j.adolescence.2013.06.003
- Leung, G. T. Y., De Jong-Gierveld, J., & 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
- Levine, M. P. (2012). Loneliness and eating disorders. *The Journal of Psychology*, 146(1-2), 243-257. doi: 10.1080/00223980.2011.606435
- Levitt, M. J., Guacci-Franco, N., & Levitt, J. L. (1993). Convoys of social support in childhood and early adolescence: Structure and function. *Developmental Psychology*, 29, 811-818. doi:10.1037/0012-1649.29.5.811
- Lorh, S. (2000). *Muestreo: Diseño y análisis*. México, DF: Internacional Thomson Editores.
- Madsen, K. R., Damsgaard, M. T., Rubin, M., Jervelund, S. S., Lasgaard, M., Walsh, S. ... & Holstein, B. E. (2016). Loneliness and ethnic composition of the school class: A nationally random sample of adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 45(7), 1350-1365. doi: 10.1007/s10964-016-0432-3
- 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.
- Marcoen, A., Goossens, L., & Caes, P. (1987). Loneliness in pre-through late adolescence: Exploring the contributions of a multidimensional approach. *Journal of Youth and Adolescence*, 16(6), 561-577.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: 10.1093/biomet/57.3.519
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Mcwhirter, B. T., Besett-Alesch, T. M., Horibata, J., & Gat, I. (2002). Loneliness in high risk adolescents: The role of coping, self-esteem, and empathy. *Journal of Youth Studies*, 5(1), 69-84. doi: 10.1080/13676260120111779
- Meltzer, H., Bebbington, P., Dennis, M. S., Jenkins, R., McManus, S., & Brugha, T. S. (2013). Feelings of loneliness among adults with mental disorder. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 48(1), 5-13. doi: 10.1007/s00127-012-0515-8
- Miller, G. (2011). Why loneliness is hazardous to your health. *Science*, 331(6014), 138-140.
- Muñiz, J. (1994). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Pirámide.
- 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
- Muthén, B., Kaplan, D., & Hollis, M. (1987). On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. *Psychometrika*, 52(3), 431-462.
- Page, R. M., Dennis, M., Lindsay, G. B., & Merrill, R. M. (2011). Psychosocial distress and substance use among adolescents in four countries: Philippines, China, Chile, and Namibia. *Youth & Society*, 43(3), 900-930. doi: 10.1177/0044118X10368932
- Parlee, M. B. (1979). The friendship bond. *Psychology Today*, 13, 43-54.
- Perlman, D., & Peplau, L. A. (1981). Toward a social psychology of loneliness. En S. Duck & R. Gilmour (Eds.), *Personal Relationships 3: Personal Relationships in Disorder* (pp. 31-56). New York: Academic Press.
- Pontes, H. M., Griffiths, M. D., & Patrão, I. M. (2014). Internet addiction and loneliness among children and adolescents in the education setting: An empirical pilot study. *Aloma: Revista de Psicologia, Ciències de L'educació i de L'esport Blanquerna*, 32(1), 91-98.
- Qualter, P., Brown, S. L., Rotenberg, K. J., Vanhalst, J., Harris, R. A., Goossens, L. ... & Munn, P. (2013). Trajectories of loneliness during childhood and adolescence: Predictors and health outcomes. *Journal of Adolescence*, 36(6), 1283-1293. doi: 10.1016/j.adolescence.2013.01.005
- Qualter, P., Vanhalst, J., Harris, R., Van Roekel, E., Lodder, G., Bangee, M. ... & Verhagen, M. (2015). Loneliness across the life span. *Perspectives*

- on *Psychological Science*, 10(2), 250-264. doi: 10.1177/1745691615568999
- R Development Core Team (2007). R: A language and environment for statistical computing. [software de cómputo] Viena, Austria: R Foundation for Statistical Computing Disponible en <http://cran.r-project.org/>
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544-559. doi: 10.1080/00223891.2010.496477
- 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, 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
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237. doi: 10.1080/00223891.2015.1089249
- Rodríguez, M. N., & Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica: Revista de Metodología y Psicología Experimental*, 29(2), 205-227.
- Rokach, A. (2012). Loneliness updated: An introduction. *The Journal of Psychology*, 146(1-2), 1-6. doi: 10.1080/00223980.2012.629501
- 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.
- Satorra, P., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514.
- Schinka, K. C., Van Dulmen, M. H. M., Bossarte, R., & Swahn, M. (2012). Association between loneliness and suicidality during middle childhood and adolescence: Longitudinal effects and the role of demographic characteristics. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 146, 105-118. doi: 10.1080/00223980.2011.584084
- Schultz, N. R., & Moore, D. (1988). Loneliness: Differences across three age levels. *Journal of Social and Personal Relationships*, 5, 275-284.
- Shiovitz-Ezra, S., & Ayalon, L. (2012). Use of direct versus indirect approaches to measure loneliness in later life. *Research on Aging*, 34(5), 572-591. doi: 10.1177/0164027511423258
- Stucky, B. D., Edelen, M. O., Vaughan, C. A., Tucker, J. S., & Butler, J. (2014). The psychometric development and initial validation of the DCI-A Short Form for adolescent therapeutic community treatment process. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 46, 516-521
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5^a ed.). Boston: Pearson/Allyn & Bacon.
- Tiwari, S. C. (2013). Loneliness: A disease? *Indian Journal of Psychiatry*, 55(4), 320-322. doi: 10.4103/0019-5545.120536
- Tomás, J. M., Pinazo-Hernandis, S., Donio-Bellegarde, M., & Hontangas, P. M. (2017). Validity of the De Jong-Gierveld Loneliness Scale in Spanish older population: Competitive structural models and item response theory. *European Journal of Ageing*, 1-9. doi: 10.1007/s10433-017-0417-4
- Van Dulmen, M. H., & Goossens, L. (2013). Loneliness trajectories. *Journal of Adolescence*. 36(6), 1247-1249. doi: 10.1016/j.adolescence.2013.08.001
- Van Roekel, E., Scholte, R. H., Engels, R. C., Goossens, L., & Verhagen, M. (2015). Loneliness in the daily lives of adolescents: An experience sampling study examining the effects of social contexts. *The Journal of Early Adolescence*, 35(7), 905-930. doi: 10.1177/0272431614547049
- Van Tilburg, T., Havens, B., & De Jong-Gierveld, J. (2004). Loneliness among older adults in the Netherlands,

- Italy, and Canada: A multifaceted comparison. *Canadian Journal on Aging*, 23(2), 169-180. doi: 10.1353/cja.2004.0026
- VanderWeele, T. J., Hawkey, L. C., & Cacioppo, J. T. (2012). On the reciprocal association between loneliness and subjective well-being. *American Journal of Epidemiology*, 176(9), 777-784. doi: 10.1093/aje/kws173
- Vanhalst, J., Klimstra, T. A., Luyckx, K., Scholte, R. H., Engels, R. C., & Goossens, L. (2012). The interplay of loneliness and depressive symptoms across adolescence: Exploring the role of personality traits. *Journal of Youth and Adolescence*, 41(6), 776-787. doi 10.1007/s10964-011-9726-7
- Vanhalst, J., Luyckx, K., & Goossens, L. (2014). Experiencing loneliness in adolescence: A matter of individual characteristics, negative peer experiences, or both? *Social Development*, 23(1), 100-118. doi: 10.1111/sode.12019
- Ventura-León, J. L. (2017). ¿Existen los instrumentos válidos? Un debate necesario. *Gaceta Sanitaria*, 31(1), 71-71.
- Ventura-León, J. L., & Caycho, T. (2017). Validez y fiabilidad de la Escala de Soledad de De Jong-Gierveld en jóvenes y adultos peruanos. *PSIENCIA. Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 9. doi: 10.5872/psiencia/9.1.41
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*. 15(1), 625-627.
- Victor, C. R., & Yang, K. (2012). The prevalence of loneliness among adults: A case study of the United Kingdom. *The Journal of Psychology*, 146(1-2), 85-104. doi: 10.1080/00223980.2011.613875
- Weare, K. (2000). *Promoting Mental: A whole school approach*. New York: Routledge.
- Weeks, M. S., & Asher, S. R. (2012). Loneliness in childhood: Toward the next generation of assessment and research. *Advances in Child Development and Behavior*, 42, 1-39. doi: 10.1016/B978-0-12-394388-0.00001-0
- Whitehouse, A. J., Durkin, K., Jaquet, E., & Ziatas, K. (2009). Friendship, loneliness and depression in adolescents with Asperger's Syndrome. *Journal of Adolescence*, 32(2), 309-322. doi: 10.1016/j.adolescence.2008.03.004
- Woodhouse, S. S., Dykas, M. J., & Cassidy, J. (2012). Loneliness and peer relations in adolescence. *Social Development*, 21(2), 273-293. doi: 10.1111/j.1467-9507.2011.00611.x
- Zammuner, V. L. (2008). Italians' social and emotional loneliness: The results of five studies. *International Journal of Human and Social Sciences*, 3(2), 108-120.
- Zinbarg, R. E., Barlow, D. H., & Brown, T. A. (1997). Hierarchical structure and general factor saturation of the Anxiety Sensitivity Index: Evidence and implications. *d(3)*, 277-284. doi: 10.1037/1040-3590.9.3.277