

XI Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología. XXVI Jornadas de Investigación. XV Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. I Encuentro de Investigación de Terapia Ocupacional. I Encuentro de Musicoterapia. Facultad de Psicología - Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, 2019.

# Aplicación del modelo de crédito parcial generalizado a la Escala de Soledad de Buenos Aires.

Aune, Sofía y Attorresi, Horacio Felix.

Cita:

Aune, Sofía y Attorresi, Horacio Felix (2019). *Aplicación del modelo de crédito parcial generalizado a la Escala de Soledad de Buenos Aires. XI Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología. XXVI Jornadas de Investigación. XV Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. I Encuentro de Investigación de Terapia Ocupacional. I Encuentro de Musicoterapia. Facultad de Psicología - Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires.*

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/000-111/117>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/ecod/1xh>

*Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.*

# APLICACIÓN DEL MODELO DE CRÉDITO PARCIAL GENERALIZADO A LA ESCALA DE SOLEDAD DE BUENOS AIRES

Aune, Sofía; Attorresi, Horacio Felix  
Universidad de Buenos Aires. Facultad de Psicología. Argentina

## RESUMEN

La soledad o aislamiento social autopercibido refiere a la experiencia subjetiva angustiante que resulta de las discrepancias entre las relaciones sociales deseadas y las existentes. En la presente investigación, se examinó un nuevo instrumento orientado a medir la soledad en adultos, la Escala de Soledad de Buenos Aires (ESBA) de Auné, Abal y Attorresi. Se evaluaron las propiedades y características de la ESBA mediante el Modelo de Crédito Parcial Generalizado de la teoría de la respuesta al ítem. Los resultados permitieron conocer que los ítems que componen la ESBA no tienen igual capacidad de discriminación entre los participantes. La Función de Información del Test indicó que la escala es más confiable para niveles medios y altos de soledad, distinguiendo en mucha menor medida entre participantes con bajos niveles. Esta es una característica deseable en este caso ya que la soledad se asocia en niveles altos a variables psicopatológicas, y a trastornos como la depresión.

## Palabras clave

Soledad - Aislamiento social autopercibido - Teoría de la respuesta al ítem - Modelo de crédito parcial

## ABSTRACT

### APPLICATION OF THE GENERALIZED PARTIAL CREDIT MODEL TO THE BUENOS AIRES LONELINESS SCALE

Loneliness or self-perceived social isolation refers to the distressing subjective experience that results from the discrepancies between desired social relations and existing ones. In the present investigation, a new instrument aimed at measuring loneliness in adults, the Buenos Aires Loneliness Scale (BALS) of Auné, Abal and Attorresi was examined. The properties and characteristics of the BALS were evaluated by means of the Generalized Partial Credit Model of the item response theory. The results allowed to know that the items that make up the BALS do not have the same ability to discriminate among the participants. The Test Information Function indicated that the scale is more reliable for medium and high levels of loneliness, distinguishing to a much lesser extent among participants with low levels. This is a desirable characteristic in this case since loneliness is associated at high levels with psychopathological variables, and with disorders such as depression.

## Key words

Loneliness - Self-perceived social isolation - Item response theory - Generalized partial credit model

La soledad o aislamiento social autopercibido (ASA) refiere a la experiencia subjetiva angustiante que resulta de las discrepancias entre las relaciones sociales deseadas y las existentes (Perlman & Peplau, 1981). Las personas con una red social limitada o nula no necesariamente se sienten solas y asimismo puede encontrarse soledad cuando existe efectivamente una red social de existencia objetiva (De Jong Gierveld, van Tilburg, & Dykstra, 2016). Es la soledad la que se relaciona más fuertemente con la calidad de las interacciones sociales (Hawkey et al., 2008).

De Jong Gierveld et al. (2016) sitúan tres grandes aproximaciones teóricas al fenómeno del aislamiento social. En primer lugar, desde la teoría del déficit (Weiss, 1973; Mikulincer & Shaver, 2014) se postula que la ausencia de relaciones sociales específicas da lugar a tipos particulares de soledad. Esta teoría aporta la clasificación de Weiss (1973) acerca de dos tipos de soledad: soledad emocional, determinada por la ausencia de una fuente de apoyo emocional cercano y soledad social, caracterizada por la ausencia de una red social de pertenencia. La segunda teoría fue planteada inicialmente por Perlman y Peplau (1981). Postula que la escasez cuantitativa y objetiva de relaciones sociales no conduce en forma directa e inevitable a la soledad. En la percepción de soledad influirían la evaluación subjetiva de las relaciones y las expectativas con respecto a dichas relaciones. Una tercera teoría se basa en el enfoque evolucionario y postula la existencia de una influencia genética en la soledad (Cacioppo et al., 2006). Desde esta perspectiva, se considera a la soledad como una respuesta adaptativa a la desconexión social que provee un impulso a reconectarse con el grupo social. La sensación de estar excluido de los grupos sociales haría a los individuos predispuestos genéticamente sentirse vulnerables, generando respuestas cognitivas, conductuales y fisiológicas para la auto-protección (Cacioppo & Hawkey, 2009).

## La Medición de la Soledad

A la luz de las consideraciones mencionadas, se torna imperativo alcanzar rigor y claridad en la evaluación de las diferencias

individuales en el nivel de soledad. La sensación subjetiva de soledad se manifiesta a través de diferentes percepciones y comportamientos. Sin embargo, en los métodos tradicionales de medición los puntajes en los ítems, que reflejan estas diferentes formas concretas de la soledad, son agregados en un puntaje total de la escala (cuando se la considera unidimensional). Desde este enfoque, denominado teoría clásica de los test (TCT) se supone que el puntaje total representa una medida adecuada del constructo para todos los participantes, que los ítems que componen una escala son igualmente informativos acerca del rasgo latente y que una escala puede discriminar entre participantes con distintos niveles de rasgo latente (Attorresi, Galibert, & Aguerri, 2002; Muñiz Fernández, 2010).

Sin embargo, los supuestos de la TCT difícilmente se puedan aplicar a la medición de la soledad. En la presente investigación, se examina un nuevo instrumento orientado a medir la soledad en adultos, la Escala de Soledad de Buenos Aires ([ESBA]; Auné, Abal & Attorresi, 2019). Se evaluaron las propiedades y características de la ESBA mediante la teoría de la respuesta al ítem (TRI) en la cual las características de los ítems y el nivel de rasgo latente de un individuo se relacionan con la probabilidad de elegir una categoría de respuesta consistente con el rasgo. Se han destacado las ventajas de la TRI sobre la TCT para construir instrumentos adecuados para evaluar tanto habilidades cognitivas como características de la personalidad y examinar sus características de medición (e.g. De Ayala, 2009).

## Objetivos

La modelización con TRI puede aportar importantes análisis en la evaluación de la soledad. Las personas pueden diferir sustancialmente en su nivel de soledad, en los motivos que los conducen a sentirse solos y en la valoración de los vínculos sociales. Estas diferencias podrían emerger tanto a nivel individual como grupal. Estas consideraciones son consistentes con que, en la TRI, la precisión de la medida no es constante a lo largo de los diferentes niveles de rasgo latente (De Ayala, 2009). En el contexto de la presente investigación, por ejemplo, algunos ítems podrían ser adecuados para discriminar solo entre personas con un nivel alto de soledad, mientras que otros podrían diferenciar sólo entre personas con niveles bajos o medios. Otros ítems podrían discriminar adecuadamente entre personas con un rango amplio de niveles de soledad.

El objetivo general de este trabajo es, entonces, aplicar la TRI al análisis de los ítems que componen la ESBA para poder:

1. Determinar si los ítems de soledad son similares en relación a su capacidad discriminativa entre los diferentes niveles del rasgo y a la cantidad de rasgo necesario para elegir cada opción de respuesta.
2. Explorar el nivel de información provisto por los ítems y la escala completa a lo largo de los diferentes niveles del rasgo latente estimado soledad.

## MÉTODO

### Participantes

Se trató de una muestra por accesibilidad de 509 participantes (53% mujeres) residentes del Área Metropolitana de Buenos Aires, cuya media de edad fue de 44.3 años con un desvío estándar de 13 (mínimo = 18 años, máximo = 78 años). En cuanto al estado civil, 47.2% manifestó que se encontraba casado o en unión de hecho, 25% soltero/a, 15.3% divorciado/a, 4.7% viudo/a, mientras que 7.9% seleccionó la opción "otro".

### Instrumentos

*Cuestionario Sociodemográfico.* Relevó las siguientes variables de interés: Género, Edad, Estado Civil, Nacionalidad y Lugar de Residencia.

*Escala de Soledad de Buenos Aires* ([ESBA]; Auné, et al., 2019). Se trata de un instrumento de siete ítems, donde la modalidad de respuesta se especifica mediante una escala Likert de cuatro opciones (1 = *Nada de Acuerdo*, 2 = *Poco de Acuerdo*, 3 = *Algo de Acuerdo*, 4 = *Totalmente de Acuerdo*). Se han obtenido evidencias de validez convergente con la versión argentina de la UCLA (Sacchi & Richaud de Minzi, 1997) y con la autopercepción del nivel de soledad, así como evidencias de validez discriminante con respecto a la deseabilidad social. La consistencia interna fue muy adecuada (alfa de Cronbach = .80, alfa ordinal = .87). Se realizaron, además, estudios de Funcionamiento Diferencial del Ítem con respecto al género, hallándose que los ítems se hallaban libres de Funcionamiento Diferencial.

### Análisis de datos

#### Cumplimiento de los Supuestos de los Modelos de la TRI

Los supuestos de los modelos tradicionales de la TRI son unidimensionalidad, independencia local y monotonicidad. El primero se refiere a que un único factor preponderante -el nivel de soledad- explique las respuestas a los ítems. El segundo, a que para un mismo nivel de rasgo latente, las respuestas a los ítems sean estadísticamente independientes. Por último, la monotonicidad implica que la probabilidad de seleccionar una categoría de respuesta siguiente a la anterior es una función no decreciente con respecto al nivel en el rasgo latente.

El supuesto de unidimensionalidad fue ya previamente verificado en Auné et al. (2019), donde se realizó la implementación óptima del análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo Seva, 2011) en el contexto del Análisis Factorial Exploratorio. El supuesto de independencia local se explorará mediante el índice  $c^2_{LD}$  (Chen & Thissen, 1997). Si su valor no supera  $|10|$  habría suficiente independencia local para la implementación de los modelos (Cai, Thissen, & du Toit, 2011). En cuanto a la monotonicidad, fue evaluada con el *software* estadístico R a través del análisis Mokken (van der Ark, 2007, 2012). El coeficiente de homogeneidad de Loevinger ( $H$ ), fue utilizado, donde valores mayores o iguales

a 0.40 indican adecuada monotonicidad y valores entre 0.30 y 0.39 monotonicidad aceptable (Bech, Wilson, Wessel, Lunde, & Fava, 2009).

### Comparación entre Modelos de la TRI

Se comparó en primer lugar, el ajuste relativo de dos modelos de la TRI para ítems con respuesta politómica: el Modelo de Crédito Parcial (MCP; Masters, 1982, 2016) y el Modelo de crédito parcial generalizado (MCPG; Muraki, 1992). Esta comparación se realizó mediante el Test de la Razón de Verosimilitudes (*Likelihood Ratio Test*; LRT) para modelos anidados y el estadístico (Haberman, 1978). El MCP se encuentra anidado en el MCPG ya que restringe al parámetro de discriminación  $a$  a ser constante para todos los ítems. El LRT permite conocer si la complejidad del modelo completo, sin restricciones en el parámetro  $a$ , es necesaria para mejorar el ajuste del modelo. Si el estadístico es significativo es necesario implementar el modelo no restringido, en este caso, el MCPG. El estadístico informa el porcentaje en el que el modelo no restringido mejora la explicación de los datos con respecto al modelo restringido (Toland, 2013). Además, se calculó el Criterio de Información de Akaike (*Akaike Information Criterion*, AIC) y el Criterio de Información Bayesiano (*Bayesian Information Criterion*, BIC) para MCPG y MCP, donde a mayor AIC y BIC menor ajuste relativo.

El ajuste global de cada uno de los modelos se evaluó con el estadístico  $M_2$  (Maydeu Olivares & Joe, 2005, 2006) y su RMSEA asociado (ajuste si RMSEA = .05). En cuanto al ajuste individual de cada ítem, para medirlo se obtuvo el índice  $S^{-2}$  (Orlando & Thissen, 2000, 2003), donde valores  $p$  mayores que .01 indican ajuste (Toland, 2013).

### Modelización de la ESBA mediante la TRI

Una vez seleccionado el modelo más adecuado, se obtuvieron sus parámetros, así como las Curvas Características de las Categorías de Respuesta del Ítem (CCCRI). Éstas últimas grafican la probabilidad de seleccionar cada categoría de respuesta según el nivel de soledad del participante. Se obtuvieron, además, la Función de Información del Ítem y la Función de Información del Test. La FIL indica cuán preciso es el ítem para cada nivel de soledad. La FIT resulta de la sumatoria de todas las FIL e indica la confiabilidad de la ESBA según el nivel de soledad. La modelización con TRI se realizó con el programa IRTPRO 4.2 (Cai et. al, 2011).

## RESULTADOS

### Cumplimiento de los Supuestos de los Modelos de la TRI

Para ambos modelos, MCP y MCPG, el índice  $c^2_{LD}$  fue menor que 101 para todos los pares de ítems. Por tanto, se puede dar por satisfecho el supuesto de independencia local. En cuanto a la monotonicidad, para los ítems 1, 2, 4 y 5 fue adecuada mientras que para el resto resultó aceptable. De manera que este supuesto también es válido.

### Comparación entre Modelos de la TRI

El LRT entre el MCPG y el MCP indicó que la menor restricción del MCPG supone un mejor ajuste a los datos ya que  $(6) = 5939.43 - 5866.85 = 72.58$ ,  $p = 1.21 \times 10^{-13}$ . El fue de .0122 indicando que el MCPG explica los datos en un 1.22% más que el MCP. Consistentemente, los índices de ajuste relativo AIC y BIC tuvieron menores valores para el MCPG. El RMSEA asociado al estadístico  $M_2$  indicó un leve desajuste global a los datos en el MCP, mientras que los ítems en forma individual ajustaron a los dos modelos ya que el  $p$  asociado al  $S^{-2}$  fue mayor que .01. Todos los índices de ajuste para MCPG y MCP se exponen en la Tabla 1.

Por todo lo expuesto, se concluye, aunque ambos modelos son susceptibles de aplicación el MCPG es levemente superior que el MCP en cuanto a ajuste y explicación de los datos. Por lo tanto, se modelizarán las respuestas a la ESBA con el MCPG.

Tabla 1

Comparación de Ajuste a la ESBA entre Modelos de la TRI

| Modelo | $M_2$  | $gl$ | $p$ valor | RMSEA | -2lnL   | AIC     | BIC     | Desit |
|--------|--------|------|-----------|-------|---------|---------|---------|-------|
| MCPG   | 413.51 | 182  | .0001     | .05   | 5866.85 | 5922.85 | 6036.44 | No    |
| MCP    | 503.87 | 188  | .0001     | .06   | 5939.43 | 5983.43 | 6072.68 | No    |

Nota. ESBA = Escala de Soledad de Buenos Aires; TRI = Teoría de la Respuesta al ítem;  $M_2$  = estadístico  $M_2$ ;  $gl$  = grados de libertad; RMSEA = error medio cuadrático de aproximación; -2lnL = valor del logaritmo de la verosimilitud; AIC = Criterio de Información de Akaike; BIC = Criterio de Información bayesiano; Desit = Existencia de desajuste de ítems al modelo según el índice  $S^{-2}$ ; MCPG = Modelo de Crédito Parcial Generalizado; MCP = Modelo de Crédito Parcial.

### Modelización de la ESBA con el MCPG

Mediante el MCPG fueron calculados, para cada uno de los ítems, un parámetro de discriminación  $a$  y tres parámetros de umbral  $d_j$ . El parámetro  $a$  representa la capacidad del ítem para diferenciar entre participantes con niveles contiguos de soledad. Un ítem será menos discriminante cuando las probabilidades de respuesta a sus categorías respondan más lentamente a variaciones en los niveles de soledad. Los parámetros  $d_j$  indican la localización del paso  $j$ , es decir cantidad de soledad que requiere el ítem para que el participante tenga más probabilidad de elegir la categoría  $j$  en lugar de la anterior. Los parámetros  $d_m$  representan una dificultad relativa e individual de cada paso (Embretson & Reise, 2000). El MCPG no impone restricciones a los valores de los  $d_m$ , en el sentido de que los pasos no se fuerzan a ser ordenados con respecto a la cantidad de rasgo necesario (Masters, 1982, 2016). Cuando el MCPG se grafica, se muestran las probabilidades de seleccionar cada una de las categorías de respuesta en función, en este caso, del nivel de soledad del participante. Estas son las las CCCRI.

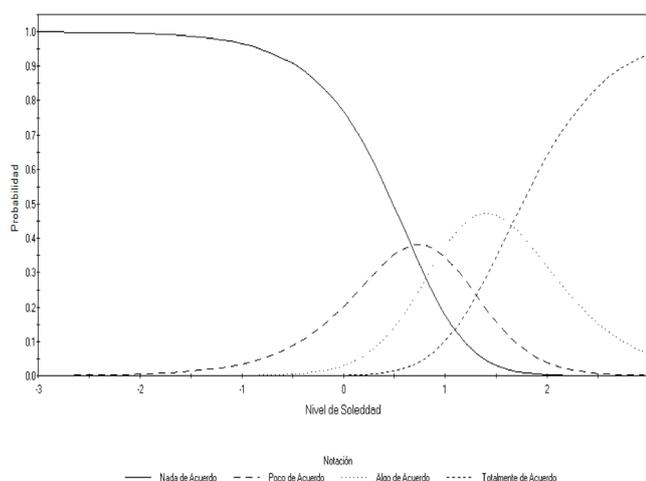
**Tabla 2**  
Parámetros estimados mediante el MCPG  
para los ítems que componen la ESBA

| Ítem   | $a$  | $d_1$ | $d_2$ | $d_3$ | $d_{prom}$ |
|--------|------|-------|-------|-------|------------|
| 1      | 2.01 | -1.67 | -1.21 | 1.43  | 0.73       |
| 2      | 0.98 | -1.68 | -0.90 | 1.42  | -0.17      |
| 3      | 0.66 | -2.80 | -2.11 | 0.95  | -0.29      |
| 4      | 1.88 | -2.32 | -0.21 | 1.76  | 0.56       |
| 5      | 1.43 | -1.79 | -1.48 | 0.11  | -0.52      |
| 6      | 0.86 | -2.08 | -0.56 | 1.97  | 0.63       |
| 7      | 0.69 | -2.19 | -0.98 | 1.58  | 0.57       |
| Media  | 1.22 | -2.08 | -1.06 | 1.32  |            |
| DE     | 0.56 | 0.41  | 0.62  | 0.62  |            |
| Mínimo | 0.66 | -2.80 | -2.11 | 0.11  |            |
| Máximo | 2.01 | -1.67 | -0.21 | 2.37  |            |

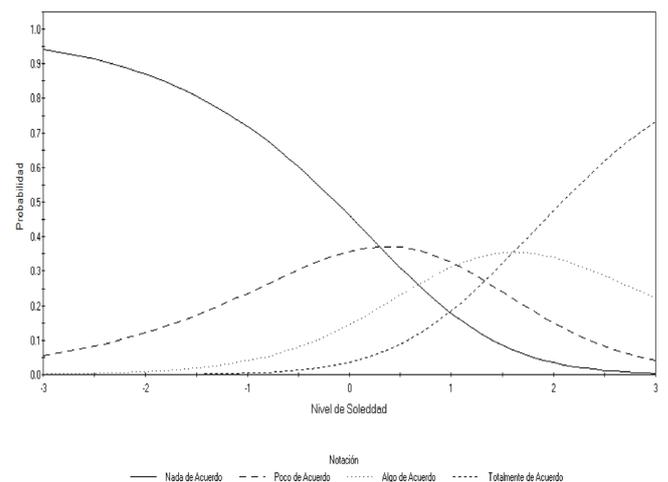
*Nota.* MCPG: Modelo de Crédito Parcial Generalizado; ESBA = Escala de Soledad de Buenos Aires;  $a$ : parámetro de discriminación calculado con el MCPG;  $d_1$ ,  $d_2$  y  $d_3$ : parámetros de umbral calculados con el MCPG. *s.e.*: error estándar;  $d_{prom}$ : promedio de los parámetros de umbral  $d$ .

Funciones de Información de los Ítems y del Test obtenidas mediante MCPG

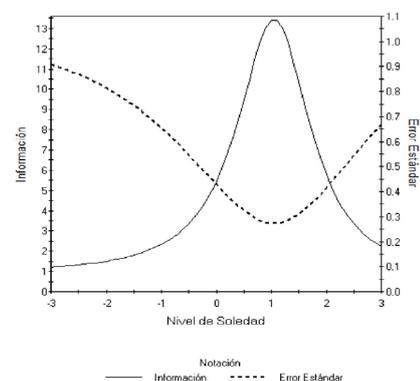
En las Figuras 1 y 2 se observan las CCCRI de los ítems 1 y 6 respectivamente. La mayor discriminación del primero se refleja en curvas más apuntadas. A su vez, se observa que las dos categorías centrales de respuesta son más probables sólo un rango acotado de niveles de soledad.



**Figura 1.** Curvas Características de las Categorías de Respuesta para el ítem 1 de la ESBA (Modelo de Crédito Parcial Generalizado)



**Figura 2.** Curvas Características de las Categorías de Respuesta para el ítem 6 de la ESBA (Modelo de Crédito Parcial Generalizado)



**Figura 3.** Función de Información del Test y Error Estándar de Medida de la ESBA (Modelo de Crédito Parcial Generalizado).

## DISCUSIÓN

Mientras que la TCT asume igual error de medida para todos los participantes, la TRI no realiza este supuesto y permite determinar la precisión de la medición para cualquier nivel del rasgo latente. En la TCT las cualidades de medición del puntaje total son evaluadas mediante índices globales de confiabilidad, los cuales se ven afectados por la cantidad de ítems que componen la escala. En cambio, los métodos de la TRI permiten cuantificar el valor de la información que aporta cada ítem y el test total, lo cual puede ser evaluado para cualquier nivel del rasgo latente. Los métodos de la TRI también posibilitan realizar comparaciones directas acerca de la capacidad de discriminación entre diferentes conjuntos de ítems o escalas completas.

En este caso, la TRI permitió conocer que los ítems que componen la ESBA no tienen igual capacidad de discriminación entre los participantes, siendo los ítems 1) *Nadie me entiende*, 4) *Estoy cansado/a de intentar ser parte de grupos* y 5) *Estoy completamente fuera de todo grupo social* los más potentes en

este sentido. A su vez, la Función de Información del Test indica que la escala es más confiable para niveles medios y altos de soledad, distinguiendo en muchas menor medida entre participantes con bajos niveles. Esta es una característica deseable en este caso ya que la soledad se asocia en niveles altos a variables psicopatológicas, y a trastornos como la depresión. Los parámetros de umbral señalan que las categorías de respuesta se comportan de forma adecuada, ya que es necesario un nivel más alto de soledad para seleccionar una categoría asociada con mayor grado de acuerdo.

Este análisis minucioso permite adicionar evidencias acerca de la calidad psicométrica de la ESBA y su adecuación para ser efectivamente utilizada para evaluar la soledad, desde una perspectiva unidimensional y de *screening*. En futuras investigaciones se modelizará la ESBA con otros modelos de la TRI, como el Modelo de Respuesta Graduada (Samejima, 1969).

## REFERENCIAS

- Attorresi, H.F., Galibert, M.S., & Aguerri, M.E. (2002). Modelo de medición de componente no observable. Una presentación formal de la axiomatización de la teoría clásica de tests. *Psicothema*, *14*(3), 665-668.
- Auné, S., Abal, F., & Attorresi, H. (2019). Construcción y validación de la Escala de Soledad de Buenos Aires. *Manuscrito enviado para su publicación*.
- Bech, P., Wilson, P., Wessel, T., Lunde, M., & Fava, M. (2009). A validation analysis of two self-reported HAM-D6 versions. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *119*(4), 298-303. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.2008.01289.x>
- Cacioppo, J.T., & Hawkey, L.C. (2009). Perceived social isolation and cognition. *Trends Cogn Sci*, *13*(10), 447-454. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2009.06.005>
- Cacioppo, J.T., Hawkley, L.C., Ernst, J.M., Burleson, M., Bertson, G.G., Nouriani, B., & Spiegel, D. (2006). Loneliness within a nomological net: an evolutionary perspective. *J Res Pers*, *40*(6), 1054-1085. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2005.11.007>
- Cai, L., Thissen, D., & du Toit, S. (2011). *IRTPRO user's guide*. Lincolnwood, IL: Scienti?c Software International.
- Chen, W.H., & Thissen, D. (1997). Local dependence indices for item pairs using item response theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, *22*, 265-289. <https://doi.org/10.2307/1165285>
- De Ayala, R.J. (2009). *The theory and practice of item response theory*. New York, NY: Guilford Press.
- De Jong Gierveld J., van Tilburg T.G. & Dykstra, P.A. (2016). Loneliness and social isolation. In: Vangelisti A., Perlman. D (eds.) *Cambridge Handbook of Personal Relationships* (pp. 485-500). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Embretson, S.E., & Reise, S. (2000). *Item Response Theory for Psychologists*. Mahwah, NJ: Erlbaum Publishers.
- Haberman, S.J. (1978). *Analysis of qualitative data: Vol. 1: Introductory topics*. New York, NY: Academic Press.
- 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 Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, *63*(6), 375-384. <https://doi.org/10.1093/geronb/63.6.S375>
- Masters, G.N. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika*, *47*(2), 149-174.
- Masters, G.N. (2016). Partial Credit Model. En W.J. van der Linden (Ed.). *Handbook of Item Response Theory*, Volume 1: Models (pp. 109-126). Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Maydeu Olivares, A., & Joe, H. (2005). Limited and full information estimation and testing in 2n contingency tables: A unified framework. *Journal of the American Statistical Association*, *100*, 1009-1020. <http://dx.doi.org/10.1198/016214504000002069>
- Maydeu Olivares, A., & Joe, H. (2006). Limited information goodness-of-fit testing in multidimensional contingency tables. *Psychometrika*, *71*, 713-732. <http://dx.doi.org/10.1007/s11336-005-1295-9>
- Mikulincer, M., & Shaver, P.R. (Eds.). (2014). *Mechanisms of social connection: From brain to group*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Muñiz Fernández, J. (2010). Las teorías de los tests: Teoría Clásica y Teoría de Respuesta a los Ítems. *Papeles del Psicólogo*, *31*(1), 57-66.
- Muraki, E. (1992). A generalized partial credit model: Application of an EM algorithm. *Applied Psychological Measurement*, *16*, 159-176. <https://doi.org/10.1002/j.2333-8504.1992.tb01436.x>
- Orlando, M., & Thissen, D. (2000). Likelihood-based item fit indices for dichotomous item response theory models. *Applied Psychological Measurement*, *24*, 50-64. <https://doi.org/10.1177/01466216000241003>
- Orlando, M., & Thissen, D. (2003). Further investigation of the performance of S-?2: An item fit index for use with dichotomous item response theory models. *Applied Psychological Measurement*, *27*, 289-298. <https://doi.org/10.1177/0146621603027004004>
- Perlman, D., & Peplau, L.A. (1981). Toward a social psychology of loneliness. In R. Gilmour & S. Duck (Eds.), *Personal relationships 3: Personal relationships in disorder* (pp. 31-43). London, UK: Academic Press.
- Sacchi, C. & Richaud de Minzi, M.C. (1997). La Escala Revisada de Soledad de UCLA: Una adaptación argentina. *Rev. Argent. Clín. Psicol*, *6*(1), 43-53.
- Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika monograph supplement*, *17*(4), 2.
- Timmerman, M.E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, *16*, 209-220. <http://dx.doi.org/10.1037/a0023353>
- Toland, M. (2013). Practical guide to conducting an item response theory analysis. *The Journal of Early Adolescence*, *34*(1), 120-151. <https://doi.org/10.1177/0272431613511332>
- van der Ark, L.A. (2007). Mokken scale analysis in R. *Journal of statistical software*, *20*(11), 1-19. <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v020.i11>
- van der Ark, L.A. (2012). New developments in Mokken scale analysis in R. *Journal of Statistical Software*, *48*(5), 1-27.
- Weiss, R.S. (1973). *Loneliness: The experience of emotional and social isolation*. Cambridge, MA: MIT Press.