

Propiedades Psicométricas de la Escala de Autoevaluación de la Depresión–Revisada (EAED–R)

Psychometric Properties of the Depression Self-Rating Scale-Revised (DSRS-R)

Mauricio Marín-Gutiérrez¹, Marcelo Avalos-Tejeda², Diego Palominos-Urquieta³, Rodolfo Bastián Valle-Kendall⁴ y Cristián Pinto-Cortez⁵

Resumen

La depresión es un trastorno que puede afectar significativamente la calidad de vida de niños, niñas y adolescentes, siendo fundamental contar con herramientas precisas para su detección temprana. En el presente artículo se analiza la estructura interna de la versión chilena de la Escala de Autoevaluación de la Depresión en una muestra representativa de 19.648 estudiantes secundarios de Chile. Se propone una escala reducida a 15 ítems, la que muestra un buen ajuste a una estructura bifactor con un factor general de depresión y dos factores específicos: afectos negativos y afectos positivos. Esta estructura presenta invarianza escalar por sexo y grupos de edad, por lo que se obtienen baremos generales para la escala general y las subescalas de afectos negativos y afectos positivos. Se recomienda el uso de la EAED-R como instrumento de tamizaje o screening de la depresión y se desaconseja para fines diagnósticos al no captar la totalidad del espectro sintomatológico de este trastorno.

Palabras clave: depresión, adolescentes, análisis psicométrico, estructura bifactorial, invarianza

Abstract

Depression is a disorder that can significantly affect the quality of life of children and adolescents, and it is essential to have accurate tools for its early detection. This article analyzes the internal structure of the Chilean version of the Depression Self-Assessment Scale in a representative sample of 19,648 secondary school students in Chile. A scale reduced to 15 items is proposed, which shows a good adjustment to a bifactor structure with a general factor of depression and two specific factors: negative affect and positive affect. This structure presents scalar invariance by sex and age groups, so that general scales are obtained for the general scale and the negative affect and positive affect subscales. The use of the DSRS-R is recommended as a screening instrument for depression and is not recommended for diagnostic purposes as it does not capture the entire symptomatological spectrum of this disorder.

Keywords: depression, adolescents, psychometric analysis, bifactor structure, invariance

¹Psicólogo, Licenciado en Psicología, Doctorando en Psicología, Escuela de Psicología y Filosofía, Universidad de Tarapacá, de Septiembre 2222, Arica Chile. Correo: mmaring@academicos.uta.cl (Autor para la correspondencia)

²Psicólogo, Licenciado en Psicología. Magister en Economía Aplicada, Doctorando en Psicología, Escuela de Psicología, Facultad de Humanidades, Universidad Católica del Norte, Angamos 0610, Antofagasta, Chile. Correo: mavalos@ucn.cl

³Psicólogo, Licenciado en Psicología, Doctorando en Psicología, Laboratorio de Neurociencia Cognitiva, Escuela de Psicología, Universidad Católica del Norte, Angamos 0610, Antofagasta, Chile. Correo: diego.palominos@ce.ucn.cl

⁴Psicólogo, Licenciado en Psicología. Doctorando en Psicología, Escuela de Psicología y Filosofía, Universidad de Tarapacá, 18 de Septiembre 2222, Arica Chile. Correo: rbastianvalle@gmail.com

⁵Doctor en Psicología, Académico, Escuela de Psicología y Filosofía, Universidad de Tarapacá, 18 de Septiembre 2222, Arica Chile. Correo: cpinto@academicos.uta.cl

Introducción

El término depresión es utilizado para referirse a cualquiera de los trastornos depresivos que, en su conjunto, se caracterizan por una tristeza persistente y anhedonia o falta de interés y/o placer en actividades que previamente eran gratificantes y placenteras (Martínez et al., 2015). Estos trastornos afectivos suelen estar acompañados de diversas manifestaciones cognitivas, conductuales y neurovegetativas que deterioran considerablemente la capacidad de funcionamiento del individuo (OMS, 2019).

La depresión es uno de los problemas de salud mental más predominantes en el mundo, con una prevalencia del 4,4% en la población mundial, siendo mayor en mujeres (5,1%) que en hombres (3,6%; OMS, 2017). Estas cifras se han incrementado en un 27,6% tras la catástrofe sanitaria provocada por el virus SARS-CoV-2, alcanzando un 5,6% de la población según los datos más recientes (OMS, 2022; Santomauro et al., 2021). Asimismo, la Organización Mundial de la Salud (2017) ha catalogado a la depresión como la principal causa de años de vida perdidos por discapacidad y el factor individual que más contribuye a la tasa de muertes por suicidio.

Las niñas, niños y adolescentes (NNA) también son susceptibles de padecer este tipo de trastorno, lo que trae consigo importantes consecuencias funcionales de salud y para el propio desarrollo en etapas posteriores de la vida. Padecer depresión durante la adolescencia se asocia con una disminución del rendimiento académico, deserción escolar, un incremento de comportamientos de riesgo y suicidabilidad (Fletcher, 2008; Maughan et al., 2013; Thapar et al., 2012). También incrementa el riesgo de desarrollar un trastorno psicológico durante la edad adulta, encontrándose asociaciones positivas con la depresión, ansiedad y consumo problemático de drogas, así como un deterioro significativo de la salud y peor funcionamiento social (Copeland et al., 2020; Johnson et al., 2018; Rao & Chen, 2009).

En el caso de Chile, se estima que el 6,1% de los NNA (4 y 18 años) padece de algún tipo de trastorno afectivo, siendo el trastorno depresivo mayor el más

recurrente (5,9%; Vicente et al., 2012). En cuanto a muertes por suicidio, Chile presentó 6.292 actos consumados de suicidio de adolescentes y adultos jóvenes entre 2000 y 2017. En dicho periodo, la tasa de suicidio promedio por cada 100 mil habitantes fue de 8,5 para el grupo de edad de 10 a 24 años, 5,4 para el grupo de 10 a 19 años, y 14,7 para el grupo de 20 a 24 años (Araneda et al., 2021). Dada esta preocupante realidad, la detección temprana e intervención oportuna de los trastornos depresivos en los NNA resulta fundamental para prevenir su cronicidad, la disfuncionalidad social, la aparición de problemas de salud concomitantes y las tasas de mortalidad por suicidio.

En el contexto chileno se han adaptado numerosos instrumentos psicométricos de uso internacional para evaluar la sintomatología depresiva en NNA y así ayudar en la tarea diagnóstica. Entre las herramientas disponibles se encuentran: a) el Cuestionario de Depresión Infantil (en inglés, Children's Depression Inventory [CDI]; Kovacs, 1981) adaptada por Coggiola y Guijón (1991); b) el Inventario de Depresión de Beck (en inglés, Beck Depression Inventory [BDI]; Beck et al., 1961) adaptado por Coggiola y Guijón (1991); c) el BDI-II (Beck et al., 1996) adaptada por Melipillán et al. (2008); d) la versión abreviada de las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (en inglés, Depression, Anxiety and Stress Scales [DASS-21]; Lovibond y Lovibond, 1995) adaptada por Román Mella et al. (2014); e) el Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9; Kroenke et al., 2001) en su versión para adolescentes adaptada por Borghero et al. (2018); y f) la Escala de Ansiedad y Depresión Hospitalaria (en inglés, Hospital Anxiety and Depression Scale [HADS]; Zigmond & Snaith, 1983) adaptada por González-Loyola et al. (2020).

La Escala de Autoevaluación de la Depresión

La Escala de Autoevaluación de la Depresión (EAED; en inglés, Depression Self-Rating Scale [DSRS]; Birlleson, 1981) se construyó para evaluar la severidad de la sintomatología depresiva en NNA de entre 8 y 14 años cuando aún se discutía la existencia de la depresión infantil. La operacionalización del constructo se modeló sobre la definición clínica del

trastorno depresivo según los criterios de Feighner et al. (1972), similares a los descritos en el DSM-III. El contenido de sus ítems refleja medidas del estado de ánimo, quejas fisiológicas y somáticas, y aspectos cognitivos de la depresión, y se encuentran redactados en frases afirmativas buscando facilitar su comprensión. En cuanto a la consigna, el instrumento solicita al respondiente indicar la frecuencia en que cada afirmación se aplica a cómo se han sentido durante la última semana respondiendo sobre una escala de tres puntos: siempre, a veces, nunca.

Esta escala fue una de las primeras herramientas psicométricas adaptadas para evaluar depresión en muestras de NNA chilenos (Álvarez et al., 1986). Aunque el estudio de Álvarez et al. (1986) proporcionó pruebas de su utilidad clínica al lograr discriminar NNA con depresión de aquellos sanos, así como con otros diagnósticos, es importante señalar que no se realizaron análisis para revisar sus propiedades psicométricas ni su estructura factorial. A pesar de esto, el Ministerio de Salud de Chile (MINSAL, 2013) lo ha incorporado en su Guía Clínica para el tratamiento de la depresión en adolescentes de 10 a 14 años, bajo la denominación "Cuestionario Detección Depresión Infantil de Birlerson". Al respecto, el uso de la EAED podría considerarse una práctica arriesgada para la población objetivo en ausencia de evidencias de validez suficientes (Fernández et al., 2019), por lo que someter el instrumento en cuestión a un análisis exhaustivo sigue siendo una tarea pendiente.

Respecto a las propiedades psicométricas del instrumento, Birlerson (1981) reportó evidencia inicial sobre la consistencia interna basada en el método de dos mitades (.86), confiabilidad test-retest (.80) y de validez factorial de la EAED. La escala también presentó una aceptable capacidad para discriminar entre NNA con depresión y NNA sin depresión, estableciéndose que un puntaje de corte de 13 puntos o más indican la presencia de un trastorno depresivo con una tasa aceptable de falsos positivos y falsos negativos inferior al 20%.

El EAED ha presentado adecuados índices de fiabilidad de consistencia interna para la escala total, con valores alfa de Cronbach entre .75 y .88 (Cheung, 1996; Ivarsson & Gillberg, 1997). Otros

estudios como los de Charman (1994) e Ivarsson et al. (1994; 2002) han aportado evidencias de validez concurrente al encontrar asociaciones positivas entre la EAED con otras medidas de depresión, como el CDI (.67 - .76), el BDI (.79), y el Youth Self-Report (YSR; .54 - .65), el cual evalúa problemas internalizantes.

Se han realizado adaptaciones del instrumento, posibilitando su uso para investigación y fines clínicos en diferentes países como Chile (Álvarez et al., 1986), China (Cheung, 1996), Irán (Taghavi, 2006), Japón (Murata et al., 1996), México (De la Peña et al., 1996) y Suecia (Ivarsson et al., 1994). Otros trabajos también han explorado el comportamiento de la prueba en población no clínica (Firth & Chaplin, 1987; Ivarsson & Gillberg, 1997) y con muestras de adolescentes de hasta 19 años (De la Peña et al., 1996). Sin embargo, entre estos estudios no existe acuerdo sobre la estructura interna del instrumento, encontrando soluciones de uno, dos, tres y hasta cuatro factores (ver Tabla 1).

Específicamente, De la Peña et al. (1996) llevaron a cabo un análisis de componentes principales (ACP) encontrando una estructura unidimensional, donde el factor denominado "depresión" logró explicar el 28,8% de la varianza total. Esta estructura fue replicada por Ivarsson & Gillberg (1997), quienes realizaron análisis factorial exploratorio (AFE) con rotación varimax y obtuvieron un factor que explicaba el 20,1% de la varianza. Sin embargo, ocho elementos de la escala obtuvieron cargas factoriales bajas (<.4), lo que plantea interrogantes sobre la unidimensionalidad del instrumento. Previo a estos estudios, Birlerson et al. (1987) habrían identificado tres factores que explicaban el 34,8% de la varianza acumulada, al realizar un análisis factorial booleano (AFB) con rotación varimax. No obstante, es relevante mencionar que solo 15 de los 18 ítems obtuvieron cargas factoriales superiores a .4. A su vez, resulta interesante notar que, aunque los autores identificaron el factor 2 como "disforia" no proporcionaron denominaciones específicas para los factores 1 y 3 en su análisis.

Por otra parte, Cheung (1996) a través de un ACP encontraron una solución de dos factores, a las que

Tabla 1. Estudios que analizan la estructura factorial de la EAED

Autor/es (año)	País	Participantes (Edad/Curso)	Nº Factores	Análisis
Birleson et al. (1987)	Estados Unidos	155 (8-14 años)	3	AFB
Cheung (1996)	China	3786 (5°-8° grado)*	2	ACP
De la Peña et al. (1996)	México	349 (13-19 años)	1	ACP
Ivarsson & Gillberg (1997)	Suecia	524 (13-18 años)	1	AFE (Varimax)
Taghavi (2006)	Irán	2012 (11-17 años)	4	ACP (Varimax)

Nota. *El estudio no proporciona el rango etario de los participantes; ACP=Análisis de Componentes Principales; AFB=Análisis Factorial Booleano; AFE=Análisis Factorial Exploratorio.

denominó “disforia y aislamiento social” y “afecto positivo”. Esta estructura factorial, que en conjunto explicó el 30,3% de la varianza, demostró cumplir de manera efectiva con los principios de parsimonia e interpretabilidad en comparación con soluciones alternativas que incluían tres o cuatro factores. No obstante, se debe señalar que uno de los ítems (“5. Tengo dolores de estómago”) no presentó una carga significativa en ninguno de los dos factores mencionados. En última instancia, Taghavi (2006) realizó un análisis factorial con rotación varimax y logró identificar cuatro factores interpretables: 1) “estado de ánimo depresivo”; 2) “desesperanza”; 3) “falta de actividades placenteras”; y 4) “síntomas fisiológicos”. En conjunto, estos factores explicaron el 44% de la varianza total. Sin embargo, es importante destacar que la última dimensión quedó conformada únicamente por dos reactivos. Esta limitación plantea preocupaciones sobre la confiabilidad y representatividad de esta dimensión, ya que disponer de dos reactivos puede resultar en una medición mucho menos precisa y completa de los síntomas fisiológicos asociados al constructo en estudio.

Se debe destacar que la variabilidad en las estructuras factoriales encontradas en diferentes estudios puede atribuirse a diversas razones (características socioculturales variadas de las poblaciones muestreadas, edades de los participantes y las diferencias en los tamaños muestrales, etc.). Sin embargo, un aspecto crucial a considerar es la aplicación de estrategias metodológicas no recomendadas en la actualidad para analizar la estructura interna de un instrumento psicométrico (Lloret-Segura et al., 2014). Estas divergencias subrayan la importancia de abordar de manera rigurosa y exhaustiva la evaluación de las propiedades psicométricas de la EAED en la población chilena, con el fin de aportar mayor

claridad y solidez a su utilización en futuras investigaciones y práctica clínica.

Adicionalmente, investigaciones recientes han revelado que las escalas de depresión presentan un mejor ajuste al utilizar modelos bifactor (de Miranda et al., 2016; Feng, 2020; Yeung et al., 2020), beneficios que también se han observado en pruebas de habilidades cognitivas (Cucina & Byle, 2017). La utilidad del modelo bifactor radica en su capacidad de evaluar simultáneamente la unidimensionalidad en presencia de multidimensionalidad (Ondé & Alvarado, 2022). En efecto, la idea detrás de esta estructura es descomponer la varianza de las respuestas observadas en dos tipos de factores: un factor general, que explica la varianza de todas las medidas o ítems; y dos o más factores específicos, ortogonales entre sí, que al mismo tiempo explican la varianza de ciertos grupos de ítems (ver Figura 1). Un aspecto a considerar es que los factores específicos explican la varianza no explicada por el factor general, lo que produce cargas generalmente más bajas.

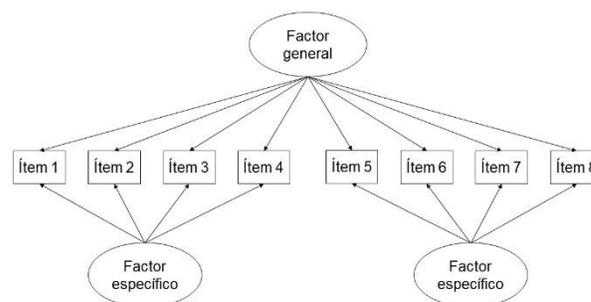


Figura. 1. Esquema de Modelo Bifactor

Este tipo de modelo proporciona una comprensión más completa de la estructura subyacente de la escala y ofrece una razón sólida para utilizar tanto puntuaciones globales como por dimensión en un mismo instrumento (Dunn & McCray, 2020). La aplicación de un modelo bifactor

a la EAED podría proporcionar una perspectiva más completa y detallada de su estructura interna, identificando con claridad además del factor general de depresión, factores específicos referidos a conjuntos de síntomas dentro del instrumento. Esto podría enriquecer la evaluación de la depresión en adolescentes y mejorar su utilidad como prueba evaluativa y de investigación.

De acuerdo con la revisión previa, las implicaciones clínicas y la inclusión de la EAED en la Guía Clínica del Ministerio de Salud de Chile, es esencial abordar la necesidad de una evaluación sólida de sus propiedades psicométricas en la población de NNA chilenos. Por lo tanto, este estudio tiene como objetivo analizar exhaustivamente las propiedades psicométricas de la Escala de Autoevaluación de la Depresión (EAED) y generar normas para su interpretación en una muestra representativa de Niños, Niñas y Adolescentes (NNA) chilenos. En consonancia con hallazgos recientes en la literatura que han destacado los beneficios de los modelos bifactor en escalas de depresión (Miranda et al., 2016; Feng, 2020; Yeung et al., 2020), nuestra hipótesis es que la EAED se ajustará de manera óptima a una estructura bifactor.

Método

Participantes

El presente estudio analiza los datos obtenidos de la Primera Encuesta Nacional de Polivictimización (ENP) realizada en Chile en una muestra representativa de niñas, niños y adolescentes (NNA). La ENP fue un proyecto diseñado por la Subsecretaría de Prevención del Delito del Ministerio del Interior y Seguridad Pública, e implementado por la Pontificia Universidad Católica de Chile, a través de la Dirección de Estudios Sociales (DESUC) y el Programa de Estudios Sociales del Delito. El muestreo fue probabilístico y trietápico, considerando: 1) establecimiento educativo, 2) cursos, y 3) estudiantes en cada curso. El error muestral fue de ± 7 puntos porcentuales, utilizando un intervalo de confianza del 95%. La muestra final quedó compuesta por 19.684 NNA (49,4% hombres y 50,6% mujeres) con edades

comprendidas entre 12 y 19 años ($M=14,65$; $DE=1,61$) provenientes de 699 establecimientos educativos (públicos, privados y subvencionados) de las zonas urbanas de las 15 regiones de Chile.

Instrumento

Escala de Autoevaluación de la Depresión (en inglés, Depression Self-Rating Scale [DSRS]; Birlleson, 1981) adaptada al contexto chileno por Álvarez et al. (1986). El instrumento se compone de 18 ítems y evalúa la presencia de sintomatología depresiva en niños, niñas y adolescentes. Tiene un formato de respuesta de tres alternativas (nunca, a veces y siempre) con puntuaciones de 0, 1 y 2. Diez de sus reactivos deben ser recodificados (ver Anexo I), en dirección hacia los síntomas de depresión, para calcular la puntuación total del instrumento, cuyo máximo es de 36 puntos.

Procedimiento

El diseño de estudio, las características de los participantes, los instrumentos aplicados y el procedimiento de recolección de datos de la Encuesta Nacional de Polivictimización (ENP) se encuentran detallados en Pinto-Cortez et al. (2020). Todos los datos de la ENP se recolectaron durante el último trimestre del año 2017. Posteriormente, las bases de datos fueron liberadas por las instituciones gubernamentales para uso público, especialmente para su uso secundario por parte de instituciones académicas del Estado de Chile.

Análisis de datos

Los análisis realizados persiguen el objetivo de indagar en la estructura factorial de la Escala de Autoevaluación de la Depresión (EAED) para encontrar evidencia de validez de estructura interna. Se hipotetiza encontrar una estructura multifactorial de la EAED, lo que aportaría a la discusión de la depresión como un constructo multidimensional. Para abordar el análisis de la estructura factorial de la EAED, empleamos una estrategia secuencial que incorporó una serie de análisis exploratorios y confirmatorios (ver Figura 2).

En estos casos, la recomendación usual es dividir los datos en dos conjuntos: uno en el cual se realiza

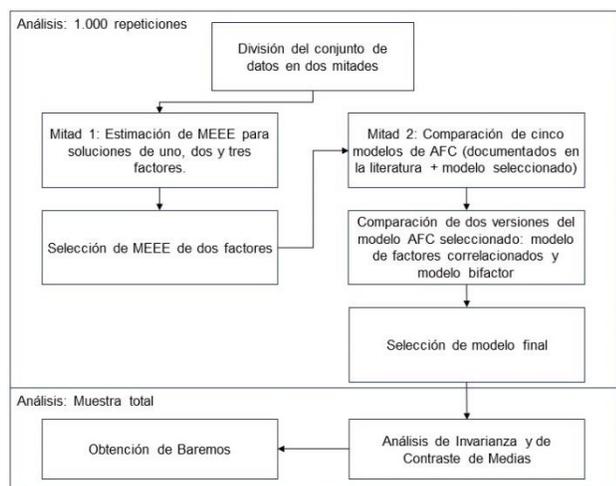


Figura. 2. Procedimiento de Análisis de Datos

el análisis exploratorio y otro en el que la estructura sugerida por el primero es contrastada, evitando así problemas de sobreajuste. Sin embargo, para una división aleatoria cualquiera existe la probabilidad de que los grupos no resulten equivalentes en alguna de las variables observadas o en terceras variables no registradas que pudieran tener un efecto sobre las variables de interés. Por otro lado, es posible incurrir en malas prácticas, como probar distintas submuestras y utilizar aquellas que mejor ajuste ofrezcan o presenten resultados acordes a las hipótesis iniciales (Paniagua et al., 2022). Para lidiar con estos problemas en el presente estudio se realizaron 1.000 divisiones aleatorias en dos grupos de igual tamaño. En cada una de estas divisiones se usó una mitad para estimar los modelos de ecuaciones estructurales exploratorios (MEEE; más conocidos como ESEM por su sigla en inglés) y la otra mitad para estimar los análisis factoriales confirmatorios (AFC) de la segunda etapa. Se comparó el ajuste global de todos los modelos utilizando Chi-cuadrado, CFI de Bentler (1992) y RMSEA de Steiger y Lind (1980), considerando los puntos de corte propuestos por Schreiber (2017), esto es $CFI > .950$ y $RMSEA < .060$.

En segundo lugar, se estimaron los MEEE para soluciones de uno, dos y tres factores utilizando el estimador de mínimos cuadrados ponderados (WLS) sobre la matriz de correlaciones policóricas. Los MEEE combinan características del análisis factorial exploratorio (AFE), por un lado, y de los modelos de

ecuaciones estructurales (MEE) y análisis factorial confirmatorio (AFC), por otro. Como en el AFE, en el caso de estructuras de dos o más factores maximizan las cargas de las variables en un factor mientras las minimizan en los demás factores, pero a diferencia del AFC/MEE no restringen a cero las cargas cruzadas, obteniendo estructuras más realistas que estos últimos. Al igual que el AFC/MEE, los MEEE permiten realizar análisis multigrupo, contrastes para estructuras factoriales específicas y obtener los índices usualmente reportados en AFC/MEE (Marsh et al., 2014).

En tercer lugar, se aplicó una serie de AFC usando el estimador Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted (WLSMV, adecuado para variables categóricas) y parametrización theta. Se contrastó el ajuste global de cinco modelos de la EAED: unidimensional (De la Peña et al., 1996; Ivarsson & Gillberg, 1997), dos factores (Cheung, 1996), tres factores (Birlson, 1987), cuatro factores (Taghavi, 2006) y un modelo de dos factores sugerido por los resultados de la estrategia exploratoria.

Posteriormente de los cinco modelos AFC, se seleccionó aquél con mejor ajuste y se procedió a comparar dos versiones del mismo: modelo de factores correlacionados y modelo bifactor. De estos últimos modelos, se seleccionó el modelo bifactor por presentar un mejor ajuste. Acto seguido, se estimó el modelo bifactor en la muestra completa y utilizó para realizar análisis de invarianza por sexo y grupo de edad. Como evidencia de invarianza, se consideró la disminución del CFI ($> .010$) y el aumento RMSEA ($> .015$) de acuerdo con los criterios de Chen (2007) para tamaños muestrales adecuados. Independientemente de las pruebas de invarianza se realizaron contrastes de diferencias de medias de los puntajes de la escala global y las subescalas de afectos positivos y de afectos negativos según sexo y grupos de edad.

Para finalizar se obtuvieron los baremos producto de las puntuaciones directas, transformándolos a puntuación Z y puntuación T ($ME=50$, $DE=10$) tanto para el factor general de depresión como para los factores específicos obtenidos. Todos los análisis se realizaron con las

librerías psych (Revelle, 2022), lavaan (Rosseel et al., 2022) y semTools (Jorgensen et al., 2022) del lenguaje R (R Core Team, 2022).

Resultados

Análisis de estructura interna y evidencia de validez factorial

De los 19.684 NNA que componen la muestra de la ENP, 18.180 presentan datos completos en la EAED. Los análisis factoriales descritos a continuación se realizaron para ese conjunto de datos completos.

Para explorar la estructura factorial de la EAED se compararon soluciones MEEE de uno, dos y tres factores. La comparación se realizó sobre la distribución de los estadísticos descriptivos de ajuste y de los pesos factoriales. En aras de la simplicidad, las Tablas 2 y 3 solo presentan las medias de tales distribuciones¹.

La Tabla 2 presenta los estadísticos de chi-cuadrado, grados de libertad, chi-cuadrado relativo, CFI, RMSEA, alfa de Cronbach y omega de McDonald. Se aprecia en ella que a medida que aumenta el número de factores mejora el ajuste: aumentan CFI y omega; y disminuyen chi-cuadrado y RMSEA.

La Tabla 3 presenta las cargas factoriales mayores o iguales a .4 para las soluciones de uno, dos y tres factores. Se aprecia en todas ellas que los ítems 4 (Tengo dolores de estómago), 5 (Quiero salir a jugar fuera de casa) y 9 (Puedo arreglármelas solo/a, valerme por mí mismo/a) no cargan suficientemente alto, por lo que resulta recomendable su exclusión. Por otro lado, si bien las cargas factoriales son más altas en el modelo de un factor (excepto en el ítem 16), el modelo de dos factores presenta una estructura claramente interpretable, donde el primer factor hace referencia a los afectos negativos y el segundo a los afectos positivos. Por su parte, el modelo de tres factores mantiene casi intacta la estructura del

modelo de dos factores y el tercer factor contiene sólo dos ítems, uno de los cuales comparte con el factor dos. Así, si bien el modelo de tres factores es el que presenta mejor ajuste, no representa una mejora sustantiva en la interpretación de su estructura respecto del modelo de dos factores, el cual resulta más parsimonioso, por lo que incluimos este último modelo entre los AFC estimados.

Comparación de modelos de análisis factoriales confirmatorios (AFC)

Posteriormente, se procedió a comparar el ajuste global de distintos modelos de AFC para la EAED. Cuatro de ellos se han descrito en la literatura previa. La estructura unidimensional reportada por De la Peña et al. (1996) e Ivarsson y Gillberg (1997) consideran la totalidad de los ítems de la escala, mientras que el resto de los modelos factorizan el instrumento con un número variable de dimensiones. La Tabla 4 presenta la correspondencia entre los ítems de la escala y las estructuras factoriales propuestas por Cheung (1996), Birlerson et al. (1987), Taghavi (2006), junto al sugerido por los MEEE del presente artículo.

Dado que los modelos a comparar no son estructuras anidadas, no es posible realizar un contraste formal de hipótesis, por lo que en su lugar se compararon cualitativamente sus estadísticos de ajuste (ver Tabla 5). Al igual que con los MEEE, la comparación se realizó sobre la distribución de los estadísticos descriptivos de ajuste y de los pesos factoriales, pero la Tabla 5 presenta las medias de tales distribuciones². Se observa que el modelo de un factor es el que presenta peores indicadores de ajuste (RMSEA > .060; CFI < .950) y es el segundo peor en lo que respecta a los índices de consistencia interna (aunque no podemos decir que son bajos) lo que apuntaría a la multidimensionalidad del instrumento. En este sentido, los modelos multidimensionales de Birlerson, Cheung y Taghavi lograron un ajuste excelente.

¹ Tablas con los siguientes estadísticos descriptivos se encuentran disponibles bajo solicitud a los autores: mínimo, percentil 5, mediana, media, percentil 95 y máximo.

² En esta oportunidad no reportamos las cargas factoriales de los distintos modelos porque nuestro interés es comparar el ajuste y para no extender

excesivamente la descripción de resultados. Las Tablas con los estadísticos descriptivos de las distribuciones de las cargas factoriales y los índices de ajuste se encuentran disponibles bajo solicitud a los autores.

Tabla 2. Bondad de ajuste promedio de los Modelos de Ecuaciones Estructurales Exploratorias (MEEE)

Modelo	X ²	gl	X ² /gl	CFI	RMSEA	α	ω
Un factor	9291.593	135	68.827	.793	.112	.905	.871
Dos factores	2346.537	118	19.886	.934	.067	.905	.879
Tres factores	1644.181	102	16.119	.952	.062	.905	.882

Nota. X²=chi-cuadrado; gl=grados de libertad; X²/gl=chi-cuadrado relativo; CFI=índice de ajuste comparativo; RMSEA=error de aproximación de media cuadrática; α =alfa de Cronbach; ω =omega de McDonald.

Tabla 3. Estructura y cargas factoriales promedio $\geq .4$ según MEEE

Ítem		Un factor		Dos factores		Tres factores		
		I		I	II	I	II	III
1	Pienso que los días que vienen serán agradables.	.547			.530		.468	
2	Siento ganas de llorar.	.718		.697		.701		
3	Tengo ganas de arrancar o escapar.	.754		.692		.701		
4	Tengo dolores de estómago.							
5	Quiero salir a jugar fuera de casa.							
6	Duermo muy bien.	.597			.468			.442
7	Tengo mucha energía.	.659			.637		.444	.486
8	Disfruto mis comidas.	.600			.555		.414	
9	Puedo arreglármelas solo/a, valerme por mí mismo/a.							
10	Creo que no vale la pena vivir.	.752		.576		.595		
11	Me resultan bien las cosas que hago.	.652			.608		.591	
12	Disfruto lo que hago igual que antes.	.738			.630		.622	
13	Me gusta hablar con mi familia.	.578			.459		.423	
14	Tengo sueños horribles.	.507		.523		.519		
15	Me siento muy solo/a.	.767		.631		.641		
16	Me animo fácilmente, me entusiasmo con mucha facilidad.	.556			.602		.519	
17	Me siento tan triste que difícilmente lo soporto.	.819		.724		.739		
18	Me siento muy aburrido/a, lateado/a, choreado/a.	.682		.530		.534		

Nota. Los ítems 4, 5 y 9 se excluyen de la estructura propuesta, pero se presentan en la tabla para referencia.

Tabla 4. Estructuras factoriales alternativas de la EAED

		Cheung	Birleson	Taghavi	MEEE
1	Pienso que los días que vienen serán agradables.	II	III	II	II
2	Siento ganas de llorar.	I	II	I	I
3	Tengo ganas de arrancar o escapar.	I	II	I	I
4	Tengo dolores de estómago.		I	IV	
5	Quiero salir a jugar fuera de casa.	II	III	III	
6	Duermo muy bien.	II	I	III	II
7	Tengo mucha energía.	II	III	II	II
8	Disfruto mis comidas.	II	I	III	II
9	Puedo arreglármelas solo/a, valerme por mí mismo/a.	II		II	
10	Creo que no vale la pena vivir.	I		I	I
11	Me resultan bien las cosas que hago.	II	III	II	II
12	Disfruto lo que hago igual que antes.	II	III	II	II
13	Me gusta hablar con mi familia.	II		III	II
14	Tengo sueños horribles.	I	II	IV	I
15	Me siento muy solo/a.	I	II	I	I
16	Me animo fácilmente, me entusiasmo con mucha facilidad.	II	I	III	II
17	Me siento tan triste que difícilmente lo soporto.	I	II	I	I
18	Me siento muy aburrido/a, lateado/a, choreado/a.	I	II	I	I
	Número total de ítems	17	15	18	15

Por su parte, el modelo de dos factores emergido del MEEE inicial presentó el mejor ajuste global. Al compararlo con el modelo de Cheung (el cual tiene el segundo mejor ajuste), encontramos un aumento de .009 en CFI y de .002 en RMSEA a favor del modelo emergente.

Contraste de modelo bifactor y de dos factores

Como última etapa en nuestra búsqueda de la estructura factorial de la EAED se estimó un modelo bifactor con dos factores específicos para compararla con la estructura de dos factores correlacionados sugerida por el MEEE.

Tabla 5. Comparación del ajuste medio de los modelos AFC de la EAED

Modelo (Factores)	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	RMSEA	α	ω
Unidimensional	9295.264	135	68.854	.907	.086	.905	.871
Cheung (2F)	2940.010	118	24.915	.970	.051	.906	.879
Birleson (3F)	3523.645	87	40.502	.956	.066	.892	.864
Taghavi (4F)	3183.724	129	24.680	.969	.051	.905	.880
MEEE (2F)	2014.296	89	22.633	.979	.049	.917	.891

Nota. χ^2 =chi-cuadrado; gl=grados de libertad; χ^2/gl =chi-cuadrado relativo; CFI=índice de ajuste comparativo; RMSEA=error de aproximación de media cuadrática; α =alfa de Cronbach; ω =omega de McDonald.

Tabla 6. Contraste de invarianza de medida del modelo bifactor

Invarianza	χ^2	gl	χ^2/gl	RMSEA	IC 90%	CFI	TLI	ΔCFI
Base	2851.656	75	38.022	.045	[.044 - .047]	.985	.979	
Configural	2891.466	450	6.425	.043	[.041 - .044]	.985	.980	
Métrica	2338.633	585	3.998	.032	[.030 - .033]	.990	.989	.005
Escalar	3895.517	645	6.040	.040	[.040 - .042]	.981	.981	-.009

Nota. χ^2 =chi-cuadrado; gl=grados de libertad; χ^2/gl =chi-cuadrado relativo; RMSEA=error cuadrático medio de aproximación; CFI=índice de ajuste comparativo; TLI=índice de Tucker Lewis.

La Figura 3 representa la estructura bifactor estimada e indica las cargas medias del factor general de depresión y de los factores específicos de afectos negativos y afectos positivos sobre los ítems. Este modelo presenta el mejor ajuste de todos los estimados (los valores medios de los estadísticos de ajuste son $\chi^2=1458,296$; $gl=75$; $\chi^2/gl=19,444$; $CFI=.985$; $RMSEA=.045$; α total=.917; ω total=.893), aunque su mejora es sólo marginal respecto del modelo de dos factores correlacionados en el cual se basa. Sin embargo, el modelo bifactor aporta a la comprensión de la depresión en población adolescente como un constructo con una dimensión global a la vez que permite diferenciar dos dimensiones específicas independientes.

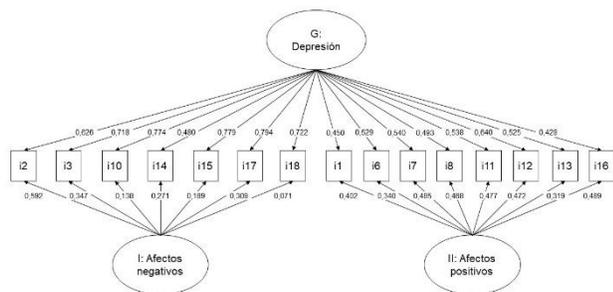


Figura.3. Modelo Bifactor de la EAED-R

Una vez elegido el modelo bifactor como modelo final, procedimos a estimarlo en la muestra completa, manteniendo su buen ajuste ($\chi^2=2851,656$; $gl=75$; $\chi^2/gl=38,022$; $CFI=.985$; $TLI=.979$; $RMSEA=.045$ [IC90: .44 - .47]). La consistencia interna evaluada con alfa de Cronbach fue .917 para la escala global;

.899 para la subescala de afectos negativos y .867 para la de afectos positivos. Por su parte, el omega de McDonald para las mismas escalas fue .751; .233 y .473; respectivamente. Las cargas factoriales fueron similares a las presentadas en la Figura 3, con diferencias absolutas que variaron entre .002 y .014; por lo que no se detallarán nuevamente aquí.

Pruebas de invarianza de medida por sexo y edad

Habiendo elegido el modelo bifactor arriba descrito, se procedió a evaluar la invarianza de medida del mismo en la muestra completa para los grupos de sexo y edad. Debido a que la variable edad presentó datos perdidos, este análisis se realizó con un total de 17.915 casos. En los datos obtenidos de la ENP la edad está registrada en años cumplidos desde los 12 a los 18 años y una última categoría de “19 o más”. Para el análisis de invarianza se definieron tres grupos de edad: 12 y 13 años (2.696 mujeres y 2.328 hombres), 14 y 15 años (3.529 mujeres y 3.433 hombres) y 16 o más años (2.948 mujeres y 3.041 hombres). Esta clasificación permitió contar con los grupos de tamaño más homogéneos dentro de todas las posibles clasificaciones.

La Tabla 6 muestra los resultados de la prueba de invarianza del modelo bifactor de un factor general y dos factores específicos. Si bien los contrastes de hipótesis entre los modelos resultaron siempre significativos, esto puede deberse al tamaño muestral más que a diferencias sustanciales en el ajuste de los

Tabla 7. ANOVA de las escalas EAED según grupos de edad y sexo

Escala Global	gl	Suma de cuadrados	Media cuadrática	F	p-valor	ηp
Sexo	1	41.915	41.915	1.437,988	.000	.080
Grupo de edad	2	1.753	876	30.062	.000	.003
Sexo: Grupo de edad	2	66	33	1,133	.322	.000
Residuo	17.969	523.768	29			
Afectos Negativos		Suma de cuadrados	Media cuadrática	F	p-valor	ηp
Sexo	1	15.691	15.691	1.628,253	.000	.091
Grupo de edad	2	405	202	21.006	.000	.002
Sexo: Grupo de edad	2	23	11	1,183	.306	.000
Residuo	17.969	173.159	10			
Afectos Positivos		Suma de cuadrados	Media cuadrática	F	p-valor	ηp
Sexo	1	6.315	6.315	697,238	.000	.039
Grupo de edad	2	475	238	26.233	.000	.003
Sexo: Grupo de edad	2	18	9	.995	.370	.000
Residuo	17.969	162.757	9			

Nota. gl=grados de libertad; ηp=eta parcial.

Tabla 8. Media (desviación estándar) según grupos de edad y sexo

		12 y 13 años	14 y 15 años	16 o más años
Depresión	Mujer	10.4 (5.9)	11.2 (5.9)	11.2 (5.7)
	Hombre	7.5 (4.6)	8.0 (5.1)	8.1 (5.0)
Afectos negativos	Mujer	5.0 (3.4)	5.4 (3.4)	5.3 (3.2)
	Hombre	3.1 (2.8)	3.4 (2.9)	3.5 (2.8)
Afectos positivos	Mujer	5.4 (3.2)	5.9 (3.1)	5.8 (3.1)
	Hombre	4.3 (2.7)	4.6 (3.0)	4.6 (3.0)

datos a los modelos. Se observa que las diferencias en CFI y TLI son inferiores a .010 y que las diferencias en RMSEA son inferiores a .015 en todos los casos. A pesar de encontrar una pérdida de ajuste del modelo al avanzar desde la invarianza métrica a la escalar, las diferencias resultaron pequeñas y, de acuerdo con los criterios de Chen (2007), ofrecen evidencia de invarianza de medida.

Diferencias de medias y correlación con las puntuaciones

Se realizaron ANOVAs factoriales para los puntajes de la escala global y ambas subescalas utilizando como variables independientes el sexo y grupo de edad (ver Tabla 7). En todos los casos se encontraron diferencias significativas por sexo y grupo de edad, pero no por la interacción entre ambas. Se utilizó la prueba Honest Significant Difference de Tukey como contraste posterior para los grupos de edad. En todos los casos el grupo de 12 y 13 años presentó un promedio significativamente menor que los demás grupos.

La Tabla 8 muestra la media y la desviación estándar (d.e.) de los puntajes directos de las tres escalas para todas las combinaciones de sexo y grupo

de edad. Se aprecia en todos los grupos etarios que las mujeres alcanzan en promedio tres puntos más que los hombres en la escala global, dos puntos más en la subescala de afectos negativos y un punto más en la de afectos positivos. Por otro lado, las diferencias medias entre los grupos etarios son generalmente menores a .5 puntos en ambos sexos, siendo la mayor .8 puntos, que se da entre las mujeres del grupo de 12 y 13 años con las de los grupos mayores en el puntaje de la escala global. Si bien esto hace que las diferencias por grupo de edad sean sutiles, hemos optado por obtener baremos para todos los grupos que presentan diferencias significativas para los usuarios que así lo prefieran.

Baremos

Primeramente se procedió a realizar la prueba de Kolmogorov-Smirnov con el fin de buscar evidencia de una distribución normal. Los resultados muestran que los datos no tienen una distribución normal ($p < .001$).

Dado que no se cumple con una distribución normal, se obtuvo el puntaje Z correspondiente a los percentiles para cada una de las puntuaciones, tanto para la escala de Depresión (Factor General) así como sus dimensiones de Afectos Negativos (Factor

I) y Afectos Positivos (Factor II). A partir de este puntaje Z se obtuvo el puntaje T de media 50 y desviación estándar 10.

Los baremos obtenidos para la escala de depresión en mujeres se encuentran en la Tabla 9, diferenciando entre el grupo de 12 y 13 años y el grupo de 14 años o más. Los baremos de la escala de Depresión para los hombres se encuentran en la Tabla 10. En tanto, los baremos obtenidos para las dimensiones de Afectos Negativos de mujeres y hombres se encuentran en las Tablas 11 y 12, respectivamente. Por último, los baremos obtenidos para las dimensiones de Afectos Positivos de mujeres y hombres se encuentran en las Tablas 13 y 14, respectivamente.

Discusión

El presente estudio se ha centrado en el análisis exhaustivo de las propiedades psicométricas de la Escala de Autoevaluación de la Depresión (EAED) en una muestra representativa de NNA de Chile, con el objetivo de establecer normas para su interpretación. El resultado del trabajo dio origen a una versión abreviada del instrumento denominada Escala de Autoevaluación de la Depresión-Revisada (EAED-R).

Una de las principales contribuciones de este trabajo radica en ser el primer estudio que examina de manera detallada la estructura factorial del instrumento con una muestra representativa de adolescentes. Además, este estudio marca un avance significativo al emplear técnicas de análisis más avanzadas, como el Modelo de Ecuaciones Estructurales Exploratorio (MEEE) y el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), en contraposición con los métodos previamente utilizados, como el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Análisis de Componentes Principales (ACP). Al respecto, el uso de ACP para revisar la validez factorial del instrumento es una decisión que ha sido objeto de cuestionamiento en la literatura, dado que es una técnica formativa (esquemáticamente las flechas van desde las variables al factor) cuando el constructo evaluado es reflectivo (esquemáticamente las flechas van del factor a las variables), por lo que el uso de

MEEE/AFC responde a una aproximación más adecuada para estos propósitos.

Los resultados obtenidos del procedimiento de MEEE sugieren una estructura de dos factores claramente definida, que presenta un buen ajuste a los datos y satisface los criterios de parsimonia e interpretabilidad. Estos factores han sido etiquetados como “Afectos Negativos”, por cuanto sus ítems reflejan sentimientos y actitudes que generalmente se asocian con experiencias negativas, malestar emocional y síntomas de la depresión. Por otro lado, hemos denominado al segundo factor como “Afectos Positivos”, dado que sus ítems reflejan sentimientos y actitudes relacionados con experiencias positivas y bienestar emocional. Es interesante destacar que esta estructura es en gran medida similar a la encontrada por Cheung (1996), quién designó a los factores de la EAED como “Disforia y Aislamiento Social” y “Afectos Positivos”. En nuestro caso, optamos por una nomenclatura más amplia del factor que agrupa los síntomas depresivos, con el fin de indicar que sus ítems no abarcan completamente el espectro sintomatológico del trastorno depresivo.

Adicionalmente, se observaron diferencias significativas en la estructura final del instrumento en comparación con el estudio previo de Cheung, quien conservó 17 de los 18 ítems originales de la EAED, excluyendo sólo el ítem 4 (“Tengo dolores de estómago”). En nuestro estudio, además de excluir el ítem 4, hemos decidido eliminar también los ítems 5 (“Quiero salir a jugar fuera de casa”) y 9 (“Puedo arreglármelas solo/a, valerme por mí mismo/a”) debido a que presentaron cargas factoriales inferiores a .4.

La justificación para la exclusión del ítem 4 radica en que su contenido no refleja de manera inequívoca un síntoma depresivo, lo que genera dudas acerca de su idoneidad como indicador de este constructo. Respecto al ítem 5, su exclusión podría basarse en un “efecto de época”, ya que su contenido refleja una actividad que podría considerarse menos relevante para los adolescentes contemporáneos. Estos jóvenes ya no consideran “salir a jugar” como una parte significativa de sus actividades de ocio, prefiriendo más bien “salir con amigos” o

Tabla 9. Baremos de la escala de depresión para mujeres adolescentes

12 y 13 años				14 años y más			
PD	Percentil	Z	T	PD	Percentil	Z	T
0	1	-2.22	28	0	1	-2.42	26
1	3	-1.79	32	1	3	-1.99	30
2	7	-1.44	36	2	7	-1.68	33
3	11	-1.21	38	3	11	-1.41	36
4	16	-.98	40	4	16	-1.17	38
5	22	-.76	42	5	22	-.95	40
6	29	-.54	45	6	29	-.74	43
7	35	-.36	46	7	35	-.55	44
8	42	-.18	48	8	42	-.37	46
9	48	-.03	50	9	48	-.2	48
10	54	.12	51	10	54	-.03	50
11	60	.27	53	11	60	.13	51
12	66	.42	54	12	66	.28	53
13	71	.58	56	13	71	.45	54
14	76	.73	57	14	76	.6	56
15	80	.86	59	15	80	.75	57
16	83	.98	60	16	83	.9	59
17	86	1.12	61	17	86	1.03	60
18	89	1.25	62	18	89	1.19	62
19	91	1.38	64	19	91	1.34	63
20	93	1.54	65	20	93	1.5	65
21	94	1.64	66	21	94	1.62	66
22	96	1.79	68	22	96	1.79	68
23	97	1.98	70	23	97	1.93	69
24	98	2.12	71	24	98	2.09	71
25	98	2.29	73	25	98	2.27	73
26	99	2.42	74	26	99	2.45	74
27	99	2.65	76	27	99	2.76	78
28	99	3.06	81	28	99	2.93	79
29	99	3.06	81	29	99	3.12	81
30	99	3.06	81	30	99	3.12	81

Nota. PD=Puntuación Directa; Z=Puntuación Z; T=Puntuación T.

Tabla 10. Baremos de la escala de depresión para hombres adolescentes

12 y 13 años				14 años y más			
PD	Percentil	Z	T	PD	Percentil	Z	T
0	3	-1.80	32	0	2	-1.90	31
1	7	-1.46	35	1	6	-1.48	35
2	12	-1.13	39	2	12	-1.15	38
3	19	-.86	41	3	18	-.89	41
4	27	-.59	44	4	26	-.62	44
5	36	-.35	47	5	34	-.39	46
6	46	-.09	49	6	42	-.18	48
7	55	.14	51	7	51	.03	50
8	64	.36	54	8	59	.24	52
9	72	.59	56	9	65	.41	54
10	78	.79	58	10	71	.57	56
11	82	.94	59	11	76	.73	57
12	86	1.11	61	12	81	.90	59
13	89	1.26	63	13	85	1.06	61
14	91	1.40	64	14	88	1.22	62
15	94	1.60	66	15	91	1.39	64
16	95	1.75	67	16	93	1.55	66
17	97	1.89	69	17	95	1.70	67
18	97	1.99	70	18	96	1.82	68
19	98	2.13	71	19	97	1.93	69
20	98	2.30	73	20	97	2.05	71
21	99	2.42	74	21	98	2.16	72
22	99	2.44	74	22	98	2.28	73
23	99	2.57	76	23	99	2.40	74
24	99	2.63	76	24	99	2.54	75
25	99	2.75	77	25	99	2.70	77
26	99	2.86	79	26	99	2.82	78
27	99	2.93	79	27	99	3.00	80
28	99	3.01	80	28	99	3.17	82
29	99	3.33	83	29	99	3.43	84
30	99	3.33	83	30	99	3.43	84

Nota. PD=Puntuación Directa; Z=Puntuación Z; T=Puntuación T.

Tabla 11. Baremos de la subescala de afectos negativos para mujeres adolescentes

12 y 13 años				14 años y más			
PD	Percentil	Z	T	PD	Percentil	Z	T
0	6	-1.49	35	0	3	-1.76	32
1	16	-.97	40	1	11	-1.18	38
2	27	-.59	44	2	22	-.76	42
3	39	-.28	47	3	33	-.43	46
4	50	.01	50	4	44	-.13	49
5	59	.24	52	5	55	.14	51
6	69	.50	55	6	66	.42	54
7	79	.81	58	7	75	.69	57
8	83	.99	60	8	82	.92	59
9	88	1.22	62	9	87	1.15	61
10	92	1.41	64	10	91	1.36	64
11	94	1.62	66	11	94	1.63	66
12	96	1.87	69	12	97	1.92	69
13	98	2.26	73	13	98	2.31	73
14	98	2.26	73	14	98	2.31	73

Nota. PD=Puntuación Directa; Z=Puntuación Z; T=Puntuación T.

Tabla 12. Baremos de la subescala de afectos negativos para hombres adolescentes

12 y 13 años				14 años y más			
PD	Percentil	Z	T	PD	Percentil	Z	T
0	17	-.92	41	0	14	-1.06	39
1	34	-.41	46	1	30	-.52	45
2	49	.00	50	2	45	-.11	49
3	63	.34	53	3	58	.23	52
4	73	.63	56	4	68	.49	55
5	81	.89	59	5	77	.76	58
6	87	1.14	61	6	84	1.03	60
7	92	1.43	64	7	91	1.34	63
8	95	1.66	67	8	94	1.57	66
9	96	1.81	68	9	96	1.78	68
10	97	2.00	70	10	97	1.97	70
11	98	2.22	72	11	98	2.18	72
12	99	2.46	75	12	99	2.35	73
13	99	2.60	76	13	99	2.64	76
14	99	2.60	76	14	99	2.64	76

Nota. PD=Puntuación Directa; Z=Puntuación Z; T=Puntuación T.

Tabla 13. Baremos de la subescala de afectos positivos para mujeres adolescentes

12 y 13 años				14 años y más			
PD	Percentil	Z	T	PD	Percentil	Z	T
0	4	-1.70	33	0	3	-1.82	32
1	10	-1.24	38	1	8	-1.39	36
2	19	-.86	41	2	14	-1.05	40
3	29	-.53	45	3	23	-.73	43
4	41	-.23	48	4	33	-.43	46
5	52	.06	51	5	45	-.10	49
6	64	.38	54	6	59	.23	52
7	75	.68	57	7	71	.56	56
8	84	1.01	60	8	81	.90	59
9	89	1.26	63	9	88	1.18	62
10	93	1.51	65	10	92	1.46	65
11	95	1.71	67	11	95	1.73	67
12	97	2.02	70	12	97	1.99	70
13	98	2.24	72	13	98	2.29	73
14	99	2.54	75	14	99	2.55	76
15	99	3.06	81	15	99	2.88	79
16	99	3.06	81	16	99	2.88	79

Nota. PD=Puntuación Directa; Z=Puntuación Z; T=Puntuación T.

Tabla 14. Baremos de la subescala de afectos positivos para hombres adolescentes

12 y 13 años				14 años y más			
PD	Percentil	Z	T	PD	Percentil	Z	T
0	7	-1.44	36	0	6	-1.50	35
1	15	-1.02	40	1	15	-1.00	40
2	27	-.61	44	2	26	-.63	44
3	39	-.26	47	3	38	-.29	47
4	54	.12	51	4	51	.04	50
5	68	.49	55	5	63	.35	54
6	79	.83	58	6	74	.66	57
7	87	1.17	62	7	83	.98	60
8	93	1.53	65	8	91	1.34	63
9	96	1.83	68	9	94	1.60	66
10	97	2.03	70	10	96	1.82	68
11	98	2.27	73	11	97	2.01	70
12	99	2.42	74	12	98	2.22	72
13	99	2.57	76	13	99	2.36	74
14	99	2.75	77	14	99	2.53	75
15	99	3.14	81	15	99	2.63	76
16	99	3.14	81	16	99	2.63	76

Nota. PD=Puntuación Directa; Z=Puntuación Z; T=Puntuación T.

simplemente "salir". En cuanto al ítem 9, su contenido parece estar más relacionado con una medida de autonomía social, siguiendo la línea de estudios previos de Bekker (1993; Bekker & van Assen, 2010), en lugar de servir como un indicador de ajuste psicológico o de afectos positivos. Esta falta de alineación con el constructo que pretende medir la EAED puede haber influido en su baja carga factorial.

Por otro lado, si bien el modelo de tres factores mostró un ajuste levemente superior al modelo de dos factores, es importante destacar que una de sus dimensiones queda subrepresentada al estar compuesta por sólo dos ítems. Si bien, un modelo con un mejor ajuste podría parecer más atractivo desde una perspectiva estadística, la insuficiencia de ítems en una de las dimensiones supone un riesgo para la estabilidad de dicha medida, limitando así su utilidad práctica. En cambio, un enfoque más parsimonioso no solo facilita la interpretación de la escala, sino que también puede tener implicaciones prácticas significativas en términos de detección temprana y tratamiento de la depresión en adolescentes. En suma, tanto la evidencia como los motivos expuestos respaldan la idoneidad de un modelo de dos factores sobre otras estructuras propuestas y la conservación de solo 15 de sus elementos.

Posteriormente, la exhaustiva comparación de los modelos factoriales previamente documentados en la literatura a través del análisis factorial

confirmatorio (AFC), junto con la elección del modelo de dos factores obtenido mediante el Modelo de Ecuaciones Estructurales Exploratorio (MEEE), nos ha permitido proporcionar por primera vez los indicadores de ajuste ampliamente utilizados y recomendados al evaluar la estructura interna de un instrumento, como el CFI y el RMSEA. Es importante destacar que, a excepción del modelo unidimensional, todas las estructuras analizadas han demostrado un buen ajuste a los datos, cumpliendo con los criterios más exigentes establecidos para este tipo de análisis (Schreiber, 2017). Esto refuerza la noción de la multidimensionalidad de la EAED, tal como fue sugerida inicialmente por Birlson et al. (1987). Sin embargo, la preferencia por el modelo de dos factores se justifica por varias razones significativas. Este modelo no solo presenta el mejor ajuste en comparación con los demás, sino que también se destaca por su brevedad en términos de número de ítems, una estructura claramente interpretable y una cantidad de elementos suficiente para evaluar apropiadamente cada dimensión.

El presente estudio presenta dos innovaciones estadísticas. Por un lado, la comparación de modelos y selección del modelo final se realizó por medio de distribuciones muestrales en lugar de estimaciones puntuales. Por otro lado, se examinó la estructura del instrumento utilizando un enfoque bifactor, en consonancia con investigaciones recientes que sugieren que las escalas de depresión se ajustan de

manera más efectiva mediante estos modelos (de Miranda et al., 2016; Feng, 2020; Yeung et al., 2020). Nuestro análisis respaldó esta tendencia al revelar que la versión de 15 ítems de la EAED se adapta de manera más precisa a un modelo bifactor. Este modelo consta de un factor general (Depresión) y dos factores específicos ortogonales identificados (Afectos Negativos y Afectos Positivos). Presenta adecuados índices de consistencia interna medida por medio del alfa de Cronbach. En cambio, la consistencia interna según el omega de McDonald resulta insuficiente para los factores específicos. Este resultado es esperable dado que el coeficiente omega se basa en las cargas factoriales, que en el caso del modelo bifactor son estimadas simultáneamente para el factor general y los factores específicos. Estos últimos analizan la varianza no explicada por el factor general, lo que produce cargas más bajas, afectando así el resultado del coeficiente omega.

De cara a su utilidad diagnóstica, este descubrimiento permite sostener la obtención de un puntaje global de depresión y puntajes diferenciados para las dimensiones de afectos negativos y afectos positivos, que podrían tener capacidades descriptivas y predictivas diferentes para diversos aspectos de la salud mental.

La EAED-R mostró evidencia de invarianza escalar para seis grupos combinados según sexo (mujer y hombre) y edad (12 y 13 años, 14 y 15 años, y 16 o más años), lo que significa que la diferencia de medias del constructo o factor latente captura las diferencias medias en la varianza compartida de los ítems. Esto permite realizar comparaciones entre los grupos, tales como diferencias de medias o ANOVAs. Hallar diferencias estadísticamente significativas existiendo invarianza escalar justifica el cálculo de baremos diferenciados por grupo, ofreciendo un marco de referencia sobre el cual interpretar las puntuaciones del instrumento y tomar decisiones profesionales.

Respecto a las limitaciones de este estudio, es importante destacar que aunque contamos con una muestra representativa de la población de NNA de Chile, existen áreas de mejora. En primer lugar, sólo se dispuso de la EAED-R para la evaluación de la depresión, por lo que sería valioso llevar a cabo

futuras investigaciones que aborden la validez concurrente del instrumento al comparar sus puntuaciones con las de otras herramientas ampliamente utilizadas para la evaluación de la depresión en NNA. Un análisis de este tipo permitiría establecer en qué medida la EAED-R se correlaciona con estas escalas, aportando al mismo tiempo evidencias respecto a su validez incremental. Otra limitación está dada por la muestra general utilizada. Dada la relevancia clínica del constructo, sería oportuno realizar investigaciones en población adolescente con diagnóstico clínico de depresión y aportar evidencias respecto a la sensibilidad y especificidad del instrumento en estos casos. En esta línea, también debe mencionarse que el diseño transversal del estudio impide pronunciarnos sobre la estabilidad de las puntuaciones de la EAED-R a lo largo del tiempo, cuestión que sería beneficioso dilucidar para determinar su utilidad en la detección temprana y el seguimiento de la depresión en adolescentes.

En conclusión, la Escala de Autoevaluación de la Depresión-Revisada (EAED-R) es un instrumento de 15 ítems que evalúa los síntomas depresivos de NNA a partir de los 12 años. Presenta adecuados indicadores de ajuste para el modelo bifactor de un factor general denominado “Depresión” y dos factores específicos denominados “Afectos Negativos” y “Afectos Positivos”. Posee un nivel adecuado de fiabilidad de consistencia interna medida por el omega de McDonald para su escala general y altos niveles de consistencia interna según el alfa de Cronbach para su escala general y sus subescalas. Dispone de evidencia de invarianza de medida por sexo y edad. Finalmente, recomendamos el uso de la EAED-R como instrumento de tamizaje o screening de la depresión, para lo cual presentamos baremos ajustados por sexo y edad a la población de NNA de Chile, pero no para fines diagnósticos al no captar la totalidad del espectro sintomatológico de este trastorno.

Referencias

- Álvarez, E., Guajardo, H., & Messen, R. (1986). Estudio Exploratorio sobre una Escala de Autoevaluación para la Depresión en Niños y Adolescentes. *Rev. Chil. Pediatr.*, 57(1), 21-25.
- Araneda, N., Sanhueza, P., Pacheco, G., Sanhueza, A. (2021). Suicidio en adolescentes y jóvenes en Chile: Riesgos relativos, tendencias y desigualdades. *Rev Panam Salud Publica*, 45. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2021.4>
- Bekker, M. H. J. (1993). The development of an Autonomy scale based on recent insights into gender identity. *European Journal of Personality*, 7(3), 177-194. <https://doi.org/10.1002/per.2410070304>
- Bekker, M. H. J. & van Assen, M. A. L. M. (2006) A Short Form of the Autonomy Scale: Properties of the Autonomy-Connectedness Scale (ACS-30), *Journal of Personality Assessment*, 86(1), 51-60. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8601_07
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). Manual for the beck depression inventory II. *San Antonio, TX: Psychological Corporation*, 1(82), 10-1037.
- Beck, A.T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961) An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.3.400>
- Birleson, P. (1981). The validity of depressive disorder in childhood and the development of a self-rating scale: A research report. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 22(1), 73-88. <https://dx.doi.org/10.1111/j.1469-7610.1981.tb00533.x>
- Birleson, P., Hudson, I., Buchanan, D. G., & Wolff, S. (1987). Clinical evaluation of a self-rating scale for depressive disorder in childhood (Depression Self-Rating Scale). *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 28(1), 43-60. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1987.tb00651.x>
- Borghero, F., Martínez, V., Zitko, P., Vöhringer, P.A., Cavada, G., & Rojas, G. (2018). Tamizaje de episodio depresivo en adolescentes. Validación del instrumento PHQ-9. *Revista Médica de Chile*, 146(4), 479-486. <https://dx.doi.org/10.4067/s0034-98872018000400479>
- Charman T. (1994). The stability of depressed mood in young adolescents: A school-based survey. *Journal of Affective Disorders*, 30(2), 109-116. [https://doi.org/10.1016/0165-0327\(94\)90038-8](https://doi.org/10.1016/0165-0327(94)90038-8)
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, S.-K. (1996). Reliability and Factor Structure of the Chinese Version of the Depression Self-Rating Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 56(1), 142-154. <https://doi.org/10.1177/0013164496056001011>
- Coggiola, A., & Guijón, P. (1991). Estandarización del Inventario de Depresión Niños de Kovacs y Beck – CDI. Tesis de grado para optar al Título Profesional de Psicólogo, Universidad Diego Portales, Santiago, Chile.
- Copeland, W. E., Alaie, I., Jonsson, U., & Shanahan, L. (2020). Associations of childhood and adolescent depression with adult psychiatric and functional outcomes. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 60(5), 604-611. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2020.07.895>.
- Cucina, J., & Byle, K. (2017). The bifactor model fits better than the higher-order model in more than 90% of comparisons for mental abilities test batteries. *Journal of Intelligence*, 5(3), 27. <https://doi.org/10.3390/jintelligence5030027>
- De la Peña, F., Lara, M., Cortés, J., Nicolini, H., Páez, F., & Almeida, L. (1996). Traducción al español y validez de la Escala de Birleson (DSRS) para el Trastorno Depresivo Mayor en la Adolescencia. *Salud Mental*, 19(Supl 3), 17-23.
- de Miranda Azevedo, R., Roest, A. M., Carney, R. M., Denollet, J., Freedland, K. E., Grace, S. L.,

- Hosseini, S. H., Lane, D. A., Parakh, K., Pilote, L., & de Jonge, P. (2016). A bifactor model of the Beck Depression Inventory and its association with medical prognosis after myocardial infarction. *Health Psychology, 35*(6), 614–624. <https://doi.org/10.1037/hea0000316>
- Dunn, K. J., & McCray, G. (2020). The Place of the Bifactor Model in Confirmatory Factor Analysis Investigations into Construct Dimensionality in Language Testing. *Frontiers in Psychology, 11*. <https://www.frontiersin.org/article/10.3389/fpsyg.2020.01357>
- Firth, M., & Chaplin, L. (1987). Research note: the use of the Birleson Depression Scale with a non-clinical sample of boys. *Journal of child psychology and psychiatry, and allied disciplines, 28*(1), 79–85.
- Feighner, J. P., Robins, E., Guze, S. B., Woodruff, R. A. Jr, Winokur, G., Munoz, R. (1972). Diagnostic criteria for use in psychiatric research. *Arch Gen Psychiatry, 26*:57–63.
- Feng, B., Jiang, Y., Li, Y., Liu, X., & Wu, S. (2020). Body and social anhedonia of depression: A bifactor model analysis. *Psychologica Belgica, 60*(1), 103–114. <https://doi.org/10.5334/pb.524>
- Fletcher, J.M. (2008). Adolescent depression: Diagnosis, treatment, and educational attainment. *Health Econ., 17*(11), 1215–1235. <https://dx.doi.org/10.1002/hec.1319>
- Gempp, F. R., Avendaño, B. C., & Muñoz, U. C. (2004). Normas y punto de corte para la Escala de Depresión del Centro para Estudios Epidemiológicos (CES-D) en población juvenil chilena. *Terapia Psicológica, 22*, 145–156.
- González-Loyola, M., Oyanadel, C., & Peñate, W. (2020). Adaptation and factor structure of the Hospital Anxiety and Depression Scale on Chilean Children and Adolescents. *Revista Latinoamericana de Psicología, 52*, 63–70. <https://doi.org/10.14349/rlp.2020.v52.7>
- Ivarsson, T., Lidberg, A., & Gillberg, C. (1994). The Birleson Depression Self-Rating Scale (DSRS). Clinical evaluation in an adolescent inpatient population. *Journal of Affective Disorders, 32*(2), 115–125. [https://doi.org/10.1016/0165-0327\(94\)90069-8](https://doi.org/10.1016/0165-0327(94)90069-8)
- Ivarsson, T., & Gillberg, C. (1997). Depressive symptoms in Swedish adolescents: Normative data using the Birleson Depression Self-Rating Scale (DSRS). *Journal of Affective Disorders, 42*(1), 59–68. [https://doi.org/10.1016/s0165-0327\(96\)00098-5](https://doi.org/10.1016/s0165-0327(96)00098-5)
- Lovibond, S.H. & Lovibond, P.F. (1995). Manual for the Depression Anxiety Stress Scales. (2nd. Ed.) Psychology Foundation.
- Johnson, D., Dupuis, G., Piche, J., Clayborne Z., & Colman, I. (2018). Adult mental health outcomes of adolescent depression: A systematic review. *Depress Anxiety, 1*–17. <https://dx.doi.org/10.1002/da.22777>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., Rosseel, Y., Miller, P., Quick, C., Garnier-Villareal, M., Selig, J., Boulton, A., Preacher, K., Coffman, D., Rhemtulla, M., Robitzsch, A., Enders, C., Arslan, R., Clinton, B., Panko, P., Merkle, E., Chesnut, S., ... Johnson, A. R. (2022). semTools: Useful Tools for Structural Equation Modeling (0.5-6) [Software]. <https://cran.r-project.org/web/packages/semTools/index.html>
- Kovacs, M. (1981). Rating scales to assess depression in school-aged children. *Acta Paedopsychiatria, 46*, 305–315
- Kroenke K., Spitzer, R.L., Williams, J.B. (2001). The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *J Gen Intern Med., 16*(9):606–13. <https://dx.doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología, 30*(3), 1151–1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Martínez, X. G., Cabeza, M. M., Pascuale, M. S., & Bedia, I. M. (2015). Trastornos del humor: Trastornos depresivos. *Medicine, 11*(85), 5064–5074. <https://dx.doi.org/10.1016/j.med.2015.08.002>

- Maughan, B., Collishaw, S., & Stringaris, A. (2013). Depression in childhood and adolescence. *J Can Acad Child Adolesc Psychiatry*, 22(1), 35-40.
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory Structural Equation Modeling: An Integration of the Best Features of Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85-110.
<https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Melipillán, R., Cova, F., Rincón, P., & Valdivia, M. (2008). Propiedades Psicométricas del Inventario de Depresión de Beck-II en Adolescentes Chilenos. *Terapia psicológica*, 26(1), 59-69.
<https://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082008000100005>
- Ministerio de Salud (MINSAL). Guía Clínica para el Tratamiento de Adolescentes de 10 a 14 años con Depresión. Santiago: MINSAL, 2013.
- Murata, T., Shimizu, A., Mori, Y., & Oshima, S. (1996). Childhood depressive state in the school situation: Consideration from the Birleson's Scale. *The Japanese Journal of Psychiatry*, 1(2), 131-138 (en Japonés).
- Ondé, D., & Alvarado, J. M. (2022). Contribución de los modelos factoriales confirmatorios a la evaluación de estructura interna desde la perspectiva de la validez. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 66(5), 5-21.
- Organización Mundial de la Salud (2017). Depression and Other Common Mental Disorders: Global Health Estimates. Geneva: World Health Organization.
- Organización Mundial de la Salud (2022). Mental health and COVID-19: early evidence of the pandemic's impact: scientific brief, 2 March 2022. World Health Organization.
- Paniagua, D., Sánchez-Iglesias, I., Miguel-Alvaro, A., Casas-Aragonez, N., Aparicio-García, M. E., & Aguayo-Estremera, R. (2022). Prácticas Cuestionables en Estudios de Validez de Instrumentos de Medición Psicológica: Comunalidades y Unicidades de la Crisis de Replicabilidad en el Campo de la Psicometría. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 66(5), 23-34.
- Pinto-Cortez, C., Guerra Vio, C., Barocas, B & Pereda, N (2020): Victimization and Polyvictimization in a National Representative Sample of Children and Youth: The Case of Chile, *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 31(1), 3-21
<https://doi.org/10.1080/10926771.2020.1796873>
- R Core Team. (2022). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for statistical computing.
<https://www.R-project.org/>
- Rao, U. & Chen, L. (2009). Characteristics, correlates, and outcomes of childhood and adolescent depressive disorders, *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 11(1), 45-62.
<https://dx.doi.org/10.31887/DCNS.2009.11.1/urao>
- Revelle, W. (2022). psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research (2.2.5) [Computer software].
<https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Román, F., Vinet, E., & Alarcón, A. M. (2014). Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): Adaptación y propiedades psicométricas en estudiantes secundarios de Temuco. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 23(2), 179-190.
- Santomauro, D. F., Herrera, A. M. M., Shadid, J., Zheng, P., Ashbaugh, C., Pigott, D. M., ... & Ferrari, A. J. (2021). Global prevalence and burden of depressive and anxiety disorders in 204 countries and territories in 2020 due to the COVID-19 pandemic. *The Lancet*, 398(10312), 1700-1712.
- Schreiber, J. B. (2017). Update to core reporting practices in structural equation modeling. *Res Social Adm Pharm*, 13(3):634-643.
<https://dx.doi.org/10.1016/j.sapharm.2016.06.006>.
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980). Statistically based tests for the number of common factors. Paper

Presented at the Psychometric Society Annual Meeting, Iowa City, IA.

Taghavi, M. R. (2006). Factor Structure of the Depression Self-Rating Scale in an Iranian adolescent sample. *Psychological Reports*, 99(3), 709–716.

<https://dx.doi.org/10.2466/pr0.99.3.709-716>

Thapar, A., Collishaw, S., Pine, D. S., & Thapar, A.K. (2012). Depression in adolescence. *The Lancet*, 379(9820), 1056-1067.

[https://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60871-4](https://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60871-4).

Vicente, B., Saldivia, S., de la Barra, F., Melipillán, R., Valdivia, M., & Kohn, R. (2012). Salud mental infanto-juvenil en Chile y brechas de atención sanitarias. *Revista médica de Chile*, 140(4), 447-457.

<https://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872012000400005>

Yeung, A. Y., Yuliawati, L., & Cheung, S. (2020). A systematic review and meta-analytic factor analysis of the Depression Anxiety Stress Scales. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 27(4). <https://doi.org/10.1037/h0101782>

Zigmond, A., & Snaith, R. (1983). The Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 67, 361-370.

<https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x>

Anexo I

Escala de Autoevaluación de la Depresión-Revisada (EAED-R)

Instrucciones: Por favor contesta tan honestamente como puedas; las frases se refieren a cómo te has sentido la semana pasada. No hay respuestas correctas, es importante que cuentes cómo te has sentido.

N°		Siempre	A veces	Nunca
1	Pienso que los días que vienen serán agradables*	2	1	0
2	Siento ganas de llorar	2	1	0
3	Tengo ganas de arrancar o escapar	2	1	0
4	Duermo muy bien*	2	1	0
5	Tengo mucha energía*	2	1	0
6	Disfruto mis comidas*	2	1	0
7	Creo que no vale la pena vivir	2	1	0
8	Me resultan bien las cosas que hago*	2	1	0
9	Disfruto lo que hago igual que antes*	2	1	0
10	Me gusta hablar con mi familia*	2	1	0
11	Tengo sueños horribles	2	1	0
12	Me siento muy solo/a	2	1	0
13	Me animo fácilmente, me entusiasmo con mucha facilidad*	2	1	0
14	Me siento tan triste que difícilmente lo soporto	2	1	0
15	Me siento muy aburrido/a, lateado/a, choreado/a	2	1	0

*Ítems de la dimensión de Afectos Positivos. La puntuación de estos ítems debe ser invertida para calcular el puntaje total de la escala.