

Construcción de la Escala de Depresión Rasgo para Adolescentes (EDRA)

Development of the Trait Depression Scale for Adolescents (EDRA)

  Claudia Valle-García¹

  Cecilia Silva²

¹ Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

² División de Investigación y Posgrado, Facultad de Psicología, Universidad Nacional, México

Fecha de recepción: 12.05.2025

Fecha de aprobación: 17.06.2025

Fecha de publicación: 20.12.2025

Cómo citar: Valle-García, C. y Silva, C. (2025). Construcción de la Escala de Depresión Rasgo para Adolescentes (EDRA). *Psiquemag* 14 (2), 64-77.

<https://doi.org/10.18050/psiquemag.v14i2.3485>

Autor de correspondencia: Cecilia Silva

Resumen

La detección y el diagnóstico de la depresión en adolescentes presentan desafíos significativos lo que resalta la necesidad de contar con instrumentos válidos y confiables diseñados específicamente para esta población. Con este propósito, se desarrolló la Escala de Depresión Rasgo para Adolescentes (EDRA). Inicialmente, se realizaron grupos focales para construir los reactivos. La estructura factorial inicial y la consistencia interna del instrumento se analizaron con los datos obtenidos de 215 adolescentes de 15 a 19 años. Posteriormente, se evaluó a 600 adolescentes en el mismo rango de edad. Se confirmó la estructura factorial del instrumento con un Análisis Factorial Confirmatorio, se evaluó la consistencia interna y se obtuvieron evidencias de validez convergente y de criterio. Como resultado, se obtuvo un instrumento teóricamente coherente, con la validez de estructura, convergente y de criterio requeridas. El instrumento cuenta con coeficientes de alfa de Cronbach (.970) y omega de McDonald (.970) que indican una alta fiabilidad de la escala. Se concluye que la EDRA es útil, válida y confiable para medir depresión rasgo en adolescentes, siendo una herramienta prometedora para la detección temprana y el monitoreo de la depresión en este grupo poblacional, con potenciales aplicaciones en entornos clínicos, educativos e investigativos.

Palabras clave: psicometría, validez, confiabilidad, salud mental, jóvenes

Abstract

Detection and diagnosis of depression in adolescents presents significant challenges, highlighting the need for valid and reliable instruments specifically designed for this population. For this purpose, the Trait Depression Scale for Adolescents (EDRA) was developed. Initially, focus groups were conducted to construct the items. The initial instrument factorial structure and internal consistency were tested with data obtained from a group of 215 adolescents aged 15 to 19. Subsequently, 600 adolescents in the same age range were evaluated, confirming the instrument factorial structure with Confirmatory Factor Analysis. Internal consistency was evaluated, and we obtained evidence of convergent and criterion validity. As a result, a theoretically coherent instrument was obtained, with the required structural, convergent, and criterion validity. The instrument also has Cronbach's alpha (.970) and McDonald's omega coefficients (.970) that indicate a high instrument reliability. It is concluded that EDRA is useful, valid, and reliable for measuring trait depression in adolescents. It represents a promising tool for early detection and monitoring of depression in this population, with potential applications in clinical, educational, and research settings.

Keywords: psychometrics, validity, reliability, mental health, young people

INTRODUCCIÓN

La depresión en adolescentes representa un reto importante para la salud pública debido a su alta prevalencia, el impacto negativo en el bienestar del adolescente cuando la padece, las consecuencias en su desarrollo psicosocial y el riesgo vital que conlleva (Bodner et al., 2017; Navío & Pérez, 2020). Según la Organización Mundial de la Salud (OMS) (2021), la depresión es la cuarta causa de enfermedad entre adolescentes de 15 a 19 años a nivel mundial, colocándolos en un mayor riesgo de suicidio, siendo éste la cuarta causa de muerte en este grupo demográfico.

En México, los adolescentes de 15 a 19 años presentan una mayor sintomatología depresiva en comparación con los de 10 a 14 años, con una prevalencia del 12.9% (Shamah-Levy et al., 2020). Además, según datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) los jóvenes de 15 a 19 años son los que mayormente se suicidan siendo la tercera causa de muerte en esta población (INEGI, 2022). Finalmente, la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición reporta que 31.3% de los adolescentes presentó un síntoma depresivo y que 7.1% presentó dos síntomas (Vázquez-Salas, 2023). Adicionalmente, González-Forteza (2015) identificó que casi la tercera parte de la población escolar contaba con una “depresión subclínica”, lo que implica la presencia de problemas emocionales de importancia que requieren de atención y prevención.

Sin embargo, la detección y diagnóstico de la depresión en adolescentes enfrenta desafíos importantes e incluso es posible que la verdadera magnitud de la depresión en esta población esté subestimada (Academia Nacional de Medicina de México, 2017; Irarrázaval et al., 2016; Medina-Mora et al., 2015) y que aproximadamente el 70% de los casos de depresión en adolescentes no sean diagnosticados adecuadamente (Campos et al., 2014 en Jadán, 2017).

Estas dificultades diagnósticas pueden atribuirse a que los criterios clínicos y los instrumentos utilizados fueron creados hace más de tres décadas a partir del análisis de la depresión en población adulta (Franco-Díaz et al., 2018; Jadán, 2017; Rivera, 2019). Esto a pesar de las diferencias emocionales, físicas, cognitivas y sociales entre adolescentes y adultos. Además, la depresión en adolescentes incluye síntomas característicos

de la etapa tales como quejas somáticas, afecto reactivo, ira, hipersomnia, ganancia de peso, irritabilidad y sensibilidad extrema al rechazo (Rey et al., 2017). Esto es, la naturaleza poco estable del ánimo en esta fase de la vida produce que las medidas sean particularmente susceptibles al momento en que se realiza la evaluación, lo que también dificulta diagnosticar síntomas depresivos durante la adolescencia.

En resumen, las diferencias clínicas entre los adolescentes y los adultos con depresión, así como los posibles falsos positivos y falsos negativos de la sintomatología depresiva debido al estado de ánimo propio del desarrollo adolescente, pueden contribuir a errores diagnósticos.

En este contexto, una alternativa útil es evaluar la depresión no solo como un estado sino también como un rasgo. El concepto de depresión rasgo se refiere a una tendencia a presentar un estado de ánimo deprimido, independientemente de los estados emocionales momentáneos. Este enfoque es relevante en la adolescencia, ya que permite identificar a las personas que presentan sintomatología a pesar de no cumplir con los criterios diagnósticos de un trastorno depresivo mayor y que, de no ser identificados y atendidos, podría evolucionar hacia formas más graves (Buela-Casal & Agudelo Vélez, 2009).

Así, detectar la depresión rasgo en adolescentes puede ser crucial para prevenir la progresión a un trastorno depresivo mayor en el futuro (Chiappelli et al., 2014; Guillot-Valdés et al., 2020). Además, esta aproximación ofrece una mayor sensibilidad en la detección de síntomas menos graves y facilita la aplicación de instrumentos de evaluación en poblaciones no clínicas (Agudelo et al., 2007; Guillot-Valdés et al., 2020), lo que es esencial para la prevención y la intervención temprana en la adolescencia.

Sin embargo, aunque existen instrumentos como el Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) (Agudelo Vélez, 2009) y la Escala Breve de Depresión Rasgo para Adolescentes (Silva & Jiménez, 2016) ambos presentan limitaciones cuando se aplican a población adolescente. El IDER, que mide principalmente el componente afectivo de la depresión, no fue diseñado específicamente para adolescentes. En su validación con adolescentes (Agudelo Vélez, 2009), aunque el instrumento presenta propiedades psicométricas adecuadas, los valores de confiabilidad son más altos en

universitarios que en adolescentes. Esto sugiere que el IDER podría no ser tan efectivo en capturar las particularidades emocionales de los adolescentes. Por su parte, la Escala Breve de Depresión Rasgo, aunque dirigida a jóvenes, se construyó originalmente con una muestra de 17 a 23 años, abarcando en realidad a una población mayoritariamente adulta. Al ser revisada para su uso en adolescentes, se encontró que la escala no alcanzaba una alta calidad psicométrica en este grupo etario (Rivera, 2019).

Por lo tanto, existe la necesidad de desarrollar un nuevo instrumento que esté específicamente adaptado a la población adolescente y mida depresión rasgo.

Así, el objetivo de este trabajo fue desarrollar un instrumento válido y confiable para evaluar la depresión rasgo en adolescentes, con el fin de contribuir a su detección oportuna y precisa en esta población. Para esto, se realizaron dos estudios: 1. Construcción, validez de contenido y análisis factorial exploratorio de la escala de depresión rasgo para adolescentes (EDRA) y 2. validación de estructura (AFC), de criterio, convergente, discriminante y obtención de consistencia interna de EDRA.

ESTUDIO 1. Construcción, validez de contenido, análisis factorial exploratorio y consistencia interna de la EDRA

MÉTODO

Diseño

Se realizó un estudio psicométrico e instrumental (Ato et al., 2013).

Participantes

Participaron 215 jóvenes de la zona metropolitana de la Ciudad de México, 38.1% mujeres y 61.9% hombres con una edad entre los 15 y los 19 años ($M = 16.03$; $DE = .98$), seleccionados de manera intencional no probabilística. La recolección de datos se realizó en el marco de un periodo académico regular en una escuela pública. Se incluyeron estudiantes que cumplieran con el rango de edad establecido para el estudio y estaban inscritos. Los menores de edad participaron únicamente si firmaron el asentimiento y presentaron el consentimiento informado firmado por madre, padre o tutor. En el caso de participantes mayo-

res de edad, se requirió su consentimiento informado. Se estableció como criterio de exclusión los casos que presentaran patrones de respuesta incongruentes. No se aplicaron criterios diagnósticos ni se excluyó por condiciones clínicas.

Instrumentos

Escala de Depresión Rasgo para Adolescentes (EDRA).

Elaboración de la escala. La literatura señala la depresión rasgo como la tendencia a presentar un estado de ánimo deprimido (Silva & Jiménez, 2016), misma que se considera unidimensional (Guillot-Valdés et al., 2020).

Con base en esta definición, los criterios diagnósticos del trastorno depresivo mayor del DSM 5 (Asociación Americana de Psiquiatría (AAP), (2014) y la información recabada en cuatro grupos focales llevados a cabo con adolescentes de 15 a 19 años, se elaboraron 109 reactivos con seis opciones de respuesta.

Validez de contenido. Diez jueces expertos en salud y psicometría evaluaron la relevancia, coherencia y claridad de los reactivos, las opciones de respuesta y las instrucciones, en una escala del 1 al 5. Se calculó la V de Aiken (Aiken, 1930) y se determinó el intervalo de confianza [95%] para los 109 reactivos. Se consideró un valor crítico $\geq .75$ para la V de Aiken (con error Tipo I $\leq .05$) y $\geq .70$ para el límite inferior del intervalo de confianza (Penfield & Giacobbi, 2004; Ventura León, 2019). Con base en las puntuaciones obtenidas y en las respuestas cualitativas de los jueces, se eliminaron 30 reactivos.

Siguiendo las sugerencias de los jueces, se desarrollaron 15 reactivos adicionales, que se sometieron nuevamente a evaluación. Se calculó la V de Aiken y el intervalo de confianza [95%] para este conjunto de ítems, aplicando los mismos criterios que en la ronda anterior. Tras analizar los resultados, se conservaron los 15 reactivos adicionales, resultando en una escala integrada por 92 reactivos con seis opciones de respuesta (1 = nunca, 2 = casi nunca, 3 = rara vez, 4 = con frecuencia, 5 = casi siempre y 6 = siempre).

Procedimiento

Se realizó una aplicación piloto de la escala a 40 participantes con edades similares a los que conformaron el grupo final, a fin de evaluar las instrucciones, la claridad de los reactivos y las

opciones de respuesta. Posteriormente, se realizaron entrevistas estructuradas (Zucker et al., 2004) a seis de los participantes para obtener retroalimentación adicional. Con la información obtenida, se ajustó la redacción de nueve reactivos.

Para la aplicación del instrumento, se obtuvo la autorización institucional correspondiente en una escuela pública de la zona metropolitana seleccionada por conveniencia. La aplicación se llevó a cabo en el aula, dentro del horario escolar, utilizando un formulario en línea bajo supervisión directa de la investigadora principal. El proceso se desarrolló a lo largo de una semana.

Para garantizar que las condiciones de aplicación fueran homogéneas, se siguió un protocolo estandarizado en cada sesión en la que las instrucciones fueron leídas en voz alta, se resolvieron dudas antes de iniciar, se solicitó trabajo individual en silencio y se indicó no abrir pestañas ni aplicaciones durante la respuesta. Cada estudiante contó con un dispositivo con conexión a internet y el instrumento se presentó en el mismo orden para todas las personas que participaron. La presencia de la investigadora permitió monitorear el cumplimiento del protocolo y controlar posibles distracciones asociadas a la modalidad en línea.

Análisis de datos

Se utilizaron los programas SPSS, versión 25, R versión 4.2.0 (R Core Team, 2021) y Factor 12.04.05 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) para el análisis de datos. No se presentaron datos faltantes por lo que los análisis se realizaron con la totalidad de los casos obtenidos.

Inicialmente se llevó a cabo la discriminación de los ítems para identificar los que no cumplían con los estándares psicométricos necesarios (Reyes Lagunes & García y Barragán, 2008). Se analizó la distribución de frecuencias de cada reactivo para eliminar aquellos en los que más del 50% de las respuestas se concentraban en una única opción, pues esto indica que los reactivos no resultan apropiados para ser analizados con métodos que requieren variabilidad en las respuestas (Calleja & Mason, 2020). Además, se eliminaron los reactivos que mostraron efecto de piso y/o techo (Chyung, 2020).

Para verificar si los reactivos contaban con capacidad para discriminar entre grupos extremos, se calcularon los puntajes correspondientes a

los cuartiles 1 y 3 a partir del puntaje total de la escala. Con esos subgrupos se realizaron comparaciones mediante pruebas t en cada reactivo y se eliminaron los que no mostraron una diferenciación significativa entre los grupos.

Posteriormente, se realizó un análisis de multicolinealidad para descartar reactivos redundantes y se eliminaron las correlaciones inter reactivos $\geq .80$ (Grim & Yarnold, 2000); se obtuvieron las correlaciones ítem-total (Índice de Homogeneidad corregida, IHC) y se eliminaron los reactivos con correlación $\leq .20$ (Schmeiser & Welch, 2006).

La normalidad de los datos se probó con el estadístico de Mardia (1970) y al no encontrarla, se realizaron Análisis Factoriales Exploratorios (AFE) con extracción de mínimos cuadrados no ponderados (Ferrando et al., 2022). Este cálculo se realizó con R usando el paquete MVN (versión 5.9).

Posteriormente se obtuvo el coeficiente de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO; Kaiser, 1974) que debía ser $>.90$ y se realizó la prueba de esfericidad de Bartlett para evaluar si la matriz de correlaciones era igual a la matriz identidad (Calleja & Mason, 2020). La cantidad de factores a retener fue establecida mediante el análisis paralelo (Lloret-Segura et al., 2014) con el software FACTOR. A fin de determinar los reactivos asociados se consideraron comunalidades $\geq .50$ (Hair et al., 1999) y cargas factoriales $>.40$ (Lloret-Segura et al., 2014).

Para evaluar la confiabilidad interna de la escala, se calcularon los coeficientes alfa de Cronbach, que se esperaba fueran superiores a $.80$ (DeVellis, 2016). Se evaluó el cálculo del “coeficiente alfa si se elimina el ítem” para cada reactivo, mismo que no debería exceder el obtenido para la escala total. En caso contrario, el reactivo sería descartado. Además, se calculó el coeficiente omega de McDonald (McDonald, 1999), ordinal, estimado a partir de la matriz de correlaciones policóricas.

Aspectos éticos

El Comité de Ética de la Investigación en Psicología de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) avaló el presente estudio con el oficio número FPSI/422/CEI/324/2024.

Este estudio se adhirió a los principios éticos establecidos por la American Psychological Association (2010) y se garantizó la participación

voluntaria, el anonimato, la confidencialidad y el uso exclusivo de la información con fines de investigación.

En el caso de los participantes menores de edad, se obtuvo el consentimiento informado de su padre, madre o tutor(a), así como el asentimiento informado de cada estudiante antes de participar. Los consentimientos fueron recabados por la subdirección del plantel educativo después de explicar a los padres, madres o tutores los objetivos y procedimientos del estudio. Para los participantes mayores de edad, se solicitó directamente el consentimiento informado.

Todos los formularios de consentimiento y asentimiento fueron archivados de manera física en carpetas resguardadas bajo llave por la investigadora responsable.

Los datos fueron manejados únicamente por el equipo de investigación, almacenados en sistemas seguros.

presentar correlación inter-reactivo superiores a .80. Finalmente, las correlaciones ítem-puntaje total se ubicaron entre .69 y .85, por lo que ningún reactivo fue eliminado por esta razón.

Análisis Factorial Exploratorio

Se llevó a cabo un primer análisis con los 31 reactivos que se mantuvieron después de los análisis iniciales. La normalidad multivariada se evaluó con el estadístico de Mardia y se observó que los datos no presentaban una distribución normal (Sesgo de Mardia = 9346.84, $p < .05$; Curtosis de Mardia = 29.1 $p < .05$) por lo que se realizó el AFE con el método de mínimos cuadrados no ponderados.

Este primer AFE mostró un valor del índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de .965 y la significancia de la prueba de esfericidad de Bartlett fue $p < .001$, indicando que los datos eran adecuados para un análisis factorial. Los resultados del análisis paralelo indicaron una solución de un factor como era lo esperado.

Por medio de un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) se explicó el 54% de la varianza, se eliminaron progresivamente 10 reactivos que no cumplían con la comunalidad mínima requerida ($\geq .50$) para su inclusión en la escala. Hasta el undécimo AFE realizado, se obtuvo un índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de .961 y una significancia de $p < .001$ en la prueba de esfericidad de Bartlett. Así, la estructura factorial unidimensional explicó el 61% de la varianza y cada uno de los reactivos mostró comunalidades $\geq .50$ y cargas factoriales $> .40$, asegurando así su contribución al constructo subyacente de la depresión rasgo (Tabla 1).

RESULTADOS: ESTUDIO 1

Discriminación de reactivos

Se eliminaron 15 reactivos debido a que más del 50% de las respuestas se concentraron en una sola opción, con valores que oscilaron entre el 51.2% y el 83.7%. No se eliminaron reactivos debido al efecto techo, pero se descartaron 25 reactivos que mostraron efecto piso. Todos los valores de la prueba t resultaron significativos ($p < .001$), indicando que todos los reactivos discriminaban entre grupos. También se eliminaron 21 reactivos por redundancia, al

Tabla 1

Estructura factorial y consistencia interna del instrumento

Reactivos	Factores (λ)	Comunalidades (h^2)
DR1. Tengo poco interés en hacer cosas	.869	.754
DR2. Me siento desanimado(a)	.850	.723
DR3. Me siento frustrado(a) por cosas pequeñas	.846	.715
DR4. Me es difícil sentirme contento(a)	.828	.686
DR5. Me cuesta trabajo disfrutar las cosas que hago	.826	.683
DR6. Es difícil para mí mantenerme motivado(a) en mis actividades	.822	.676

DR7. Veo que los demás son más felices que yo	.806	.649
DR8. Me siento inquieto(a)	.805	.648
DR9. Me siento vacío(a)	.794	.631
DR10. Se me dificulta concentrarme en mis actividades	.787	.620
DR11. Me siento excluido(a)	.776	.603
DR12. Todo me aburre	.774	.599
DR13. Todo me da flojera	.760	.577
DR14. Fácilmente pierdo el interés en lo que hago	.759	.576
DR15. Todo el tiempo tengo sueño	.750	.562
DR16. Me cuesta más trabajo elegir que a otras personas de mi edad	.744	.554
DR17. Me afecta pensar que hay personas de mi edad que son más exitosas que yo	.726	.526
DR18. Hago las cosas con pesadez	.723	.523
DR19. Las cosas salen mal por mi culpa	.714	.509
DR20. Siento que me enojo por todo	.721	.506
DR21. Me siento triste	.707	.500

Consistencia Interna

El índice de consistencia interna obtenido con el Alfa de Cronbach para la escala total fue $\alpha = .970$ [IC 95%: .964-.975], indicando una alta fiabilidad del instrumento. No se encontró ningún reactivo con un “alfa si se elimina el elemento” superior al obtenido para la escala total, lo que respalda la importancia de cada reactivo en la medición de la depresión rasgo y la homogeneidad de la escala. Además, se calculó el Omega de McDonald, que fue de $\omega = .970$ [IC 95%: .963-.975], corroborando la consistencia interna de la escala.

El resultado final fue un instrumento unidimensional con un total de 21 reactivos evaluados en una escala Likert de seis puntos (Tabla 1).

ESTUDIO 2. Validación de estructura factorial, de criterio, convergente y discriminante y obtención de consistencia interna de la EDRA

MÉTODO

Diseño

Se realizó un estudio psicométrico e instrumental (Ato et al., 2013).

Participantes

Participaron un total de 600 estudiantes de escuelas públicas de nivel medio superior de la zona metropolitana de la Ciudad de México, 61.2% mujeres y 38.8% hombres, con edades entre los 15 y los 19 años. En la tabla 2 se detalla la composición del grupo. La selección de participantes se llevó a cabo mediante un muestreo no probabilístico e intencional durante un periodo académico regular. Los criterios de inclusión y exclusión fueron iguales a los del estudio 1.

Tabla 2

Descripción de los participantes del estudio 2

Muestra total (N= 600)		Mujeres (n=367)		Hombres (n= 233)		
Edad	M	DE	M	DE	M	DE
	16.97	1.01	16.98	1.02	16.95	1.04

Instrumentos

Escala de Depresión Rasgo para Adolescentes (EDRA). Se aplicó la EDRA, construida y validada en el estudio inicial.

Inventario de Depresión de Beck. (Contreras-Valdez et al., 2015). Autoinforme de 21 ítems que evalúan síntomas de depresión en personas mayores de 13 años. Con cuatro opciones de respuesta, los participantes deben evaluar la intensidad de cada síntoma durante las dos semanas anteriores. La puntuación puede estar entre 0 y .63. En población adolescente mexicana, este inventario ha presentado un índice de confiabilidad alfa de Cronbach de .88. El AFC arrojó dos factores que muestran la validez de estructura.

Mini-International Neuropsychiatric Interview para niños y adolescentes (Mini kid). Sección B. Riesgo de suicidio (Colón-Soto et al., 2005). Es una entrevista diagnóstica estructurada dividida en módulos, con una sección que evalúa el riesgo de suicidio. Consta de nueve preguntas que se responden con *sí* o *no*. Esta entrevista se validó en México, mostrando confiabilidad inter evaluador (.9 a 1) y temporal (.60 a .75). Su validez concurrente con entrevistas clínicas arroja coeficientes de correlación de .35 a .50 (De la Peña et al., 2009; Palacios et al., 2004).

Escala de Apoyo Social Familiar y de Amigos (AFA-R) (González & Landero, 2014). Es un cuestionario de 14 reactivos con respuestas que van desde “nunca” hasta “siempre”, distribuidas en cinco alternativas. Estos reactivos se dividen en dos dimensiones: apoyo de amigos (7 ítems) y apoyo familiar (7 ítems) con una alta fiabilidad ($\alpha = .918$). El análisis factorial confirma una estructura bifactorial que explica el 66.09% de la varianza. En estudios en México se ha observado una correlación negativa y significativa entre el apoyo social y el estrés ($r_s = -.337$, $p = .001$), demostrando validez de criterio.

Procedimiento

Se realizó un estudio psicométrico e instrumental (Ato et al., 2013) para el cual se elaboró una batería electrónica en Google Forms. Con la autorización de las autoridades escolares la aplicación se llevó a cabo en dos escuelas públicas de nivel medio superior de la Ciudad de México, seleccionadas mediante muestreo por conveniencia.

La aplicación se realizó en las aulas, dentro del horario escolar, con la presencia de personal capacitado, quienes estuvieron disponibles para resolver dudas y brindar apoyo durante la aplicación del instrumento en línea. Con el fin de mantener la homogeneidad de las condiciones de aplicación se siguió el mismo protocolo implementado en el Estudio 1. Cada estudiante contó con un dispositivo con conexión a internet y los instrumentos se presentaron en el mismo orden de ítems para todas las personas participantes.

Las personas menores de edad participaron únicamente si contaban con el asentimiento informado y con el consentimiento informado firmado por madre, padre o tutor(a). En el caso de las personas mayores de edad, su participación se realizó mediante la firma de un consentimiento informado.

La presencia de personal capacitado en cada aula permitió verificar el cumplimiento del protocolo y controlar potenciales distracciones relacionadas con la modalidad de aplicación en línea. El proceso se desarrolló en dos fases: en una de las escuelas la aplicación se completó en un periodo aproximado de dos semanas, mientras que en la otra se extendió a lo largo de un mes.

Análisis de datos

Se utilizaron los programas SPSS, versión 25 y R, versión 4.2.0 (R Core Team, 2021) para el análisis de datos. En el estudio no se registraron datos faltantes por lo que los análisis se efectuaron con la totalidad de casos.

Para corroborar la estructura de la escala se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Se evaluó la normalidad multivariada (Mardia, 1970) y, por no cumplir con la condición de una distribución normal, se aplicó el método de mínimos cuadrados no ponderados (Ferrando et al., 2022). Para evaluar el ajuste del modelo (Hu & Bentler, 1999) se consideraron el CFI (Comparative Fit Index), el NFI (Normed Fit Index), el GFI (Goodness of Fit Index) y el AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index), que se interpretan como indicadores de ajuste adecuado cuando sus valores $>.90$. Además, se analizaron el RMSEA (Root Mean Square of Aproximation) y el SRMR (Standardized Root Mean Square Residual), que sugieren un ajuste adecuado cuando sus valores son $<.06$ y $<.08$ respectivamente. Los índices de ajuste se calcularon utilizando R 4.2.0 mediante el paquete “lavaan” (versión 0.6.17) (Rosseel, 2012).

Se estimó un modelo bifactorial con un factor general y tres factores específicos, agrupando secuencialmente los ítems, para evaluar la unidimensional esencial de la escala y si era apropiado el uso de una puntuación total sumada. Debido a que la conceptualización teórica sustenta la unidimensionalidad, se optó por un agrupamiento secuencial, evitando imponer una estructura factorial no fundamentada teóricamente. El modelo se configuró con restricciones de ortogonalidad, donde el factor general y los factores específicos no correlacionan entre sí, cumpliendo con la estructura de conglomerados independiente requerida para el cálculo de índices bifactor.

Se calcularon los siguientes índices de unidimensionalidad esencial: (a) Explained Common Variance (ECV), que indica la proporción de varianza común atribuible al factor general; (b) confiabilidad jerárquica omega (ω_H), que estima la confiabilidad del factor general controlando por los factores específicos; y (c) Percentage of Uncontaminated Correlations (PUC), que evalúa la proporción de correlaciones influenciadas únicamente por el factor general.

Se utilizaron los criterios de Rodríguez et al. (2016) para interpretar los resultados: $ECV \geq .85$ indica unidimensionalidad esencial, $\omega_H \geq .70$ sugiere que el factor general es suficientemente confiable para justificar una puntuación total, y $PUC \geq .70$ indica que hay suficientes indicadores del factor general. Adicionalmente, se evaluó que los factores específicos presentaran niveles de confiabilidad jerárquica prácticamente

nulos ($\omega_H < .10$) como evidencia de que no contribuyen sustancialmente al constructo una vez controlado el factor general. Los índices bifactor se calcularon con el paquete BifactorIndicesCalculator (Dueber, 2017).

La consistencia interna se evaluó mediante el alfa de Cronbach con valores esperados superiores a $.80$ (DeVellis, 2016) y el Omega de McDonald (McDonald, 1999) ordinal, calculado a partir de la matriz de correlaciones policóricas. Para obtener evidencia sobre la validez convergente, se calculó la varianza extraída promedio (AVE por sus siglas en inglés), la cual debe ser $>.50$ para demostrar una convergencia adecuada (Ab Hamid et al., 2017). Para evaluar la validez de criterio, se correlacionó el instrumento con otras medidas. Para ello, primero se revisó la normalidad de las variables y, debido a que este supuesto no se cumplió, se utilizaron correlaciones de Spearman, apropiadas para datos no normales (Field, 2018).

Aspectos éticos

El Comité de Ética de la Investigación en la Psicología de la Facultad de Psicología de la UNAM avaló el presente estudio con el oficio número FPSI/422/CEI/324/2024.

Este estudio se adhirió a los principios éticos establecidos por la American Psychological Association (2010), garantizando la participación voluntaria, el anonimato, la confidencialidad y el uso exclusivo de la información con fines de investigación.

En el caso de las personas menores de edad, se obtuvo previamente el consentimiento informado de su padre, madre o tutor(a). Para los estudiantes mayores de edad, se solicitó el consentimiento informado. En la primera escuela, la obtención de los consentimientos corrió a cargo de una psicóloga responsable de los grupos; en la segunda escuela, la investigadora principal gestionó el procedimiento con apoyo de personal docente de cada grupo.

Todos los formularios de consentimiento y asentimiento fueron recabados mediante documentos impresos, firmados por las partes correspondientes, y archivados en carpetas físicas bajo resguardo exclusivo de la investigadora responsable, en un espacio seguro y con acceso restringido. Los datos fueron manejados únicamente por el equipo de investigación y almacenados en sistemas

seguros.

RESULTADOS: ESTUDIO 1

Análisis Factorial Confirmatorio

Se evaluó la normalidad multivariada con la prueba de Mardia, revelando una falta de normalidad en los datos (Sesgo de Mardia = 3972.53, $p < .05$;

Curtosis de Mardia = 36.1 $p < .05$) por lo que se realizó el AFC utilizando el método de mínimos cuadrados no ponderados. La Figura 1 presenta el modelo resultante, detallando los coeficientes estandarizados, mientras que los índices de ajuste obtenidos se exponen en la tabla 3, indicando un excelente ajuste a la estructura factorial propuesta.

Figura 1

AFC de la EDRA con cargas factoriales estandarizadas

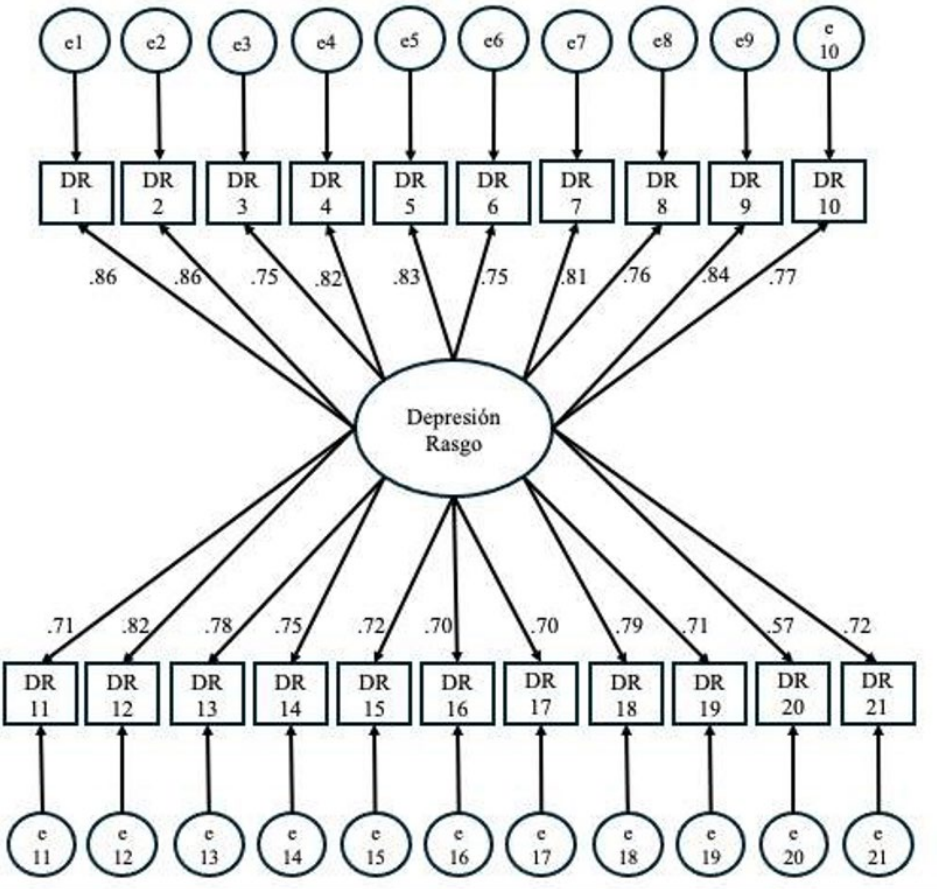


Tabla 3

Índices de ajuste del AFC del modelo de la EDRA

CFI	NFI	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA
.996	.992	.997	.995	.051	.038 [.032-.044]

Las cargas factoriales obtenidas en el modelo oscilaron entre .57 y .84 y fueron estadísticamente significativas ($p < .001$, Figura 1).

Unidimensionalidad esencial

Los índices de unidimensionalidad esencial superaron todos los criterios recomendados ($ECV = .89$, $\Omega H = .95$, $PUC = .70$), confirmando que la escala es esencialmente unidimensional. Los factores específicos mostraron confiabilidad jerárquica prácticamente nula ($\Omega H < .10$), confirmando la dominancia del factor general. Los resultados demuestran la unidimensionalidad esencial del constructo y proporciona evidencia sólida para justificar el uso de una puntuación total sumada.

Consistencia Interna

El índice de consistencia interna obtenido para la escala total fue $\alpha = .962$ [IC 95%: .957-.966], mientras que el coeficiente Omega de McDonald

(ω) fue de .962 [IC 95%: .957-.966], lo que señala una alta fiabilidad del instrumento.

Validez Convergente

Se observó que todos los reactivos obtuvieron valores estadísticamente significativos (Figura 1). Además, el valor de AVE fue de .60, lo que proporciona evidencia de validez convergente.

Validez de Criterio

Se evaluaron las evidencias de validez de criterio de la Escala de Depresión Rasgo para Adolescentes mediante las relaciones teóricas que el constructo sostiene con mediciones de otras variables, como la depresión estado, el riesgo de suicidio y el apoyo social. Dado que las variables no cumplieron supuestos de normalidad, se reportan las correlaciones de Spearman.

Tabla 4

Índices de correlación entre la EDRA y el puntaje total de constructos asociados con la depresión rasgo.

	Relación esperada	Escala de Depresión Rasgo
Inventario de Depresión de Beck	Positiva	.830*
Mini Kid. Riesgo de Suicidio	Positiva	.582*
Escala de Apoyo Social Familiar y de Amigos	Negativa	-.367*

* $p < .001$.

Los análisis de correlación entre los puntajes de la escala total y los puntajes de los tres instrumentos aplicados se presentan en la Tabla 4. Los resultados arrojaron correlaciones significativas en la dirección esperada, mostrando la validez convergente y divergente de la escala. La correlación más alta se observó con el Inventario de Depresión de Beck.

Los resultados psicométricos obtenidos respaldan la validez y confiabilidad de la EDRA. La evaluación de los reactivos en el estudio inicial proporcionó evidencia de validez de contenido y la eliminación de reactivos que no cumplieran con los estándares psicométricos contribuyó a asegurar la precisión de la escala, tal como recomiendan DeVellis (2016) y Ventura-León (2022).

El AFE apoyó la estructura dimensional confirmada con el AFC. Las cargas factoriales de todos los reactivos fueron altas y significativas, lo que indica la relevancia de los reactivos para la medición de la depresión rasgo (Lloret-Segura et al., 2014). Adicionalmente, el análisis de modelo bifactor confirmó la unidimensional esencial de la escala. Estos hallazgos son consistentes con la conceptualización teórica de la depresión rasgo (Guillot-Valdés et al., 2019; Guillot-Valdés et al., 2020) y respaldan la validez de estructura de la EDRA.

DISCUSIÓN

La construcción y validación de la Escala de Depresión Rasgo para Adolescentes (EDRA) consideró las particularidades de la depresión adolescente (Rivera, 2019; Rey et al., 2017), lo que permitió obtener un instrumento válido y confiable adaptado a las características de esta población.

La AVE obtenida, superior a .50, indica que los reactivos comparten una proporción elevada de la varianza (Ab Hamid et al., 2017). Los coeficientes de confiabilidad fueron consistentemente altos, con valores superiores a .95 para el coeficiente alfa de Cronbach y el Omega de McDonald en ambos estudios, lo que indica una alta fiabilidad del instrumento (Catalán, 2019).

La validez de criterio de la EDRA también fue respaldada por correlaciones significativas, y en la dirección esperada, con instrumentos utilizados para medir la depresión, el riesgo de suicidio y el apoyo social. Las correlaciones observadas sugieren una asociación entre la depresión rasgo y estos constructos, lo que concuerda tanto con la evidencia teórica como con la empírica (Chiappelli, et al., 2014; Guillot-Valdés et al., 2020; Navío & Pérez, 2020; Luna- Contreras & Dávila-Cervantes, 2021; González-Lugo et al., 2018).

En esta fase inicial no se establecieron puntos de corte clínicos, dado la EDRA fue conceptualizada como una medida de rasgo para captar variaciones graduales en la sintomatología depresiva por lo que la determinación de puntos de corte clínicos, a través de criterios externos y análisis de sensibilidad/especificidad, se reserva para investigaciones posteriores.

Una limitación de este estudio fue que la muestra fue conveniente y se circunscribe a adolescentes de escuelas públicas de la Ciudad de México, por lo que la generalización a otros contextos debe ser cautelosa. Sería deseable analizar las características psicométricas de la EDRA en muestras más amplias.

Otra limitación potencial de este estudio es la falta de evaluación de la estabilidad temporal de la EDRA. La confiabilidad test-retest es crucial para determinar la consistencia de la escala a lo largo del tiempo (Aldridge et al., 2017) y su capacidad para capturar cambios en la sintomatología depresiva de los adolescentes. Aunque los resultados del coeficiente alfa de Cronbach y el Omega de McDonald fueron consistentes en dos muestras distintas, es importante realizar estudios longitudinales para examinar la estabilidad temporal de la EDRA y su capacidad para predecir el desarrollo de trastornos depresivos mayores.

Adicionalmente, futuros estudios deberán evaluar la invarianza de medición (configural, métrica y escalar) entre grupos demográficos (por ejemplo, sexo) con tamaños adecuados por grupo para garantizar estabilidad en los modelos multigrupo.

Aún así, la EDRA puede ser una herramienta valiosa para la detección temprana de la depresión en adolescentes ya sea en entornos clínicos o educativos. También podría constituirse como una herramienta útil en investigaciones que busquen comprender el curso de la depresión y los factores de riesgo asociados con la depresión en adolescentes.

CONCLUSIÓN

El resultado de este estudio es una escala confiable y con validez de contenido, de estructura y de criterio (convergente con depresión y riesgo de suicidio, y divergente con apoyo social), para medir la depresión rasgo en adolescentes, que puede facilitar la detección temprana y la intervención oportuna de la depresión en esta población, aunque habrá que seguir probándola en diferentes contextos y poblaciones para seguir probando sus propiedades psicométricas.

Fuentes de financiamiento:

Esta investigación fue realizada con el apoyo de una beca otorgada por la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI, antes CONAHCyT), bajo el número de beca 781617 y número de CVU 620314.

Agradecimientos / Acknowledgments:

Agradecemos a las personas que participaron en el estudio y al personal académico y administrativo de las instituciones educativas donde se realizó la recopilación de datos.

Conflicto de intereses:

Las autoras de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Rol de los autores:

CVG: Conceptualización, curación de datos, análisis formal, obtención de financiamiento, investigación, metodología, administración del proyecto, recursos, visualización, escritura-borrador original y escritura-revisión y edición.

CS: Conceptualización, metodología, supervisión y escritura-revisión y edición.

REFERENCIAS

- Ab Hamid, M. R., Sami, W., & Mohmad Sidek, M. H. (2017). Discriminant Validity Assessment: Use of Fornell & Larcker criterion versus HTMT Criterion. *Journal of Physics*, 890. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/890/1/012163>
- Academia Nacional de Medicina en México (2017). Depresión en adolescentes: diagnóstico y tratamiento. *Revista de la Facultad de Medicina (México)*, 60(5), 52- 55. https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0026-17422017000500052
- Agudelo Vélez, D. M. (2009). Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) con adolescentes y universitarios de la ciudad de Bucaramanga. *Pensamiento Psicológico*, 5(12), 139-160. <https://www.redalyc.org/pdf/801/80111899011.pdf>
- Agudelo, D., Spielberger, C. D., & Buéla-Casal, G. (2007). La depresión: ¿un trastorno dimensional o categorial? *Salud mental*, 30(3), 20-28. https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0185-33252007000300020
- Aldridge, V. K., Dovey, T. M. & Wade, A. (2017). Assessing test-retest reliability of psychological measures: persistent methodological problems. *European Psychologist*, 22(4), 207-218. <https://doi.org/10.1027/1016-9040/a000298>
- American Psychological Association. (2010). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*.
- Asociación Americana de Psiquiatría. (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (DSM-5)*. Asociación Americana de Psiquiatría.
- Ato, M., López, J. J. & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bodner, N.; Kuppens, P.; Alien, N.; Sheeber, L. & Ceulemans, E. (2017). Affective family interactions and their associations with adolescent depression: A dynamic network approach. *Development and Psychopathology*, 1-15. <https://doi.org/10.1017/S0954579417001699>
- Buela-Casal, G. & Agudelo Vélez, D. (2008). IDER. *Inventario de Depresión Estado-Rasgo*. Tea Ediciones.
- Calleja, N. & Mason, T. A. (2020). Escala de Bienestar Subjetivo (EBS-20 y EBS-8): Construcción y Validación. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 2(55), 185-201. <https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2.14>
- Catalán, H. E. N. (2019). Reliability, population classification and weighting in multidimensional poverty measurement: A Monte Carlo study. *Social Indicators Research*, 142(3), 887-910. <https://doi.org/10.1007/s11205-018-1950-z>
- Chiappelli, J., Nugent, K. L., Thangavelu, K., Searcy, K. & Hong, L. E. (2014) Assessment of trait and state aspects of depression in schizophrenia. *Schizophr. Bull.* 40(1), 132-142. <https://doi.org/10.1093/schbul/sbt069>
- Chyung, S. Y. (Yonnie), Hutchinson, D., & Shamsy, J. A. (2020). Evidence-based survey design: Ceiling effects associated with response scales. *Performance Improvement*. 59 (6) 6-13 <https://doi.org/10.1002/pfi.21920>
- Colón-Soto, M., Díaz, V., Soto, O. y Santana, C. (2005). *Mini International Neuropsychiatric Interview para Niños y Adolescentes (MINI-KID), versión en español*. Tampa, FL: Medical Outcome Systems.
- Contreras-Valdez, J. A., Hernández-Guzmán, L. & Freyre, M.-Á. (2015). Validez de constructo del Inventario de Depresión de Beck II para adolescentes. *Terapia Psicológica*, 33(3), 195-203. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082015000300004>
- De la Peña, F., Esquivel, G., Pérez, A. G., Palacios, L. (2009) Validación concurrente para trastornos externalizados del MINI-Kid y la entrevista semiestructurada para adolescentes. *Revista Chilena de Psiquiatría y Neurología de la Infancia y la Adolescencia*, 20, 8-12. <https://search.bvsalud.org/gim/resource/en/biblio-1561446>
- DeVellis, R. F. (2016). *Scale development: Theory and applications*. (4th ed.). Sage.
- Dueber, D. M. (2017). *BifactorIndicesCalculator: An R package for calculating various bifactor indices* [Computer software]. <https://github.com/dueber/BifactorIndicesCalculator>

- Ferrando, P. J.; Lorenzo-Seva, U.; Hernández-Dorado, A. & Muñiz, J. (2022) Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Ferrando, P.J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5th ed.). SAGE Publications.
- Franco-Díaz, K.; Fernández-Niño, J. & Astudillo-García, C. (2018). Prevalencia de síntomas depresivos e invarianza factorial de la Escala de Depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos (CES-D) en población indígena mexicana. *Biomédica*, 38, 127-140. <https://doi.org/10.7705/biomedica.v38i0.368>
- González-Forteza, C.; Hermosillo de la Torre, A.; Vacio-Muro, M.; Peralta, R. & Wagner, F. (2015). Depresión en adolescentes. Un problema oculto para la salud pública y la práctica clínica. *Boletín médico del Hospital Infantil de México*, 72 (2), 149-155. <https://doi.org/10.1016/j.bmhmx.2015.05.006>
- González-Lugo, S., Pineda, A. & Gaxiola, J. (2018). Depresión adolescente: factores de riesgo y apoyo social como factor protector. *Universitas Psychologica*, 17 (3). 1-11. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy17-3.dafr>
- González, M. & Landero, R. (2014) Propiedades Psicométricas de la Escala de Apoyo Social Familiar y de Amigos (AFA-R) en una Muestra de Estudiantes. *Acta de Investigación Psicológica*, 4(2), 1469-1480. https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-48322014000200002
- Grim, L. G. & Yarnold, P. (2000). *Reading and understanding more multivariate statistics*. American Psychological Association.
- Guillot-Valdés, M., Guillén-Riquelme, A. & Buela-Casal, G. (2020). Meta-Analysis of the Generalization of the Reliability of State/Trait Depression Inventory Scores. *Psicothema*, 32(4), 476-489. <https://www.psicothema.com/pdf/4626.pdf>
- Guillot-Valdés, M., Guillén-Riquelme, A., & Buela-Casal, G. (2019). Reliability and validity of the Basic Depression Questionnaire. *International journal of clinical and health psychology: IJ-CHP*, 19(3), 243-250. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2019.07.002>
- Hair, J., Anderson, R. Tatham, R. y Black W. (1999). *Análisis multivariante*. Prentice Hall.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- INEGI (2022). *Mortalidad* https://www.inegi.org.mx/sistemas/olap/consulta/general_ver4/MDXQueryDatos.asp?proy=
- Irarrázaval, M.; Prieto, F. & Armijo, J. (2016). Prevención e intervenciones tempranas en salud mental: una perspectiva internacional. *Acta Bioethica* 22(1), 37-50. <https://doi.org/10.4067/S1726-569X2016000100005>
- Jadán, C. (2017). *Depresión de adolescentes de 14 a 16 años del colegio 27 de Febrero de la Ciudad de Loja*. (Tesis de licenciatura). Ecuador: Universidad Nacional de Loja.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 35(4), 401-415. https://jaltcue.org/files/articles/Kaiser1974_an_index_of_factorial_simplicity.pdf
- 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 / Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Luna-Contreras, M. & Dávila-Cervantes, C. A. (2020). Efecto de la depresión y la autoestima en la ideación suicida de adolescentes estudiantes de secundaria y bachillerato en la Ciudad de México. *Papeles de población*, 26(106). 75-103. <https://doi.org/10.22185/24487147.2020.31>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530. <https://www.jstor.org/stable/2334770>

- Medina-Mora, M. E., Real, T. & Amador, N. (2015). La enfermedad mental en México. En Medina-Mora, M. E.; Sarti Gutiérrez, E. J. & Real Quintanar, T. (Eds). *La depresión y otros trastornos psiquiátricos* (pp. 15-28). Intersistemas Editores. https://www.anmm.org.mx/pdf/acerca_de/CAnivANM150/L27_ANM_DEPRESION.pdf
- Navío, M. & Pérez, V. (coords.) (2020) *Depresión y suicidio 2020*. Wecare-u. <https://www.consaludmental.org/publicaciones/Depresion-suicidio-2020.pdf>
- Organización Mundial de la Salud (OMS). (2021, 17 de noviembre). *Salud mental del adolescente*. <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/adolescent-mental-health>
- Palacios, L., De la Peña, F., y Heinze, G. (2004, octubre). Validez y confiabilidad del MINI-KID. En *Congreso de Academia Americana de Psiquiatría Infantil*, Washington, D.C., Estados Unidos de América.
- Penfield, R. D., & Giacobbi, Jr., P. R. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's Item Content-Relevance Index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8(4), 213-225. https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0804_3
- Reyes-Lagunes, I., & García y Barragán, L. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: Un ejemplo. *La Psicología Social en México*, 12, 625-636. https://www.researchgate.net/publication/259191173-PROCEDIMIENTO_DE_VALIDACION_PSICOMETRICA_CULTURALMENTE_RELEVANTE_UN_EJEMPLO
- Rey, J.; Tolulope B. y Jing L. (2017) (Prieto-Tagle, M. F. trad.) *Depresión en niños y adolescentes*. En Rey, J. (ed). *Manual de Salud Mental Infantil y Adolescente de la IACAPAP* (pp. 1-41). Asociación Internacional de Psiquiatría del Niño y el Adolescente y Profesiones Afines. https://iacapap.org/_Resources/Persistent/883344f93c51becb1a17259846a99aa88abdc7ec/E.1-Depresi%C3%B3n-Spanish-2017.pdf
- RCoreTeam (2021). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Rivera, A. (2019). *Características psicométricas de la escala breve de depresión rasgo para adolescentes en comparación con el CES-D (10)*. (Tesis de especialidad). Universidad Nacional Autónoma de México.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods* 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Schmeiser, C. B., & Welch, C. (2006). Test development. En R.L. Brennan (Ed.) *Educational measurement* (4th ed.). American Council on Education/Praeger.
- Silva, C. & Jiménez, B. (2016) Construcción de una Escala Breve de Depresión Rasgo para Adolescentes. *Acta de Investigación Psicológica* 6(1). 2317-2324 <https://www.scielo.org.mx/pdf/aip/v6n1/2007-4719-aip-6-01-2317.pdf>
- Shamah-Levy, T.; Vielma-Orozco, E.; Heredia-Hernández, O.; Romero-Martínez, M.; Mojica-Cuevas, J.; Cuevas-Nasu, L.; Santaella-Castell, J. A.; & Rivera-Dommarco, J. (2020). *Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018-19: Resultados Nacionales*. Instituto Nacional de Salud Pública.
- Vázquez-Salas, R. A.; Hubert, C.; Portillo-Romero, A. J.; Valdez-Santiago, R.; Barrientos-Gutiérrez, T.; Villalobos, A. (2023) Sintomatología depresiva en adolescentes y adultos mexicanos: Ensanut 2022. *Salud Publica de México*, 65(1). <https://doi.org/10.21149/14827>
- Ventura-León, J. (2022). De regreso a la validez basada en el contenido. *Adicciones*, 34(4), 323-325. <https://doi.org/10.20882/adicciones.1213>
- Zucker, S., Sassman, C. & Case, B. J. (2004) *Cognitive labs. Technical report*. Pearson