

Escala de Interferencia de la Depresión y la Ansiedad para Niños y Adolescentes (EIDAN): Estructura Factorial y Propiedades Psicométricas

Depression and Anxiety Interference Scale for Children and Adolescents: Factorial Structure and Psychometric Properties

Victoria Espinosa¹, Bonifacio Sandín², Julia García-Escalera³, Rosa M. Valiente⁴ y Paloma Chorot⁵

Resumen

La Escala de Interferencia de la Depresión y la Ansiedad para Niños y Adolescentes (EIDAN) es la primera prueba de autoinforme construida con población de habla española para evaluar el grado en que la depresión y la ansiedad interfieren en áreas relevantes de la vida de los niños y adolescentes. En el presente estudio se examinó la estructura factorial, la fiabilidad y la validez de la escala en una muestra de 303 adolescentes con edades entre 13 y 18 años ($M=15.59$; $DT=1.4$). Basándonos en análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, obtuvimos una estructura factorial consistente constituida por tres factores correlacionados que representan las tres áreas siguientes de funcionamiento: colegio y actividades diarias (Factor 1), familia (Factor 2) y relaciones con los iguales (Factor 3). Los resultados proporcionan también evidencia sobre la fiabilidad (consistencia interna) y validez convergente y discriminante de la escala total y de las tres subescalas. Se discute la utilidad de la EIDAN como una prueba breve para evaluar la interferencia funcional en adolescentes relacionada con la depresión y la ansiedad.

Palabras clave: interferencia funcional, depresión/ansiedad, autoinforme, evaluación psicológica, adolescentes

Abstract

The Depression and Anxiety Interference Scale for Children and Adolescents [Escala de Interferencia de la Depresión y Ansiedad para Niños y Adolescentes; EIDAN] is the first Spanish self-report measure designed to assess the extent to which depression and anxiety may interfere in relevant areas of children and adolescents' lives. This study examined the factorial structure, reliability, and validity of the scale in a sample of 303 adolescents, aged 13 to 18 years ($M=15.59$; $DT=1.4$). Based on exploratory and confirmatory factor analyses, we found a consistent factor structure of three correlated factors of life interference related to: school and daily activities (Factor 1), family (Factor 2) and peers (Factor 3). Results also provided evidence of reliability (internal consistency), and convergent and discriminant validity concerning the total scale and the three subscales. The usefulness of the EIDAN as a brief instrument to the assessment of functional interference related to anxiety and depression in adolescents is discussed.

Keywords: functional interference, depression/anxiety, self-report, psychological assessment, adolescents

¹ Master en Investigación en Psicología. Doctorando en Psicología de la Salud. Universidad Nacional de Educación a Distancia. Facultad de Psicología, Juan del Rosal 10, 28040 Madrid, España. Correo: vespinosa36@alumno.uned.es

² Catedrático. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Educación a Distancia, Madrid, España.

³ Profesora Ayudante Doctor. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Educación a Distancia, Madrid, España.

⁴ Profesora Titular. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Educación a Distancia, Madrid, España.

⁵ Catedrática. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Educación a Distancia, Madrid, España.

Introducción

Los síntomas y los trastornos de ansiedad y depresión son muy comunes en la población adolescente. Por ejemplo, el estudio epidemiológico de Merikangas y sus colaboradores (que incluyó más de 10.000 adolescentes norteamericanos) constató que los trastornos de ansiedad y los trastornos del estado del ánimo se encontraban entre las psicopatologías más prevalentes, con una prevalencia vital del 31.9% y 14.3%, respectivamente (Merikangas et al., 2010). Asimismo, con frecuencia estos trastornos emocionales se presentan en los jóvenes al mismo tiempo o de forma consecutiva, con porcentajes de comorbilidad que pueden alcanzar hasta el 75% en muestras clínicas de niños y adolescentes (Weersing et al., 2008). En un análisis reciente de la literatura, Sandín et al. (2018) señalan que las tasas de prevalencia de los trastornos de ansiedad en niños y adolescentes varían significativamente de unos estudios a otros, con un rango entre el 8.3% y el 32.4%. Los síntomas subclínicos de ansiedad y depresión también son frecuentes; en concreto, en torno al 30% de adolescentes experimentan síntomas subclínicos ansioso-depresivos, lo cuales están relacionados con discapacidad funcional y conducta suicida (Balázs et al., 2013; Tabares et al., 2020). Además, la evaluación de los síntomas de ansiedad y depresión en la infancia y la adolescencia constituye un campo de especial relevancia e interés debido al impacto psicológico generado por la crisis sanitaria de la COVID-19 (Sandín et al., 2021).

Los jóvenes con síntomas o trastornos ansioso-depresivos suelen experimentar un importante nivel de interferencia en los ámbitos escolar, familiar y social. En concreto, los niños y adolescentes con trastornos de ansiedad a menudo presentan un deterioro importante en las relaciones familiares y sociales, así como un bajo rendimiento académico, en comparación con los que no sufren este tipo de alteraciones (Langley et al., 2014). La relevancia de evaluar el deterioro en el funcionamiento ha sido reconocida explícita y oficialmente a partir de la inclusión en el DSM-IV del nivel de interferencia como criterio de significación clínica para el diagnóstico de los trastornos de ansiedad y depresivos. No obstante,

hay debate sobre si el deterioro en el funcionamiento o interferencia debe conceptualizarse como un componente central de los trastornos, o si es más apropiado conceptualizarlo como el resultado (consecuencia) de las psicopatologías (Regier et al., 2012). La interferencia en las actividades de la vida diaria puede incluir disfunción o falta de adaptación en los ámbitos social, familiar, emocional o académico, lo cual puede afectar negativamente a la calidad de vida de los adolescentes (Lyneham et al., 2013).

Aunque existe evidencia de que los síntomas depresivos y de ansiedad se asocian a la interferencia vital (i.e., deterioro en el funcionamiento del individuo), esta relación no siempre parece estar presente (Pickles et al., 2001), lo cual podría explicarse por la implicación de diversos factores, tales como el tipo de afrontamiento del estrés, el apoyo social o las características personales (Sandín et al., 2020). Esto explicaría la inexistencia de concordancia entre la sintomatología y la interferencia en algunos casos (es decir, la interferencia podría asociarse a baja o alta sintomatología, en función de diversos factores personales o sociales). Por tanto, aunque los síntomas y la interferencia suelen estar relacionados, ambos proporcionan diferente información de cara a la operacionalización clínica de los trastornos mentales, pues la sintomatología no siempre va asociada con la perturbación funcional en la vida del individuo. De esta forma, es importante tener ambos aspectos en cuenta de cara a extraer conclusiones y tomar decisiones en las fases de evaluación clínica y tratamiento psicológico.

Existen diferentes pruebas para valorar el deterioro funcional asociado a la psicopatología en la etapa infantojuvenil. A este respecto, Bird et al. (2000) diferenciaron tres tipos de pruebas: (a) pruebas integradas en entrevistas clínicas estructuradas que evalúan conjuntamente la sintomatología y la interferencia, principalmente con fines diagnósticos, tales como *la Child and Adolescent Psychiatric Assessment* (CAPA; Angold & Costello, 2000) o *la Entrevista para el Diagnóstico de los Trastornos de Ansiedad en Niños* (ADIS-C; Silverman et al., 2003); (b) pruebas de evaluación de la interferencia general, como *la Children's Global Assessment Scale*

(CGAS; Shaffer et al., 1983), la *Brief Impairment Scale* (BIS; Bird et al., 2005) o la *Columbia Impairment Scale* (CIS; Bird et al., 1993); esta última escala explora algunas áreas como las relaciones interpersonales, distintos dominios psicopatológicos, rendimiento escolar y uso del tiempo libre; (c) finalmente, existen pruebas que evalúan la interferencia asociada a trastornos específicos, como la *NIMH Diagnostic Interview Schedule for Children Version* (DISC; Shaffer et al., 1996), que evalúa los principales trastornos psiquiátricos en niños y adolescentes.

A pesar de la importancia que posee conocer la interferencia asociada a la ansiedad y la depresión infantojuvenil, la mayoría de las herramientas de evaluación se centran en evaluar la gravedad de la sintomatología (Silverman et al., 2008). Se han publicado algunas escalas dirigidas a valorar el deterioro funcional asociado a los síntomas ansioso-depresivos, pero no están exentas de importantes limitaciones. Una de las más conocidas es la *Child Anxiety Life Interference Scale* (CALIS; Lyneham et al., 2013). Esta escala ha mostrado buenas propiedades psicométricas en su versión original y su versión en español (Orgilés et al., 2019) pero presenta algunas limitaciones. En concreto, la CALIS se dirige exclusivamente a los síntomas de ansiedad sin evaluar la interferencia relacionada con la sintomatología depresiva (comúnmente comórbida con la sintomatología ansiosa, independientemente de la gravedad de la psicopatología) y, además, es una escala relativamente larga (incluye 25 ítems, referidos al niño o a los padres). Otra escala dirigida específicamente a la interferencia asociada a la ansiedad es la *Child Sheehan Disability Scale* (Whiteside, 2009), la cual presenta problemas similares a los de la CALIS, además de ser una adaptación de una escala construida para adultos y de no haber sido validada en español. Por último, recientemente se han descrito las propiedades psicométricas de la *Adolescent Life Interference Scale for Internalizing Symptoms* (ALIS-I; Schniering et al., 2021), una escala más completa pues evalúa el deterioro funcional asociado tanto a los síntomas de ansiedad como a los síntomas depresivos y cuyas limitaciones principales serían que es relativamente larga (26 ítems) y que tampoco ha sido validada en español.

El objetivo general del presente estudio consistió en analizar las propiedades psicométricas de un nuevo instrumento diseñado para la evaluación de la interferencia o deterioro funcional. La Escala de Interferencia de la Depresión y la Ansiedad para Niños y Adolescentes (EIDAN) es la primera escala breve en español diseñada para evaluar el nivel de interferencia relacionado con la ansiedad y la depresión en población infantojuvenil. El primer objetivo del estudio estuvo centrado en conocer la estructura factorial de la escala y se hipotetizó que los análisis exploratorios reflejarían la existencia de factores asociados con las áreas relevantes de la vida de los adolescentes y que dicha estructura factorial sería apoyada empíricamente mediante análisis factorial confirmatorio. El segundo objetivo fue proporcionar evidencia preliminar sobre la fiabilidad (consistencia interna) y la validez convergente y discriminante de la EIDAN y se hipotetizó que la escala presentaría adecuadas propiedades psicométricas en este sentido. La validez discriminante se evaluó respecto a las variables de síntomas de ansiedad y depresión, problemas de conducta y de relación interpersonal, calidad de vida, satisfacción con la vida y ajuste escolar.

Método

Participantes

La muestra estuvo formada por 303 adolescentes con edades comprendidas entre los 13 y los 18 años ($M=15.59$; $DT=1.41$), de los cuales 174 (57.4%) se identificaban con el género femenino y 129 (42.4%) con el género masculino. Los participantes cursaban tercer curso de Educación Secundaria Obligatoria (ESO) ($n=133$; 44.2%), cuarto curso de ESO ($n=90$; 29.9%), primer curso de Bachillerato ($n=52$; 17.3%) y segundo curso de Bachillerato ($n=26$; 8.6%), en tres centros educativos de Madrid (2 centros públicos y un centro privado). El 58% de los participantes informó no haber repetido curso en ningún momento y tener una nota media, hasta la fecha, de 6.88 ($DT: 1.08$). El nivel socioeconómico familiar fue estimado a partir de la *Family Affluence Scale* (Currie et al. 2008), con los siguientes resultados según las respuestas de los adolescentes: bajo ($n=55$; 18.4%), medio

($n=101$; 24.7%) y alto ($n=143$; 47.9%). Respecto a los estudios del padre y de la madre, respectivamente, los adolescentes informaron de lo siguiente: educación primaria (6.1 y 5%), educación secundaria (27.7 y 25.7%), bachillerato (26.9 y 30.7%) y estudios universitarios (39.1 y 38.4%). Finalmente, el 56.5% de los estudiantes reportó vivir con su padre y con su madre, el 37.2% con uno de sus dos progenitores y el 6.4% con otros familiares o tutor legal.

Instrumentos

Escala de Interferencia de la Depresión y la Ansiedad para Niños y Adolescentes (EIDAN). Consta de 10 ítems (ver Anexo I) que evalúan el grado en que la sintomatología de ansiedad y depresiva interfiere en varias áreas de la vida de los niños y adolescentes (colegio y actividades diarias, familia y compañeros). El participante contesta a cada ítem indicando el grado en que esa área de su vida ha sido afectada por la ansiedad o la depresión, según una escala de 4 puntos que varía entre 1 (“Nada”) y 4 (“Mucho”). Las puntuaciones más altas indican mayores niveles de interferencia. Las propiedades psicométricas de la EIDAN son el objetivo del presente estudio.

Revised Child Anxiety and Depression Scale-30 (RCADS-30; Sandín et al., 2010). La RCADS-30 es una escala de autoinforme de 30 ítems diseñada para evaluar los síntomas de los trastornos de ansiedad en niños y adolescentes. Se contesta según una escala de frecuencia de 4 puntos que varía desde 0 (“Nunca”) a 3 (“Siempre”). Distintos estudios han mostrado que posee excelentes propiedades psicométricas (Piqueras et al., 2017; Sandín et al., 2010). En la presente investigación se ha obtenido un coeficiente de fiabilidad (ρ)=.93.

Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ; Goodman, 1997; versión española de García et al., 2000). El SDQ es una medida de autoinforme ampliamente utilizada para la evaluación de diferentes problemas emocionales y conductuales en niños y adolescentes. Consta de 25 ítems distribuidos en cinco subescalas: síntomas emocionales, problemas de conducta, hiperactividad, problemas de relación con los compañeros y conducta prosocial. Se contesta según una escala de 3 puntos que varía desde 0 (“No es verdad”) a 3 (“Verdaderamente sí”). En el

presente estudio, el coeficiente de fiabilidad rho para el cuestionario total fue de .68. Para las escalas se obtuvieron los siguientes coeficientes ω de fiabilidad: síntomas emocionales =.72, problemas de conducta =.48, hiperactividad =.60, problemas de relación con los compañeros =.55, y conducta prosocial =.55. En general, los valores de consistencia para la escala total y subescalas obtenidos en este estudio fueron ligeramente más bajos que los obtenidos por las investigaciones que han evaluado las propiedades psicométricas del SDQ (Ortuño-Sierra et al., 2015), a excepción de la subescala de síntomas emocionales.

KIDSCREEN-10 (Erhart et al., 2009). Esta escala de autoinforme de 10 ítems proporciona una evaluación global y unidimensional sobre la calidad de vida. Incluye ítems relacionados con síntomas depresivos, dificultad para concentrarse, disminución de la energía, deterioro del funcionamiento escolar y relaciones deficientes con los compañeros y la familia. Se contesta utilizando una escala de 5 puntos, que varía entre 1 (“Nada”) y 5 (“Muchísimo”). Se ha demostrado que la escala posee buenas propiedades psicométricas, tanto en su versión original, como en el presente estudio (ω =.84).

Satisfaction with Life Scale for Children (SWLSN; Sandín et al., 2015). Esta escala fue elaborada a partir de la versión para adultos de Diener et al. (1985). Incluye 5 ítems relacionados con la valoración de la propia vida respecto a los que hay que indicar el grado de acuerdo en base a una escala de 4 puntos que varía de 1 (“No, en absoluto”) a 4 (“Mucho o totalmente”). En el presente estudio, la escala SWLSN posee una fiabilidad adecuada (ω =.84).

Escala Breve de Ajuste Escolar (EBAE-10; Moral de la Rubia et al., 2010). Se trata de una escala de autoinforme que valora el grado de ajuste escolar. Incluye 10 ítems que se responden según seis niveles de graduación, variando entre 1 (“Completamente en desacuerdo”) y 6 (“Completamente de acuerdo”). Evalúa tres aspectos relacionados con el ajuste escolar: problemas de integración, rendimiento académico y expectativas académicas. En el presente estudio se obtuvo una fiabilidad aceptable de la escala (ω =.76).

Procedimiento

En primer lugar, se elaboró un listado breve de ítems relacionados con la interferencia asociada a los síntomas ansioso-depresivos en niños y adolescentes. Para ello, los firmantes del presente artículo se basaron en una revisión de la literatura y en su propia experiencia en el campo de la psicología clínica infantojuvenil, así como en algunas de las principales escalas y cuestionarios relativos al constructo. Se añadieron ítems de elaboración propia con el fin de satisfacer requisitos relacionados con las especificaciones previstas para la escala y las dimensiones identificadas en la literatura en la delimitación conceptual del constructo. Tras la elaboración del primer conjunto de ítems, el grupo de expertos consensuó los que debían incluirse en cada dimensión, juzgó la adecuación de los ítems y su idoneidad para la población infantojuvenil y se debatieron distintos aspectos asociados a la redacción de los ítems. Se concluyó que algunos enunciados no eran lo suficientemente explícitos y se decidió incluir ejemplos concretos relativos a las distintas áreas vitales que se pretendían medir. También se volvieron a redactar algunos enunciados con el objetivo de reflejar las experiencias comúnmente vividas por los niños y adolescentes, quedando el cuestionario reducido a 11 ítems (García-Escalera, 2018); dichos 11 ítems han sido evaluados empíricamente en el presente estudio. Tras los análisis exploratorios, el ítem “sufras y lo pases mal” fue eliminado y la escala definitiva pasó a estar conformada por los 10 ítems que aparecen en el Anexo I.

El estudio fue aprobado por el Comité de Bioética de la Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED). Tras contactar y obtener la aprobación de los equipos directivos de los centros educativos participantes, se solicitó la autorización y conformidad de los adolescentes y sus padres para participar en el estudio. El consentimiento informado fue firmado por los padres y los adolescentes. Los participantes recibieron un código de identificación y cumplieron la batería de cuestionarios en las aulas de los propios centros escolares. Las coautoras VE y JGE estuvieron presentes durante la administración de los cuestionarios para supervisar y, en su caso, atender cualquier duda o incidencia.

Tratamiento estadístico de los datos

Para la selección de los ítems definitivos de la escala se aplicó inicialmente análisis de componentes principales (PCA) a los 11 ítems iniciales. Este método de extracción es ideal para llevar a cabo una reducción de un conjunto de elementos sin modificar los componentes básicos asociados a los mismos (Brown, 2006; Tabachnick & Fidell, 2007). Posteriormente, una vez efectuada la preselección del conjunto de ítems relevantes, aplicamos sobre este último conjunto de elementos análisis factoriales exploratorios (AFE) con el método de extracción de mínimos cuadrados (LS). Los análisis se efectuaron en base a las correlaciones policóricas, teniendo en cuenta que las variables de la escala EIDAN son variables categóricas y susceptibles de asimetrías (skewness) y curtosis. La determinación del número de los elementos o factores se llevó a cabo aplicando criterios teóricos y de interpretabilidad de la estructura factorial y criterios empíricos. Los criterios empíricos aplicados fueron el test de scree (análisis visual de los autovalores; Catell, 1966) y el método paralelo (Horn, 1965) (este último método se aplicó comparando los autovalores de los factores con la media y el percentil 95 de los autovalores que se producen al azar). Aplicamos rotación oblicua, método promax normalizado. Previo a la realización de los análisis se calculó la prueba de esfericidad de Bartlett y el coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), con objeto de asegurarnos de la adecuación de la muestra.

En una segunda fase llevamos a cabo análisis factoriales confirmatorios (AFC) sobre los elementos seleccionados a través de los AFE. Mediante los AFC deseábamos validar la estructura de la escala teniendo en cuenta las estructuras sugeridas a partir de los AFE, i.e., estructuras de uno, dos o tres factores. La definición de los modelos se efectuó del siguiente modo. En la construcción de los modelos, cada grupo de ítems del cuestionario se asoció a una única variable latente (factor) de acuerdo con las especificaciones sugeridas para cada estructura factorial por los AFE. Las varianzas de los términos de error fueron especificadas como parámetros libres. Como norma no se permitió la covariación entre los residuos. La varianza de las variables latentes se fijó en 1.00 con objeto de

identificar el modelo de medida. Puesto que los datos basados en cuestionarios tipo Likert pueden presentar problemas de distribución normal, los análisis se basaron en las correlaciones policóricas y se utilizó el método de estimación ML-robusto, el cual proporciona estadísticos robustos a partir de la prueba escalada de χ^2 de Satorra-Bentler ($S-B\chi^2$) y errores estándar robustos, corrigiendo los errores debidos a una posible violación del principio de normalidad. La aplicación de este método significa que los valores calculados son válidos incluso aunque se violase la asunción de normalidad en el método de estimación. Siguiendo a Brown (2006), utilizamos índices de bondad de ajuste de diversas clases (absolutos, de parsimonia y comparativos): (1) $S-B\chi^2$ (χ^2 de Satorra-Bentler), (2) $S-B\chi^2$ dividido por los grados de libertad (cocientes $\leq 5,0$ indican buen ajuste; a menor índice mejor ajuste), (3) CFI (robust comparative fit index), (4) SRMR (standardized root meansquare residual), (6) RMSEA (root mean square error of approximation), y Akaike's information criterion (AIC). Se considera un ajuste aceptable si los valores de CFI $\geq .90$, SRMR $\leq .08$, y RMSEA $\leq .06$ (Byrne, 2006; Hu y Bentler, 1999). El índice AIC es un criterio comparativo; el modelo con menor valor sería el que mejor se ajusta a los datos entre los diferentes modelos competitivos (Bentler, 2012).

Adicionalmente se calcularon diversos estadísticos relacionados con algunas características del nuevo instrumento de evaluación. La fiabilidad (consistencia interna) de la escala EIDAN se calculó a través de los coeficientes rho (Bentler, 2012) y el clásico coeficiente ω de McDonald. La validez convergente y discriminante se evaluó mediante la correlación con variables relacionadas (o distantes) conceptualmente con el constructo evaluado. En concreto, se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson para estimar la relación existente entre las puntuaciones (total y por dimensiones) de la EIDAN y las puntuaciones obtenidas en las restantes variables del estudio.

Los análisis estadísticos del presente estudio se llevaron a cabo utilizando los programas SPSS.19 (IBM Corp.), EQS 6.3 (Bentler, 2012), y FACTOR 8.1 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

La significatividad asociada al test de esfericidad de Bartlett ($p < .000$), como el coeficiente de KMO, con un valor .86, confirmaron que la matriz de datos resultaba apropiada para realizar sobre ella la factorización.

Como primer paso se efectuó un análisis de componentes principales en el que se incluyeron los 11 ítems originales de la escala EIDAN para aislar las posibles áreas o dimensiones empíricas de la escala EIDAN y seleccionar los ítems relevantes. El análisis, basado en correlaciones policóricas, reflejó 3 factores con autovalores superiores a la unidad (los autovalores correspondientes a estos 3 factores fueron 4.31, 1.14 y 1.04), los cuales explicaban el 59.09% de la varianza total. Sin embargo, el ítem "Sufras y lo pases mal" presentaba una saturación baja (.27) en cada uno de los tres factores ($< .30$). Por tanto, este ítem fue suprimido en los sucesivos análisis.

Posteriormente aplicamos un nuevo AFE basado en las correlaciones policóricas de los 10 ítems y utilizando el método de extracción de LS y rotación oblicua (promax normalizado), el cual reflejó tres autovalores superiores a la unidad (i.e., 3.99, 1.13 y 1.04). Solo el análisis paralelo sugirió una estructura de un único factor. El test de scree sugería una estructura de dos o tres factores. Los criterios teóricos eran más consistentes con una estructura de tres factores. Aunque el método de análisis paralelo sugería un factor como estructura más apropiada, los restantes métodos (scree y métodos teóricos) sugerían que la mejor estructura podría ser de dos o tres factores. En la Tabla 1 se indica la estructura factorial del modelo de tres factores con especificación de los ítems y las respectivas cargas factoriales.

Las correlaciones entre los tres factores fueron moderadas-altas. La correlación más elevada ($r = .68$) se dio entre los factores "Colegio y actividades diarias" y "Familia". La correlación más baja ($r = .57$) se dio entre los factores "Familia" y "Relaciones con los iguales".

Análisis factorial confirmatorio

Dado que los análisis exploratorios sugerían la posibilidad de tres estructuras factoriales diferentes, en los AFCs probamos la adecuación

Tabla 1. Cargas factoriales del análisis de componentes principales. Estructura de 3 factores correlacionados, basada en los 10 ítems preseleccionados de la escala EIDAN ($N=304$)

Ítem de la escala EIDAN (abreviado)	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1. Relaciones con hermanos/familiares	-.03	.84	-.04
2. Deberes del colegio o estudiar	.83	-.11	.04
3. Relaciones con compañeros	.02	-.02	.83
4. Actividades diarias	.51	.22	.08
5. Relaciones con padres	-.01	.82	-.00
6. Exámenes	.74	.00	-.06
7. Relaciones con amigos	.08	.11	.46
8. Actividades con la familia	.06	.63	.06
9. Participación en clase	.66	.11	.00
10. Hacer nuevos amigos	-.04	-.02	.80

Nota. Los ítems se describen de forma abreviada (véase el Anexo I para una descripción completa). Factor 1=Colegio y actividades diarias, Factor 2=Familia, Factor 3=Relaciones con los iguales. En negrita se indican las cargas relevantes para cada factor. Porcentaje total de varianza explicada=61.8% (Factor 1=40%, Factor 2=11.4%, Factor 3=10.4%).

Tabla 2. Índices de ajuste (análisis factorial confirmatorio) para los tres modelos factoriales de la escala EIDAN examinados ($N=304$)

Modelo	S-B χ^2 (df)	χ^2 /df	CFI	SRMR	RMSEA (90% IC)	AIC
Un único factor	121.8 (35)	3.48	.85	.07	.1 (.09-.12)	51.8
Dos factores correlacionados	85.5 (31)	2.76	.91	.06	.07 (.06-.09)	23.5
Tres factores correlacionados	40.3 (32)	1.25	.98	.04	.03 (.00-.05)	-23.7

Nota. Excepto para la SRMR, todos los índices de ajuste se calcularon mediante el método robusto. S-B χ^2 =scaled Satorra-Bentler χ^2 ; CFI=comparative fit index; SRMR=standardized root mean square residual; RMSEA=root mean square error of approximation; IC=intervalo de confianza de RMSEA; AIC=Akaike's information criterion. El modelo con mejor ajuste se indica en negrita.

Tabla 3. Cargas factoriales estandarizadas (estimaciones paramétricas) y R^2 correspondientes al modelo de 3 factores correlacionados del análisis factorial confirmatorio ($N=304$)

Ítems de la escala EIDAN (abreviado)	Carga factorial	R^2
<i>F1: Colegio y actividades diarias</i>		
2. Deberes del colegio o estudiar	.706	.531
4. Actividades diarias	.663	.439
6. Exámenes	.608	.370
9. Participación en clase	.695	.483
<i>F2: Familia</i>		
1. Relaciones con hermanos/familiares	.728	.531
5. Relaciones con padres	.759	.577
8. Actividades con familia	.650	.423
<i>F3: Relaciones con los iguales</i>		
3. Relaciones con compañeros	.675	.455
7. Relaciones con amigos	.527	.277
10. Hacer nuevos amigos	.674	.455

de cada una de estas estructuras mediante modelos de un factor, de dos factores y de tres factores correlacionados. Los indicadores de cada uno de estos modelos se establecieron partiendo de los resultados de los análisis factoriales exploratorios especificados en la Tabla 1 (cada modelo se definió con los ítems relevantes a cada factor). Los resultados (índices de ajuste) de los análisis factoriales confirmatorios correspondientes a estos tres modelos se exponen en la Tabla 2.

Como puede apreciarse en la tabla, el modelo de tres factores correlacionados es claramente el que posee mejores niveles de ajuste. Teniendo en cuenta los valores de los índices de ajuste, podría

afirmarse que dicho modelo posee un excelente ajuste y que representa adecuadamente la estructura factorial de la escala EIDAN. Los valores del AIC también indican que el modelo de tres factores es superior a los dos restantes. El modelo de dos factores correlacionados también posee un buen ajuste general, aunque inferior al encontrado para el modelo de tres factores. El modelo de un factor presenta un pobre ajuste. Las elevadas cargas factoriales y los valores de R^2 correspondientes al modelo de 3 factores sugieren que se trata de una estructura factorial sólida (véase la Tabla 3).

Tabla 4. Medias, desviaciones típicas, y coeficientes de fiabilidad (ω y ρ) para todas las variables del estudio

Variable	M (DT)	ω	ρ
EIDAN	20.77 (6.42)		.86
Colegios y actividades diarias	8.19 (2.85)	.77	
Familia	5.61 (2.43)	.76	
Relaciones con los iguales	5.02 (2.01)	.66	
RCADS-30	26.75 (14.39)		.93
SDQ			
Síntomas emocionales	3,94 (2,64)	.72	
Hiperactividad	4.48 (2.03)	.60	
Problemas con los compañeros	2.25 (1.77)	.50	
Problemas de conducta	2.19 (1.61)	.48	
Conducta prosocial	7.71 (1.73)	.55	
SDQ- total	12.84 (5.46)		.68
SWLSN	1.31 (3.41)	.83	
KIDSCREEN-10	34.02 (7.34)	.82	
EBAE-10	45.43 (7.55)	.75	

Nota. EBAE-10=Escala Breve de Ajuste Escolar-10; KIDSCREEN-10=Calidad de vida; RCADS-30=Revised Child Anxiety and Depression Scale-30. SDQ=Strengths and Difficulties Questionnaire; SWLSN = Escala de satisfacción con la vida para niños y adolescentes.

Tabla 5. Correlaciones entre la EIDAN (total y factores) y RCADS-30, SDQ, Kidscreen, SWLS-C y EBAE-10

Variable	EIDAN			
	Total	Colegio y actividades diarias	Familia	Relaciones con iguales
RCADS-30	.58	.45	.43	.45
SWLSN	-.51	-.41	-.48	-.32
SDQ				
Síntomas emocionales	.62	.50	.45	.45
Hiperactividad	.34	.41	.32	.05ns
Problemas con los compañeros	.43	.32	.23	.49
Problemas de conducta	.28	.22	.29	.16**
Conducta prosocial	-.16**	-.17**	-.13*	-.12*
SDQ-total	.65	.57	.49	.44
KIDSCREEN-10	-.66	-.57	-.51	-.41
EBAE-10	-.51	-.55	-.34	-.29

Nota. Todas las correlaciones son estadísticamente significativas al nivel de $p < .001$, excepto las correlaciones cuya significación se especifica en la tabla. * $p < .05$, ** $p < .01$, ns=no significativo. Las correlaciones $\geq .45$ se indican en negrita. EBAE-10=Escala Breve de Ajuste Escolar-10; KIDSCREEN-10=Calidad de vida; RCADS-30=Revised Child Anxiety and Depression Scale-30. SDQ=Strengths and Difficulties Questionnaire; SWLSN=Escala de satisfacción con la vida para niños y adolescentes.

Estadísticos descriptivos

En la Tabla 4 se indican los estadísticos descriptivos (medias y *DTs*) obtenidos para las variables incluidas en el estudio. Los coeficientes de fiabilidad (ρ y ω) denotan niveles aceptables de consistencia interna para la escala EIDAN, especialmente para la puntuación total de la misma.

Las correlaciones entre las tres subescalas fueron moderadas: $r = .53$ (correlación entre Colegio y actividades diarias y Familia), $r = .46$ (entre Colegio y actividades diarias y Relaciones con los iguales), y $r = .41$ (entre Familia y Relaciones con compañeros).

Validez convergente y discriminante

Calculamos la validez convergente y discriminante de la escala EIDAN correlacionando

las puntuaciones en la escala (total y dimensiones) con variables de sintomatología ansiosa y depresiva, problemas de conducta y de relación interpersonal, calidad de vida, satisfacción con la vida y ajuste escolar. Se esperaban correlaciones positivas moderadas con los constructos que poseen cierta equivalencia o cercanía conceptual (síntomas emocionales), y correlaciones moderadas negativas con las variables opuestas conceptualmente (calidad de vida, ajuste escolar y satisfacción con la vida).

Como puede apreciarse en la Tabla 5, se constatan correlaciones positivas, entre moderadas y altas, entre la escala EIDAN y la sintomatología de los trastornos emocionales (RCADS-30 y SDQ-síntomas emocionales); un patrón similar, aunque de signo negativo se encontró para las

correlaciones de la escala EIDAN con las variables opuestas conceptualmente (satisfacción vital, calidad de vida y ajuste escolar). Asimismo, encontramos correlaciones más bajas con otros constructos más alejados conceptualmente (véase la tabla). En cuanto a las subescalas, en general se observó un patrón muy similar al obtenido con la puntuación de la escala total, aunque las correlaciones tendían a ser ligeramente más bajas. La única excepción se dio con la variable SDQ-problemas de relación, la cual correlaciona con la subescala Relaciones con los iguales ($r=.49$) en mayor grado que con la escala total. En términos generales las correlaciones encontradas son consistentes con el significado conceptual de las diferentes variables.

Discusión

El objetivo principal del presente estudio consistió en proporcionar evidencia preliminar sobre las características psicométricas de la escala EIDAN. Esta escala constituye un nuevo y breve instrumento de autoinforme que permite evaluar la interferencia asociada a los síntomas de ansiedad y depresión en la población infantojuvenil. Como objetivos más específicos se deseaba: (1) examinar la estructura factorial de la escala, esperando que reflejara áreas relevantes de funcionamiento, y (2) evaluar, de forma preliminar, las propiedades de fiabilidad y validez de la escala. Este es el primer trabajo en el que se examina la estructura y las propiedades psicométricas de la escala EIDAN.

En relación con el primer objetivo, dado que no había datos previos sobre la estructura factorial de la escala, no se tenían hipótesis específicas sobre ésta y, por ello, se llevó a cabo un análisis exploratorio para aislar la estructura simple y seleccionar los ítems relevantes. La estructura trifactorial obtenida fue clara y significativa, con un primer factor relacionado con el colegio y las actividades diarias, un segundo factor relacionado con la familia, y un último factor referido a las relaciones con los iguales. Estas dimensiones asociadas al constructo de interferencia en el funcionamiento son coherentes y relevantes tanto a nivel teórico (Ezpeleta et al., 2014; Karlsson et al., 2006; Lyneham et al., 2013; Van Ameringen,

Mancini & Farvolden, 2003), como a nivel empírico (Bird et al., 2005; Langley et al., 2014; Singer et al., 2011; Whiteside, 2009).

No obstante, la estructura de la escala EIDAN obtenida en el presente estudio también contrasta con otras propuestas de instrumentos de evaluación relacionados con el constructo de interferencia funcional. Por ejemplo, en el estudio sobre el desarrollo y validación de la CALIS, Lyneham y colaboradores (2013) obtuvieron dos dimensiones básicas referidas a interferencia dentro y fuera del hogar, mientras que los autores de la escala CIS defendieron la estructura unidimensional de la misma (CIS; Attell et al., 2020). Sin embargo, en términos generales, la evaluación de la interferencia en niños y adolescentes tiende a incluir más de un área de funcionamiento vital. Por otra parte, los resultados del presente estudio no apoyan la idea de englobar en una única dimensión la interferencia relacionada con las relaciones interpersonales sino que respaldan la propuesta de estudios previos en cuanto a diferenciar las esferas familiar y social, debido a la relevancia que adquiere esta última en la adolescencia (Foulkes et al., 2016; Pössel et al., 2018).

El segundo objetivo pretendía proporcionar evidencia preliminar sobre la fiabilidad (consistencia interna) y la validez (convergente y discriminante) de la escala y se esperaba que la escala EIDAN demostrase adecuados niveles de fiabilidad y validez. Los diferentes indicadores de la fiabilidad sugieren que tanto la escala global como las diferentes subescalas poseen niveles aceptables de consistencia interna, a pesar del limitado número de ítems de cada una de estas (4 y 3 ítems). En base a los valores de los coeficientes rho y ω , cabría afirmar que la escala EIDAN posee valores adecuados de fiabilidad (consistencia interna), especialmente para la escala total ($\rho=.86$).

Los resultados obtenidos a partir de las correlaciones de EIDAN con otras variables psicológicas, incluyendo sintomatología ansiosa-depresiva, problemas de conducta y de relación interpersonal, calidad de vida, satisfacción con la vida y ajuste escolar, apoyan claramente la validez convergente y discriminante de la escala. Estos resultados son consistentes con otros trabajos en el campo de la psicopatología infantojuvenil que

enfatan el importante impacto que tienen los síntomas ansioso-depresivos en la calidad de vida, el rendimiento escolar y el funcionamiento social de los niños y adolescentes (Ahlen et al., 2015; Vallejo & Zuleta, 2019). Estos efectos adversos suelen tener un impacto duradero o incluso persistir durante la vida adulta (Balázs et al., 2013).

En suma, este estudio proporciona evidencias sobre la solidez empírica de la EIDAN. La importancia y utilidad del instrumento validado en este estudio reside en la necesidad que existe en el contexto hispanohablante de disponer pruebas breves que evalúen la interferencia en el funcionamiento asociada a los síntomas ansioso-depresivos. La EIDAN es una escala que puede ser muy útil en la investigación y práctica clínica como completo a otros instrumentos y entrevistas que evalúan los síntomas de ansiedad y depresión en niños y adolescentes (Pineda, 2020; Piqueras et al., 2020). La evaluación del deterioro funcional proporciona información importante más allá de la sintomatología, ayuda a evitar el sobrediagnóstico y contribuye a identificar niños y adolescentes que, a pesar de presentar sintomatología subclínica, experimentan una elevada interferencia en el funcionamiento y podrían necesitar apoyo psicológico urgente. Asimismo, la escala EIDAN podría ser muy apropiada para evaluar la eficacia de programas de tratamiento y prevención de la ansiedad y la depresión, especialmente aquellos que, basados en protocolos unificados transdiagnósticos, abordan de forma conjunta la ansiedad y la depresión (García-Escalera et al., 2016).

Aunque el presente estudio posee importantes fortalezas, no está exento de ciertas limitaciones. Una primera limitación consiste en que únicamente se han utilizado pruebas de autoinforme. Para tener más datos sobre la validez de la escala, sería muy interesante complementar su administración con el uso de otros métodos de evaluación como, por ejemplo, entrevistas semiestructuradas que recaben información sobre variables clínicas relevantes. Una segunda limitación viene dada porque la edad de los participantes se reduce al rango de 13 a 18 años. Puesto que la EIDAN va dirigida también a niños, en el futuro deberían evaluarse las propiedades psicométricas de la escala con niños de entre 8 y

12 años. Por otro lado, sería importante que los estudios futuros evalúen las propiedades de la escala en relación con participantes que presenten trastornos ansioso-depresivos, pues la presente investigación se dirige únicamente a adolescentes que forman parte de la población general. También sería apropiado estudiar la validez predictiva de la escala en estudios longitudinales que permitan establecer relaciones causales entre el nivel de interferencia y la gravedad de los síntomas ansioso-depresivos, así como examinar si las puntuaciones de la EIDAN varían tras las intervenciones psicológicas (i.e., probar la sensibilidad al cambio asociada al efecto de la terapia). Finalmente, sería deseable que en el futuro se evaluase la invarianza factorial de la escala, tanto a nivel transversal (p.ej., entre muestras independientes) como longitudinal (invarianza temporal en una misma muestra).

Referencias

- Ahlen, J., Lenhard, F., & Ghaderi, A. (2015). Universal prevention for anxiety and depressive symptoms in children: A meta-analysis of randomized and cluster-randomized trials. *The Journal of Primary Prevention, 36*(6), 387-403. <https://doi.org/10.1007/s10935-015-0405-4>
- Angold, A., & Costello, E. J. (2000). The child and adolescent psychiatric assessment (CAPA). *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry, 39*(1), 39-48. <https://doi.org/10.1097/00004583-200001000-00015>
- Attell, B. K., Cappelli, C., Manteuffel, B., & Li, H. (2020). Measuring functional impairment in children and adolescents: Psychometric properties of the Columbia Impairment Scale (CIS). *Evaluation & The Health Professions, 43*(1), 3-15. <https://doi.org/10.1177/0163278718775797>
- Balázs, J., Miklósi, M., Keresztény, Á., Hoven, C. W., Carli, V., Wasserman, C., ... & Cotter, P. (2013). Adolescent subthreshold-depression and anxiety: Psychopathology, functional impairment and increased suicide risk. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 54*(6), 670-677.

- <https://doi.org/10.1111/jcpp.12016>
- Bentler, P. (2012). *EQS 6.2 for windows*. Multivariate Software.
- Bird, H. R., Canino, G. J., Davies, M., Ramírez, R., Chávez, L., Duarte, C., & Shen, S. (2005). The Brief Impairment Scale (BIS): A multidimensional scale of functional impairment for children and adolescents. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 44(7), 699-707. <https://doi.org/10.1097/01.chi.0000163281.41383.94>
- Bird, H. R., Davies, M., Fisher, P., Narrow, W., Jensen, P., Hoven, C., Cohen, P., & Duncan, M. K. (2000). How specific is specific impairment? *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 39, 1182-1189. <https://doi.org/10.1097/00004583-200009000-00019>
- Bird, H. R., Shaffer, D., Fisher, P., & Gould, M. S. (1993). The Columbia Impairment Scale (CIS): Pilot findings on a measure of global impairment for children and adolescents. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 3, 167-176.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied researchers*. Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with EQS: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Currie, C., Molcho, M., Boyce, W., Holstein, B., Torsheim, T., & Richter, M. (2008). Researching health inequalities in adolescents: The development of the Health Behaviour in School-Aged Children (HBSC) family affluence scale. *Social Science & Medicine*, 66(6), 1429-1436. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2007.11.024>
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Erhart, M., Ottova, V., Gaspar, T., Jericek, H., Schnohr, C., Alikasifoglu, M., ... & The HBSC Positive Health Focus Group (2009). Measuring mental health and well-being of school-children in 15 European countries using the KIDSCREEN-10 Index. *International Journal of Public Health*, 54(2), 160-6. <https://doi.org/10.1007/s00038-009-5407-7>
- Ezpeleta, L., De la Osa, N., & Doménech, J. M. (2014). Prevalence of DSM-IV disorders, comorbidity and impairment in 3-year-old Spanish preschoolers. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 49(1), 145-155. <https://doi.org/10.1007/s00127-013-0683-1>
- Foulkes, L., & Blakemore, S. J. (2016). Is there heightened sensitivity to social reward in adolescence?. *Current opinion in neurobiology*, 40, 81-85. <https://doi.org/10.1016/j.conb.2016.06.016>
- García, P., Goodman, R., Mazaira, J., Torres, A., Rodríguez-Sacristán, J., Hervás, A., & Fuentes, J. (2000). El cuestionario de Capacidades y Dificultades. *Revista de Psiquiatría Infanto-Juvenil*, (1), 12-17. <https://doi.org/10.31766/revpsij.v35n3a4>
- García Escalera, J. (2018) *The Unified Protocol for Transdiagnostic Treatment of Emotional Disorders in Adolescents (UP-A) applied to prevent and/or reduce emotional problems and improve psychological wellbeing in adolescents*. Tesis Doctoral (Doctorado Europeo). UNED. Manuscrito no publicado.
- García-Escalera, J., Chorot, P., Valiente, R. M., Reales, J. M., & Sandín, B. (2016). Efficacy of transdiagnostic cognitive-behavioral therapy for anxiety and depression in adults, children and adolescents: A meta-analysis. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 21(3), 147-175. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.21.num.3.2016.17811>
- Goodman, R. (1997). *The strengths and difficulties questionnaire: A research note*. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38(5), 581-586. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x>

- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Karlsson, L., Pelkonen, M., Ruutu, T., Kiviruusu, O., Heilä, H., Holi, M., ... & Marttunen, M. (2006). Current comorbidity among consecutive adolescent psychiatric outpatients with DSM-IV mood disorders. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 15(4), 220. <https://doi.org/10.1007/s00787-006-0526-7>
- Langley, A. K., Bergman, R. L., McCracken, J., & Piacentini, J. C. (2004). Impairment in childhood anxiety disorders: Preliminary examination of the child anxiety impact scale—parent version. *Journal of Child and Adolescent Psychopharmacology*, 14(1), 105-114. <https://doi.org/10.1089/104454604773840544>
- Langley, A. K., Falk, A., Peris, T., Wiley, J. F., Kendall, P. C., Ginsburg, G., ... & Piacentini, J. (2014). The child anxiety impact scale: examining parent-and child-reported impairment in child anxiety disorders. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 43(4), 579-591. <https://doi.org/10.1080/15374416.2013.817311>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Lynham, H. J., Sbulati, E. S., Abbott, M. J., Rapee, R. M., Hudson, J. L., Tolin, D. F., & Carlson, S. E. (2013). Psychometric properties of the child anxiety life interference scale (CALIS). *Journal of Anxiety Disorders*, 27(7), 711-719. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2013.09.008>
- Merikangas, K. R., He, J. P., Burstein, M., Swanson, S. A., Avenevoli, S., Cui, L., ... & Swendsen, J. (2010). Lifetime prevalence of mental disorders in US adolescents: Results from the National Comorbidity Survey Replication—Adolescent Supplement (NCS-A). *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 49(10), 980-989. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2010.05.017>
- Moral de la Rubia, J., Sánchez-Sosa, J. J., & Villarreal, E. (2010). Desarrollo de una Escala multidimensional Breve de Ajuste Escolar (EBAE-10). *REMA*, 15(1), 1-11. <https://doi.org/10.17811/rema.15.1.2010.1-11>
- Orgilés, M., Fernández-Martínez, I., Morales, A., Melero, S., & Espada, J. P. (2019). Spanish Validation of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Psychometric properties, factorial structure and factorial invariance across gender. *Child Psychiatry & Human Development*, 50(5), 756-763. <https://doi.org/10.1007/s10578-019-00879-4>
- Ortuño-Sierra, J., Fonseca-Pedrero, E., Inchausti, F., & i Riba, S. S. (2016). Evaluación de dificultades emocionales y comportamentales en población infanto-juvenil: El Cuestionario de Capacidades y Dificultades (SDQ). *Papeles del psicólogo*, 37(1), 14-26.
- Pickles, A., Rowe, R., Simonoff, E., Foley, D., Rutter, M., & Silberg, J. (2001). Child psychiatric symptoms and psychosocial impairment: Relationship and prognostic significance. *The British Journal of Psychiatry*, 179(3), 230-235. <https://doi.org/10.1192/bjp.179.3.230>
- Pineda, D. (2020). Innovaciones en la evaluación de los problemas emocionales en niños y adolescentes: Presentación del número monográfico. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25(3), 145-146. <https://doi.org/10.5944/rppc.29277>
- Piqueras, J. A., García-Olcina, M., Rivera-Riquelme, M., & Pineda, D. (2020). Evidencias de validez diagnóstica de la Escala Detectaweb-Malestar. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25(3), 161-174. <https://doi.org/10.5944/rppc.28931>
- Piqueras, J. A., Pineda, D., Martín-Vivar, M., & Sandín, B. (2017). Confirmatory factor analysis and psychometric properties of the Revised Child Anxiety and Depression Scale—30 (RCADS-30) in clinical and non-clinical samples. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 22(3), 183-196.

- <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.22.num.3.2017.19332>
- Pössel, P., Burton, S. M., Cauley, B., Sawyer, M. G., Spence, S. H., & Sheffield, J. (2018). Associations between social support from family, friends, and teachers and depressive symptoms in adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(2), 398-412. <https://doi.org/10.1007/s10964-017-0712-6>
- Regier, D. A., Kuhl, E. A., Narrow, W. E., & Kupfer, D. J. (2012). Research planning for the future of psychiatric diagnosis. *European Psychiatry*, 27(7), 553-556. <https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2009.11.013>
- Sandín B., Chorot, P., & Valiente, R.M. (2015). *Escala de Satisfacción con la Vida para Niños y Adolescentes* (SWLSN). Universidad Nacional de Educación a Distancia [Cuestionario no publicado].
- Sandín, B., Chorot, P., & Valiente, R. M. (2018). Trastornos de ansiedad en niños y adolescentes. En J. C. Arango-Lasprilla, I. Romero, N. Hewitt-Ramírez, y W. Rodríguez (Eds.), *Trastornos psicológicos y neuropsicológicos en la infancia y la adolescencia* (pp. 119-161). Manual Moderno.
- Sandín, B., Chorot, P., & Valiente, R. M. (2020). Psicopatología de la ansiedad y trastornos de ansiedad: Hacia un enfoque transdiagnóstico. En A. Belloch, B. Sandín y F. Ramos (Eds.), *Manual de Psicopatología, Vol. 1* (3ª ed., pp. 3-34). McGraw-Hill.
- Sandín, B., Chorot, P., Valiente, R. M., & Chorpita, B. F. (2010). Development of a 30-ítem version of the Revised Child Anxiety and Depression Scale. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 15, 165-178. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.15.num.3.2010.4095>
- Sandín, B., Espinosa, V., Valiente, R. M., García-Escalera, J., Schmitt, J. C., Arnáez, S., & Chorot, P. (2021). Effects of coronavirus fears on anxiety and depressive disorder symptoms in clinical and subclinical adolescents: The role of negative affect, intolerance of uncertainty, and emotion regulation strategies. *Frontiers in Psychology*, 12. Art. 716528. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.716528>
- Schniering, C. A., Forbes, M. K., Rapee, R. M., Wuthrich, V. M., Queen, A. H., & Ehrenreich-May, J. (2021). Assessing functional impairment in youth: Development of the Adolescent Life Interference Scale for Internalizing Symptoms (ALIS-I). *Child Psychiatry & Human Development*, 1-12. <https://doi.org/10.1007/s10578-021-01241-3>
- Shaffer, D., Fisher, P., Dulcan, M. K., Davies, M., Piacentini, J., Schwab-Stone, M. E., ... & Regier, D. A. (1996). The NIMH Diagnostic Interview Schedule for Children Version 2.3 (DISC-2.3): Description, acceptability, prevalence rates, and performance in the MECA study. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 35(7), 865-877. <https://doi.org/10.1097/00004583-199607000-00012>
- Shaffer, D., Gould, M. S., Brasic, J., Ambrosini, P., Fisher, P., Bird, H., & Aluwahlia, S. (1983). A children's global assessment scale (CGAS). *Archives of General Psychiatry*, 40(11), 1228-1231. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1983.01790100074010>
- Silverman, W.K., Albano, A.M., & Sandín, B. (2003). *Entrevista para el Diagnóstico de los Trastornos de Ansiedad en Niños (ADIS-IV:C): Entrevista para el niño*. Klinik.
- Silverman, W. K., Pina, A. A., & Viswesvaran, C. (2008). Evidence-based psychosocial treatments for phobic and anxiety disorders in children and adolescents. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 37(1), 105-130. <https://doi.org/10.1080/15374410701817907>
- Singer, J. B., Eack, S. M., & Greeno, C. M. (2011). The Columbia Impairment Scale: Factor analysis using a community mental health sample. *Research on Social Work Practice*, 21(4), 458-468. <https://doi.org/10.1177/1049731510394464>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). Using multivariate statistics. *Allyn and Bacon*, 5, 2007.
- Tabares, A. S. G., Núñez, C., Osorio, M. P. A., & Aguirre, A. M. G. (2020). Riesgo e Ideación Suicida y su Relación con la Impulsividad y la Depresión en Adolescentes Escolares. *Revista*

- Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 1(54), 147-163.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP54.1.12>
- Vallejo, A. P., & Zuleta, K. M. P. (2019). Depresión, ansiedad y actividad física en escolares: Estudio Comparado. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 52(3), 143-155.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.11>
- Van Ameringen, M., Mancini, C., & Farvolden, P. (2003). The impact of anxiety disorders on educational achievement. *Journal of Anxiety Disorders*, 17(5), 561-571.
<https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2007.10.001>
- Weersing, V. R., Gonzalez, A., Campo, J. V., & Lucas, A. N. (2008). Brief behavioral therapy for pediatric anxiety and depression: Piloting an integrated treatment approach. *Cognitive and Behavioral Practice*, 15(2), 126-139.
<https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2007.10.001>
- Whiteside, S. P. (2009). Adapting the Sheehan disability scale to assess child and parent impairment related to childhood anxiety disorders. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 38(5), 721-730.
<https://doi.org/10.1080/15374410903103551>

Anexo I

Escala de Interferencia de la Depresión y la Ansiedad para Niños y Adolescentes (EIDAN)

1	2	3	4
Nada o casi nada	Un poco	Bastante	Mucho
En las últimas semanas, ¿en qué medida el sentirte preocupado/a, nervioso/a o triste ha hecho que...?			
1. Te sea difícil llevarte bien con tus hermanos o con otros familiares.	1	2	3 4
2. Te cueste hacer tus deberes del colegio o estudiar.	1	2	3 4
3. Tengas dificultades para relacionarte con tus compañeros de clase cuando estás en el colegio.	1	2	3 4
4. Te cueste hacer las actividades diarias, como prepararte para ir al colegio, comer, dormir, etc.	1	2	3 4
5. Tengas dificultades para comunicarte con tus padres, contarles cosas, etc.	1	2	3 4
6. No hagas los exámenes tan bien como podrías.	1	2	3 4
7. Te cueste o no te apetezca quedar con tus amigos/as.	1	2	3 4
8. Te cueste hacer cosas agradables con tu familia, como ir al cine, ir de compras, ir a algún restaurante, etc.	1	2	3 4
9. Tengas dificultades para atender en clase o para hacer preguntas a tus profesores cuando lo necesitas.	1	2	3 4
10. Te resulte difícil hacer nuevos amigos.	1	2	3 4

Clave de corrección:

Colegio y actividades diarias: suma de las puntuaciones de los ítems 2,4,6,9.

Familia: suma de las puntuaciones de los ítems 1,5,8.

Relaciones con los iguales: suma de las puntuaciones de los ítems 3,7,10.

La puntuación total de la EIDAN se calcula sumando las puntuaciones de los 10 ítems (rango: 10-40).