

SEXO, EDAD Y SINTOMATOLOGÍA DEPRESIVA EN LA ADOLESCENCIA

Óscar Sánchez-Hernández, Francisco Xavier Méndez
y Fulgencio Marín-Martínez
Universidad de Murcia (España)

Resumen

El objetivo de este estudio fue analizar la relación del sexo y la edad con la sintomatología depresiva en adolescentes. Los participantes fueron 1.212 adolescentes, de 1º (53,9%) y 2º (46,1%) curso de la Educación Secundaria Obligatoria, pertenecientes a siete centros educativos de la Región de Murcia (España). Participaron también 104 padres. El porcentaje de adolescentes con sintomatología depresiva clínicamente significativa es similar al encontrado en otros estudios en España. Las chicas presentaron mayor sintomatología depresiva. La diferencia de sexo fue mayor en el grupo de alta sintomatología depresiva. La sintomatología depresiva aumentó con la edad en consonancia con investigaciones previas. La diferencia se puso de relieve en los autoinformes de los adolescentes, pero no en los informes de los padres. Se concluye la relevancia de tomar en consideración el sexo y la edad al elaborar programas de prevención de la depresión para adolescentes.

PALABRAS CLAVE: *depresión, sexo, edad, adolescentes, padres.*

Abstract

The objective of this study was to analyze the relationship of gender and age with depressive symptomatology in adolescents. The participants were 1,212 adolescents, from 1st (53.9%) and 2nd (46.1%) year in Compulsory Secondary Education, belonging to seven schools in the Region of Murcia (Spain), and 104 parents. The percentage of adolescents with clinically significant depressive symptoms is similar to that found in other studies in Spain. The girls presented greater depressive symptomatology. The gender difference was greater in the group with high depressive symptomatology. Depressive symptomatology increased with age, consistent with previous research. The difference was highlighted in adolescent self-reports but not in parent reports. The main conclusion is that the development of depression prevention programs should take gender and age into consideration.

KEY WORDS: *depression, gender, age, adolescents, parents.*

El primer firmante recibió una Beca Contrato Predoctoral de la Universidad de Murcia. Agradecimientos a los estudiantes, padres, profesores y demás personal de IES Abanilla, IES Miguel de Cervantes, IES Miguel Espinosa, IES Infante D. Juan Manuel, Colegio Jesús y María (sede Alfonso X), Colegio San Buenaventura y Colegio Marista (sede Fuensanta) de la Región de Murcia.

Correspondencia: Óscar Sánchez-Hernández, Universidad de Murcia, Facultad de Psicología, Campus de Espinardo, 30100 Espinardo, Murcia (España). E-mail: oscarsh@um.es

Introducción

La depresión es un trastorno psicológico producido por múltiples causas que se caracteriza por sentimientos de disforia y desesperanza (también irritabilidad en niños y adolescentes), descenso de la capacidad de disfrutar de los acontecimientos del entorno, pensamientos pesimistas, menor realización de actividades placenteras y un aumento de conductas de evitación que pueden llevar al aislamiento social. El trastorno repercute negativamente a nivel personal, familiar, escolar y social (Sánchez-Hernández, 2012). Se caracteriza por ser el trastorno individual más incapacitante, contribuyendo al 7,2% de la carga global de morbilidad en Europa (Wittchen *et al.*, 2011). La depresión es común, recurrente, a veces crónica y a menudo comórbida con ansiedad y problemas de consumo de sustancias y alcohol (Méndez *et al.*, 2021).

En Europa el importante estudio *Saving and Empowering Young Lives in Europe* (SEYLE), llevado a cabo en diez países más Israel con una muestra de 12.395 adolescentes, de 14,81 años de edad media, reveló una elevada prevalencia de la depresión. El porcentaje por país en orden decreciente fue Israel 19,4%, Francia 15,4%, Alemania 12,9%, Eslovenia 11,4%, Italia 9,2%, España 8,6%, Irlanda 8,5%, Estonia 7,9%, Rumanía 7,6%, Austria 7,6% y Hungría 7,1% (Balazs *et al.*, 2012). Se ha comprobado un aumento de los trastornos del estado de ánimo del 2006 al 2010 en España (Gili *et al.*, 2013). El Grupo de Trabajo de la Actualización de la Guía de Práctica Clínica sobre la Depresión Mayor en la Infancia y la Adolescencia (2018) revisa los estudios epidemiológicos llevados a cabo en nuestro país y halla un rango de prevalencia de la depresión adolescente de 2,3%-9,4%, estimando los casos graves entre 1,8% y 3,8%. Es digno de destacar que en las últimas décadas se ha incrementado el riesgo de depresión a edades cada vez más tempranas (Gallego *et al.*, 2020). El estudio meta-analítico de Shore *et al.* (2018) realizado con 20 estudios longitudinales con niños y adolescentes halla que aquellos caracterizados por un patrón "alto" o "creciente" en sintomatología depresiva, fueron predichos eminentemente por sexo femenino, mayor reactividad al estrés, bajo nivel socioeconómico, problemas en las relaciones entre compañeros y padres, problemas de conducta y abuso de sustancias.

Los adolescentes con elevados, aunque subclínicos, niveles de depresión experimentan dificultades interpersonales y académicas análogas a los diagnosticados de trastornos depresivos (Ferreira *et al.*, 1995; Gotlib *et al.*, 1995). Asimismo, es más probable que consuman drogas, fumen e incluso que intenten suicidarse (Covey *et al.*, 1998; Garrison *et al.*, 1991). Sin embargo, la utilización de los servicios de salud es baja entre los adolescentes con depresión subclínica (Crockett *et al.*, 2020).

Existen pruebas de la continuidad del trastorno depresivo de la adolescencia a la adultez, lo que se refleja en los altos índices de consultas y hospitalizaciones psiquiátricas y en los problemas laborales y de relación que en el futuro origina (Weissman *et al.*, 1999). Incluso se ha comprobado que la exposición de las chicas adolescentes a compañeros deprimidos afecta a la propia depresión en la adultez y afecta negativamente a la probabilidad de asistir a la universidad y la probabilidad de trabajar, y conduce a una reducción en los ingresos de las mujeres adultas. Un

análisis más detallado revela que los individuos de familias con antecedentes socioeconómicos más bajos son más susceptibles a la influencia de los compañeros, lo que sugiere que la familia puede funcionar como un amortiguador (Giulietti *et al.*, 2022). También se ha encontrado que la depresión a largo plazo en las mujeres puede ser una condición importante para el deterioro cognitivo más adelante en la vida (Zheng y Jia, 2022). Pero de todos los problemas la consecuencia más trágica es el suicidio. La depresión mayor es uno de los principales factores de riesgo de suicidio en los adolescentes (Kann *et al.*, 2000; Brent, 2001). En el estudio de Tabares *et al.* (2019) se halló que las siguientes variables predicen el riesgo suicida: antecedentes de trastorno mental e intento de suicidio en la familia, intento de suicidio, depresión, desesperanza e impulsividad.

La mayoría de los estudios, tanto con muestras españolas como extranjeras, hallan que la prevalencia de la depresión es similar en niños y niñas, los escasos estudios que encuentran una diferencia de sexo ponen de manifiesto que el trastorno es ligeramente más frecuente en los niños. En cambio, en la adolescencia la depresión es claramente más prevalente en las chicas (Del Barrio, 2007; García-Ramos *et al.*, 2018; Meyer y Curry, 2020; Rey *et al.*, 2015, Ruiz-Cárdenas *et al.*, 2020). Recientes estudios longitudinales con adolescentes españoles encuentran mayor sintomatología depresiva en las chicas (Gómez-Baya, Mendoza, Paino, Gaspar de Matos, 2017; Gómez-Baya, Mendoza, Paino, Gillham, 2017).

Con respecto a la edad, la tasa de depresión aumenta significativamente a lo largo de la adolescencia (Del Barrio, 2008; Ekbäck *et al.*, 2021; Méndez, 2011; Pu *et al.*, 2017; Weersing *et al.*, 2017). Avenevoli *et al.* (2015) encontraron que el mayor incremento se produce entre los grupos de edad de 14 y 15 años. La diferencia de sexo en la depresión podría comenzar a surgir de forma más evidente y significativa en el paso de la adolescencia temprana a media (entre las edades de 13 y 15), y se ha demostrado tanto para los síntomas depresivos como para el diagnóstico (Crockett *et al.*, 2020; Hankin *et al.*, 1998; Twenge y Nolen-Hoeksema, 2002). Aunque la diferencia de sexo en la depresión ha sido bien documentada a partir de la adolescencia, los investigadores tienen una limitada comprensión de los procesos responsables de su aparición (Mezulis *et al.*, 2010). Salk *et al.* (2017) realizaron sendos metaanálisis, sobre diagnóstico y sintomatología depresiva para estudiar las diferencias de sexo. Revisaron 65 y 95 artículos, respectivamente, que computaron 1.716.195 y 1.922.064 participantes de más de 90 países diferentes. La edad fue el predictor más potente del tamaño del efecto. La diferencia de sexo para los diagnósticos surgió antes de lo que se pensaba anteriormente, concretamente a los 12 años. Para ambos metaanálisis, la diferencia de sexo alcanzó su punto máximo en la adolescencia (para el diagnóstico entre las edades de 13 a 15 años y para la sintomatología a los 16 años), pero luego disminuyó y permaneció estable en la edad adulta. A los 18 años las mujeres tienen el doble de probabilidades que los hombres de tener depresión (Mezulis *et al.*, 2010).

Por otra parte el estudio que se presenta se inserta en el marco de la evaluación multifuente, ya que el grado de acuerdo entre los informantes suele ser inferior en los trastornos interiorizados comparados con los exteriorizados (Inchausti, 2021), así, en el estudio *Young Minds Matter: The second Australian Child and Adolescent Survey of Mental Health and Wellbeing*, realizado con una gran muestra de 6.310

niños y adolescentes se encontró una prevalencia de depresión en los últimos 12 meses, en el grupo de edad de 12 a 17 años, de 5,0%, 4,7% si el informante era el padre o el cuidador principal y 7,7% si era el adolescente (Lawrence *et al.*, 2015). Los estudios sobre depresión en los que se ha administrado la misma versión, o combinaciones de las versiones completa y abreviada, del "Inventario de depresión infantil" (*Children's Depression Inventory*, CDI; Kovacs, 1992) al adolescente y a los padres obtienen también datos contradictorios. Luking *et al.* (2019) utilizaron la versión breve del CDI con 69 niños y adolescentes, edad media 12,95, y hallaron que la puntuación de los padres fue significativamente inferior, mientras que Shelo y Kamfar (2015) no encontraron diferencias significativas con la puntuación del CDI de 60 niños y adolescentes, edad media 11,77. Las correlaciones entre el autoinforme del adolescente y el informe de los padres suele ser baja. Meehan *et al.* (2008) examinaron 796 díadas de escolares, de 10 a 13 años, y sus padres y obtuvieron un coeficiente de correlación de 0,23 y Cavendish *et al.* (2012) un coeficiente de correlación de 0,26 en un estudio longitudinal.

Un primer objetivo del estudio es analizar el porcentaje de la muestra que sobrepasa el punto de corte clínico de las medidas de sintomatología depresiva. Puesto que el incremento de la sintomatología depresiva con la edad está asociado al sexo, es decir, se explica sobre todo por el aumento de depresión en las chicas, nuestro estudio se plantea indagar si la diferencia de sexo se halla presente al inicio de la adolescencia o aparece en fases más avanzadas de la adolescencia y si la diferencia de edad se observa ya en la adolescencia temprana o, por el contrario, se produce en la transición a la adolescencia tardía. También se explora las diferencias de sexo y edad desde una perspectiva multifuente (autoinformes de los adolescentes y con los informes de los padres) en la línea señalada por diversos estudios (Meehan *et al.*, 2008; Olmedo *et al.*, 2000) estudiando el grado de concordancia entre ellas.

Método

Participantes

Los participantes fueron 1.212 adolescentes (51% varones y 49% mujeres) entre los 12 y 14 años ($M= 12,71$ años; $DT= 0,67$), pertenecientes a siete centros educativos de la Región de Murcia de 1º (53,9%) y 2º (46,1%) curso de Educación Secundaria Obligatoria (ESO). Los centros se encuentran en la ciudad de Murcia, excepto uno ubicado en la localidad de Abanilla. Tres centros fueron considerados de estatus social bajo, tres de estatus social alto y uno de estatus social medio (véase Sánchez-Hernández y Méndez, 2018). Se contó también con una muestra de 104 padres que participaron en las evaluaciones del nivel de sintomatología depresiva de sus hijos.

Instrumentos

- a) "Inventario de depresión infantil" (*Children's Depression Inventory*, CDI; Kovacs, 1992), adaptación española de Del Barrio y Carrasco (2004). El CDI evalúa la sintomatología depresiva en la adolescencia temprana. Consta de 27 ítems con

tres opciones de respuesta (de 0= ausencia de sintomatología a 2= sintomatología grave), agrupados en dos escalas: disforia (16 ítems) y autoestima (11 ítems). El punto de corte para la versión española es de 19 (Del Barrio y Carrasco, 2004), pero se distinguen tres intervalos: de 0 a 18, sin sintomatología depresiva, de 19 a 26, depresión leve y de 27 a 54 se correspondería con depresión grave. La consistencia interna (alfa de Cronbach) informada por Figueras *et al.* (2010) es de 0,82.

- b) "Inventario de depresión infantil-versión breve" (*Children's Depression Inventory - Short form*, CDI-S; Kovacs, 1992), adaptación española de Del Barrio *et al.* (2002). Para la evaluación de síntomas depresivos en los niños por parte de los padres se usó el CDI-S que consta de 10 ítems con tres opciones de respuesta (de 0= ausencia de sintomatología a 2= sintomatología grave) modificando el enunciado al cambiar la referencia de los síntomas de primera a tercera persona, como en el estudio de Olmedo *et al.* (2000). La puntuación total puede ir de 0 a 20 puntos. La consistencia interna (alfa de Cronbach) de la adaptación española es de 0,71.
- c) "Escala de Reynolds de depresión adolescente-2" (*Reynolds Adolescent Depression Scale-2*, RADS-2; Reynolds, 2002), adaptación española de Figueras-Masip *et al.* (2008). La RADS evalúa sintomatología depresiva en adolescentes. En la primera versión está dirigida a adolescentes de edades comprendidas entre los 13 y los 18 años, y entre 11 y 20 años en la segunda versión manteniendo, ambas, el enunciado de los ítems y el formato de recogida de las respuestas, aunque la segunda presenta nuevas muestras de estandarización y cuatro factores (Disforia, Anhedonia, Autoevaluación negativa y Quejas somáticas), en lugar de los cinco factores de la primera, aunque el modelo unifactorial ha mostrado ser el más parsimonioso. La RADS-2 consta de 30 ítems con cuatro opciones de respuesta (de 1= casi nunca a 4= casi siempre). La puntuación total de la RADS puede ir de 30 a 120 puntos. Estudios realizados con adolescentes españoles señalan un punto de corte de 66, puntuación que corresponde a los centiles 96 y 97 (Del Barrio *et al.*, 1996). La consistencia interna de la versión española está entre 0,81 y 0,89.

Procedimiento

Se estableció el primer contacto con 12 centros educativos, públicos y concertados, ubicados en su mayor parte en el centro de la ciudad de Murcia, contando finalmente con siete centros educativos que accedieron a participar en el estudio. Se solicitó permiso a los padres informando que se quería investigar en la Región de Murcia sobre problemas emocionales en los adolescentes, consiguiendo una tasa de participación del 99%. La única condición para poder participar en el estudio era cursar primer o segundo curso de Educación Secundaria Obligatoria (ESO) en dichos centros y contar con el consentimiento paterno. La evaluación se realizó dentro del horario escolar. En primer lugar, se aplicó el CDI y seguidamente el RADS-2 dado que se pretendía analizar si difería la correlación según el tipo de medida usado con los adolescentes (CDI y RADS-2) respecto a la medida usada con los padres (CDI-S) siguiendo la línea del estudio de Olmedo *et al.* (2000). Se convocó

a los padres a una reunión informativa en horario extraescolar y se les invitó a realizar una evaluación sobre sus hijos. De forma optativa podían informarse por teléfono y solicitar rellenar los cuestionarios en casa, recogidos previamente en el centro educativo de su hijo. Se contó con una muestra de 104 padres. Se aplicó el CDI-S. Las evaluaciones se realizaron antes de la pandemia por COVID-19 por lo que no están afectadas por esta variable. Puede verse más información sobre la muestra en Sánchez-Hernández y Méndez (2018).

Análisis de datos

Se realizaron diferencias de medias para estudiar la influencia del sexo y la edad en la sintomatología depresiva. Se utilizaron contrastes de hipótesis sobre medias de muestras independientes utilizando pruebas *t* de Student y *F* de ANOVA. Como complemento a la prueba *F* de ANOVA, que ofrece la comparación global entre una serie de medias, se aplicó una técnica de comparaciones a posteriori, cuyo objetivo es comprobar entre qué medias de un conjunto de grupos se observan diferencias significativas, concretamente se utilizó el método de Tukey para la comparación de pares de medias. Los contrastes de hipótesis sobre medias se acompañaron del cálculo del tamaño del efecto. Para estudiar la magnitud del tamaño del efecto de las diferencias de dos medias se utilizó la "diferencia de medias estandarizada" (*d*), que es la diferencia de las medias de los grupos, dividida por una estimación de la desviación típica conjunta de los dos grupos (Lipsey y Wilson, 2001). Para el índice *d*, un valor de 0,2 se considera bajo, de 0,5 medio y de 0,8 alto, alcanzándose la significación práctica a partir de 0,2. Para el cálculo de los tamaños del efecto en el ANOVA se utilizó eta cuadrado parcial (η^2_p). Para este índice un valor de 0,1 es bajo y de 0,25 alto, alcanzándose la significación práctica a partir de 0,1 (Cohen, 1988). También se realizaron análisis de correlación de Pearson.

Resultados

Ocurrencia de la sintomatología depresiva en adolescentes

El 9,2% de adolescentes mostró sintomatología depresiva clínicamente significativa en el CDI (7,4% en chicos y 11,3% en chicas). En RADS-2 fue el 7,8% de la muestra (6,9% en chicos y 9% en chicas). No se contaba con los puntos de corte de la medida usada en los padres por lo que no se pudo hacer este análisis.

Diferencias de sexo en sintomatología depresiva

Respecto a los cuestionarios realizados por los adolescentes, se encontraron diferencias estadísticamente significativas en la puntuación total y en la dimensión de autoestima del CDI, que indican que las chicas presentan mayor sintomatología depresiva (tabla 1). También apareció una diferencia marginalmente significativa en la dimensión disforia en el mismo sentido. La magnitud del tamaño del efecto de estas diferencias fue muy baja, según Cohen (1988). En la medida RADS-2 no se hallaron diferencias estadísticamente significativas. En los cuestionarios de los padres

aparecieron diferencias estadísticamente significativas en la dimensión de autoestima del CDI-S y marginalmente significativa en la puntuación total, que también reflejan una mayor sintomatología depresiva en las chicas. La magnitud del tamaño del efecto de estas diferencias fue media-baja (Cohen, 1988).

Tabla 1

Diferencias de medias entre sexos en las distintas dimensiones del CDI, RADS-2 y CDI-S (N= 1.212 adolescentes y 104 padres)

Dimensión	Sexo	M	DT	ET	t	gl	p	d
Disforia (CDI)	Chicas	3,90	3,79	0,16	1,67	1059	0,094	--
	Chicos	3,54	3,29	0,14				
	Total	3,72	3,54	0,11				
Autoestima negativa (CDI)	Chicas	6,85	3,35	0,15	2,04	1059	0,041	-0,12
	Chicos	6,44	3,26	0,14				
	Total	6,64	3,31	0,10				
Sintomatología depresiva (CDI)	Chicas	10,87	6,98	0,30	2,32	1059	0,020	-0,14
	Chicos	9,97	5,58	0,24				
	Total	10,41	6,32	0,19				
Sintomatología depresiva (RADS-2)	Chicas	48,79	11,16	0,49	0,52	1049	0,602	--
	Chicos	48,44	10,74	0,46				
	Total	48,61	10,94	0,34				
Disforia (CDI-S)	Chicas	1,90	1,59	0,22	1,40	92	0,164	--
	Chicos	1,48	1,31	0,20				
	Total	1,71	1,48	0,15				
Autoestima negativa (CDI-S)	Chicas	2,83	1,40	0,19	2,29	92	0,024	-0,47
	Chicos	2,09	1,69	0,26				
	Total	2,50	1,57	0,16				
Sintomatología depresiva (CDI-S)	Chicas	4,56	2,56	0,35	1,86	92	0,066	--
	Chicos	3,57	2,55	0,39				
	Total	4,12	2,59	0,27				

Notas: CDI= "Inventario de depresión infantil"; RADS-2= "Escala de Reynolds de depresión adolescente-2"; CDI-S= "Inventario de depresión infantil-versión breve" (adaptado para su aplicación a padres). Interpretación de los tamaños del efecto: $d= 0,2$ bajo, $d= 0,5$ medio y $d= 0,8$ alto (Cohen, 1988). El signo positivo indica mayor sintomatología depresiva en chicos y signo negativo mayor sintomatología depresiva en chicas.

Se decidió realizar un análisis más específico del porcentaje de la muestra con mayor sintomatología depresiva. Por tanto, se planteó la hipótesis de que, si se comparan las chicas con los chicos, con puntuación centil 75 o más, entonces se hallaría una diferencia de sexo cuando la sintomatología depresiva es alta. El percentil 75 corresponde a una puntuación de 14. En las siguientes tablas correspondientes a los cálculos con los participantes con puntuación en el CDI ≥ 14 , se pudo comprobar que se dieron diferencias estadísticamente significativas en la dimensión disforia y en la puntuación total del CDI, que indicaron que las chicas presentaban más sintomatología depresiva que los chicos (tabla 2). En la figura 1 puede visualizarse claramente. Estas diferencias también se dieron a nivel práctico

en la dimensión disforia y en la puntuación total del CDI, y en la dimensión autoestima y la puntuación total del CDI.

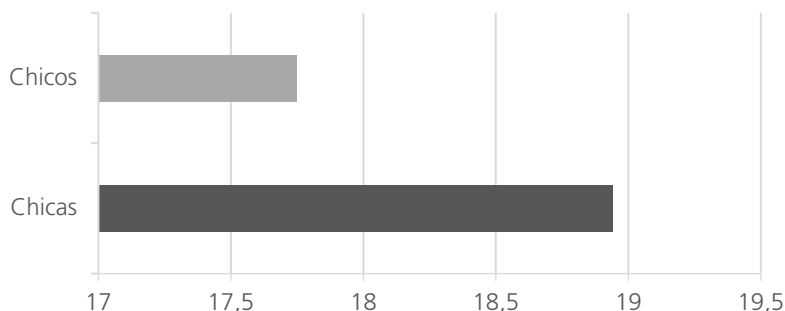
Tabla 2

Diferencias de medias entre sexos en las distintas dimensiones del CDI, RADS-2 y CDI-S en los participantes con puntuación 14 o superior en el CDI

Dimensión	Sexo	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>ET</i>	<i>t</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
Disforia (CDI)	Chicas	8,59	3,64	0,30	2,25	267	0,025	- 0,27
	Chicos	7,61	3,49	0,31				
	Total	8,13	3,60	0,22				
Autoestima negativa (CDI)	Chicas	10,35	2,44	0,20	0,71	267	0,477	--
	Chicos	10,15	2,17	0,19				
	Total	10,26	2,32	0,14				
Sintomatología depresiva (CDI)	Chicas	18,94	4,68	0,39	2,19	267	0,030	- 0,27
	Chicos	17,75	4,18	0,37				
	Total	18,60	5,88	0,36				
Sintomatología depresiva (RADS-2)	Chicas	60,60	10,90	0,91	0,90	265	0,368	--
	Chicos	59,29	12,82	1,15				
	Total	59,98	11,83	0,72				
Disforia (CDI-S)	Chicas	1,91	1,54	0,26	0,10	48	0,922	--
	Chicos	1,87	1,60	0,41				
	Total	1,90	1,54	0,22				
Autoestima negativa (CDI-S)	Chicas	2,88	1,53	0,26	1,29	48	0,204	--
	Chicos	2,27	1,62	0,42				
	Total	2,70	1,57	0,22				
Sintomatología depresiva (CDI-S)	Chicas	4,80	2,74	0,46	0,80	48	0,425	--
	Chicos	4,13	2,53	0,65				
	Total	4,60	2,67	0,38				

Notas: CDI= "Inventario de depresión infantil"; RADS-2= "Escala de Reynolds de depresión adolescente-2"; CDI-S= "Inventario de depresión infantil-versión breve" (adaptado para su aplicación a padres). Interpretación de los tamaños del efecto: $d= 0,2$ bajo, $d= 0,5$ medio y $d= 0,8$ alto (Cohen, 1988). El signo positivo indica mayor sintomatología depresiva en chicos y signo negativo mayor sintomatología depresiva en chicas.

Figura 1
Puntuación total media por sexo en el "Inventario de depresión infantil" (CDI) en los participantes con puntuación ≥ 14



Diferencias en sintomatología depresiva según la edad

Los análisis de varianza indicaron que había diferencias estadísticamente significativas entre las medias en las dimensiones de disforia, autoestima y en la puntuación total del CDI, así como en el RADS-2, que indican que los adolescentes mayores presentan mayor sintomatología depresiva en comparación con los más jóvenes (tabla 3). No obstante, el tamaño del efecto de estas diferencias fue prácticamente nulo. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en los cuestionarios de los padres.

Se decidió realizar cálculos de comparaciones múltiples con el método de la diferencia honestamente significativa (HSD) de Tukey, con la finalidad de comprobar entre qué edades se producían las diferencias, en las dimensiones donde el ANOVA fue estadísticamente significativo. Los análisis señalaron que se producían diferencias estadísticamente significativas entre todas las edades, excepto entre los grupos de 13 y 14 años. Se comprueba claramente en la figura 2 que, conforme aumenta la edad, las puntuaciones en sintomatología depresiva se hacen mayores. Sin embargo, el tamaño del efecto η^2_p de los ANOVAS no tuvo significación práctica por lo que, aunque existen diferencias en sintomatología depresiva según la edad, no llegaron globalmente a la significación práctica. Debido a que los análisis de Tukey indicaron que las diferencias se producían entre todas las comparaciones dos a dos excepto entre los grupos de edad de 13 y 14 años, se decidió calcular el tamaño del efecto, en este caso diferencias medias tipificadas, para hallar la significación práctica al comparar los grupos de edad dos a dos. En la tabla 4 se comprueba que, en general, hay significación práctica en tales comparaciones, aunque, al comparar los grupos de edad de 13 y 14 años, la significación práctica es baja o nula. En general, la magnitud de los tamaños del efecto de estas diferencias fue baja acercándose, en algunos casos, a la significación práctica media. Se puede concluir que, conforme aumenta la edad en la adolescencia, se incrementa la sintomatología depresiva de forma estadísticamente significativa y con significación práctica al comparar el grupo de edad de 12 años con los grupos de más edad.

Tabla 3

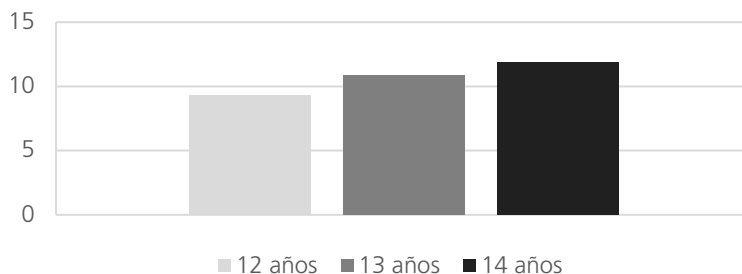
Diferencias de medias en sintomatología depresiva según la edad (N= 1.212 adolescentes y 104 padres)

Dimensión	Edad	M	DT	ET	gl	F	p	η^2_p
Disforia (CDI)	12	3,25	3,34	0,16	2	8,410	0,000	0,02
	13	3,88	3,59	0,17				
	14	4,66	3,92	0,35	979			
	Total	3,72	3,56	0,11	981			
Autoestima negativa (CDI)	12	6,01	3,41	0,17	2	11,470	0,000	0,02
	13	6,95	3,15	0,15				
	14	7,24	3,23	0,29	979			
	Total	6,59	3,31	0,10	981			
Sintomatología depresiva (CDI)	12	9,28	5,92	0,29	2	12,506	0,000	0,02
	13	10,83	5,78	0,27				
	14	11,90	6,19	0,56	979			
	Total	10,32	5,96	0,19	981			
Sintomatología depresiva (RADS-2)	12	46,52	10,48	0,52	2	11,52	0,000	0,02
	13	49,49	11,21	0,53				
	14	50,91	11,07	0,99	973			
	Total	48,44	11,01	0,35	975			
Disforia (CDI-S)	12	1,61	1,63	0,28	2	0,33	0,718	--
	13	1,81	1,43	0,22				
	14	1,45	1,03	0,31	85			
	Total	1,69	1,46	0,15	87			
Autoestima negativa (CDI-S)	12	2,47	1,86	0,31	2	0,00	0,997	--
	13	2,48	1,32	0,20				
	14	2,45	1,29	0,38	85			
	Total	2,48	1,53	0,16	87			
Sintomatología depresiva (CDI-S)	12	4,08	3,20	0,55	2	0,02	0,975	--
	13	4,09	2,00	0,30				
	14	3,90	1,97	0,59	85			
	Total	4,07	2,50	0,27	87			

Notas: CDI= "Inventario de depresión infantil"; RADS-2= "Escala de Reynolds de depresión adolescente-2"; CDI-S= "Inventario de depresión infantil-versión breve" (adaptado para su aplicación a padres). Interpretación de los tamaños del efecto: $\eta^2_p= 0,1$ bajo y $\eta^2_p= 0,25$ alto.

Figura 2

Puntuación total media por edad en el Inventario de depresión infantil (CDI)

**Tabla 4**

Comparaciones múltiples en sintomatología depresiva por edad (HDS de Tukey) y tamaño del efecto según Cohen (1988)

Dimensión	I	J	I-J	ET	p	d
Disforia (CDI)	12 años	13 años	-0,63	0,24	0,025*	0,18
		14 años	-1,41	0,36	0,000*	0,40
	13 años	12 años	0,63	0,24	0,025*	0,18
		14 años	-0,77	0,36	0,079	--
	14 años	12 años	1,41	0,36	0,000*	0,40
		13 años	0,77	0,36	0,079	--
Autoestima negativa (CDI)	12 años	13 años	-0,93	0,22	0,000*	0,28
		14 años	-1,23	0,33	0,001*	0,36
	13 años	12 años	0,93	0,22	0,000*	0,28
		14 años	-0,29	0,33	0,648	--
	14 años	12 años	1,23	0,34	0,001*	0,36
		13 años	0,29	0,33	0,648	--
Sintomatología depresiva (CDI)	12 años	13 años	-1,55	0,40	0,000*	0,27
		14 años	-2,62	0,60	0,000*	0,44
	13 años	12 años	1,55	0,40	0,000*	0,27
		14 años	-1,06	0,60	0,178	--
	14 años	12 años	2,62	0,60	0,000*	0,44
		13 años	1,06	0,60	0,178	--
Sintomatología depresiva (RADS-2)	12 años	13 años	-2,96	0,74	0,000*	0,27
		14 años	-4,39	1,12	0,000*	0,41
	13 años	12 años	2,96	0,74	0,000*	0,27
		14 años	-1,42	1,10	0,402	--
	14 años	12 años	4,39	1,12	0,000*	0,41
		13 años	1,42	1,10	0,402	--

Notas: CDI= "Inventario de depresión infantil"; RADS-2= "Escala de Reynolds de depresión adolescente-2"; I= conglomerado de edad a comparar con los dos restantes; J= conglomerados de edad con los que se compara I; I-J= diferencia de medias entre los correspondientes conglomerados. Interpretación de los tamaños del efecto: $d= 0,2$ bajo, $d= 0,5$ medio y $d= 0,8$ alto (Cohen, 1988). El signo positivo del tamaño del efecto indica que los de mayor edad presentan más sintomatología depresiva. * $p < 0,05$.

Correspondencia entre las medidas en depresión de los adolescentes y de los padres

Se encontraron correlaciones estadísticamente significativas entre las medidas de depresión de los adolescentes y la de los padres. La magnitud de la correlación entre las puntuaciones totales de CDI y CDI-S ($r= 0,32$; $p= 0,001$; $n= 103$) fue media y entre CDI-S y RADS-2 fue baja ($r= 0,21$; $p= 0,034$; $n= 102$).

Discusión

El porcentaje de adolescentes con sintomatología depresiva clínicamente significativa en el CDI fue de 9,2% de la muestra total (7,4% en chicos y 11,3% en chicas). En RADS-2 fue el 7,8% de la muestra (6,9% en chicos y 9% en chicas). El porcentaje de adolescentes con sintomatología depresiva clínicamente significativa es similar al encontrado en otros estudios en España (Balazs *et al.*, 2012; Figueras *et al.*, 2010; Gallego *et al.*, 2020). Se observa que el porcentaje de adolescentes chicas con sintomatología depresiva clínicamente significativa es mayor al encontrado en chicos. No se contaba con los puntos de corte de la medida usada en los padres por lo que no se pudo analizar esta información.

El análisis de las diferencias de sexo en sintomatología depresiva mostró que los autoinformes cumplimentados por los adolescentes reflejaron diferencias estadísticamente significativas en la puntuación total y en la dimensión de autoestima del CDI, que indicarían que las chicas presentan mayor sintomatología depresiva. También apareció una diferencia marginalmente significativa en la dimensión disforia en el mismo sentido. La magnitud del tamaño del efecto de estas diferencias fue muy baja según Cohen (1988). En la medida RADS-2 no se hallaron diferencias estadísticamente significativas. En los cuestionarios de los padres aparecieron diferencias estadísticamente significativas en la dimensión de autoestima del CDI-S y marginalmente significativas en la puntuación total, que también reflejaron una mayor sintomatología depresiva en las chicas. La magnitud del tamaño del efecto de estas diferencias fue media-baja (Cohen, 1988) en las dimensiones del CDI-S.

Se decidió realizar un análisis más específico del porcentaje de la muestra con mayor sintomatología depresiva. Por tanto, se planteó la hipótesis de que, si se comparan las chicas con los chicos, con puntuación centil 75 o más, entonces se hallaría que hay diferencias de sexo cuando la sintomatología depresiva es alta. El percentil 75 se correspondía con una puntuación de 14. En los participantes con puntuación en el CDI igual o superior a 14, se pudo comprobar que se dieron diferencias estadísticamente significativas en la dimensión disforia y en la puntuación total del CDI, que indicaron que las chicas presentaban más sintomatología depresiva que los chicos. De hecho, la media de las chicas en la puntuación total del CDI fue prácticamente igual que el punto de corte 19 con significación clínica (Del Barrio y Carrasco, 2004). Estas diferencias también se dieron a nivel práctico en la dimensión disforia y en la puntuación total del CDI, y en la dimensión autoestima y la puntuación total del CDI-S. Según diversos estudios, la diferencia de sexo en la depresión podría comenzar a surgir de forma más evidente y significativa en la

adolescencia temprana a media (entre las edades de 13 y 15), y se ha demostrado tanto para los síntomas depresivos como para el diagnóstico (Hankin *et al.*, 1998; Twenge y Nolen-Hoeksema, 2002). En el estudio longitudinal de Salk *et al.* (2016), realizado en una muestra de 416 adolescentes, los síntomas de depresión se evaluaron a los 11, 13, 15 y 18 años, y el diagnóstico de depresión a los 20 años. Encontraron que las diferencias de sexo en la depresión surgieron a los 13 años. Los síntomas de depresión de las niñas se aceleraron al principio de la adolescencia y, en cambio, los síntomas de depresión de los niños se aceleraron más tarde en la adolescencia. La revisión meta-analítica de Salk *et al.* (2017) señala que las diferencias de sexo en sintomatología depresiva son máximas a los 16 años. Estos resultados deben ser tenidos en cuenta a la hora de diseñar los programas preventivos.

Del Barrio y Carrasco (2004), en una muestra de 7.759 participantes españoles entre 7 y 15 años (edad media de 11,03 y desviación típica de 2,34 años), encontraron diferencias estadísticamente significativas en sintomatología depresiva respecto al sexo, que indicaban que las chicas presentaban mayores puntuaciones en depresión en el CDI, en consonancia con lo encontrado en nuestro estudio. En el citado estudio de Figueras *et al.* (2010) también se encontró que las chicas presentaban de forma significativa mayores puntuaciones en CDI.

Estudios recientes confirman esta tendencia de una mayor sintomatología depresiva en las chicas adolescentes que en los chicos (Crockett *et al.*, 2020; Del Barrio, 2007; García-Ramos *et al.*, 2018; Meyer y Curry, 2020; Rey *et al.*, 2015; Ruiz-Cárdenas *et al.*, 2020). Recientes estudios longitudinales con adolescentes españoles también encuentran mayor sintomatología depresiva en las chicas (Gomez-Baya, Mendoza, Paino, Gaspar de Matos, 2017; Gomez-Baya, Mendoza, Paino, Gillham, 2017). Estas diferencias deben ser consideradas en el desarrollo de intervenciones preventivas y tempranas.

En nuestra investigación, la edad media fue 12,71 años, observándose diferencias significativas que también indicarían una mayor sintomatología depresiva en las chicas. Investigaciones previas confirman que estas diferencias se irán haciendo más patentes en los años posteriores a la adolescencia, lo que se reflejaría también en la magnitud del tamaño del efecto. En cualquier caso, queda patente el inicio significativo de una mayor tendencia a la depresión entre las chicas, especialmente cuando las diferencias de sexo se estudian en los participantes con alta sintomatología depresiva.

Respecto a la hipótesis que estudia el efecto de la edad en la sintomatología depresiva en adolescentes, los análisis de varianza indicaron que había diferencias estadísticamente significativas entre las medias en las dimensiones de disforia, autoestima y en la puntuación total del CDI y en el RADS-2, que indican que los adolescentes mayores presentan mayor sintomatología depresiva en comparación con los menores. No obstante, el tamaño del efecto de estas diferencias fue prácticamente nulo. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en los cuestionarios de los padres.

Se decidió realizar cálculos de comparaciones múltiples con el método de la diferencia honestamente significativa (HSD) de Tukey, con la finalidad de comprobar entre qué edades se producirían las diferencias, en lo que respecta a las dimensiones

donde el ANOVA fue estadísticamente significativo. Los análisis señalaron que se producían diferencias estadísticamente significativas entre todas las edades, excepto entre los grupos de 13 y 14 años. Por tanto, conforme aumenta la edad, las puntuaciones en sintomatología depresiva se hacen mayores. Sin embargo, el tamaño del efecto η^2_p de los ANOVAS no tuvo significación práctica, lo que nos llevó a calcular las diferencias medias tipificadas para las comparaciones de los grupos de edad dos a dos, encontrando significación práctica en todas las comparaciones salvo la de los grupos de edad de 13 y 14 años, donde la significación práctica fue baja o nula. En general, la magnitud de los tamaños del efecto de estas diferencias fue baja acercándose, en algunos casos, a la significación práctica media. Se puede concluir que, conforme aumenta la edad en la adolescencia, se incrementa la sintomatología depresiva de forma estadísticamente significativa y con significación práctica al comparar el grupo de 12 años con los grupos de más edad.

Por tanto, nuestra hipótesis se cumplió en consonancia con uno de los hallazgos más consistentes en la literatura: la frecuencia de la depresión aumenta con la edad (Domènech *et al.*, 1996; Hankin, *et al.*, 1998; Meltzer *et al.*, 2000), alcanzando el 5 por 100 en la adolescencia. Se ha constatado este aumento, tanto de la sintomatología depresiva como de los trastornos depresivos, durante la adolescencia. La tasa de prevalencia de depresión aumenta seis veces desde el 3% a los 15 años al 17% a los 18 años (Hankin *et al.*, 1998). Este dato sugiere que la transición a la adolescencia es un período de desarrollo particularmente vulnerable a la depresión.

Nuestros resultados corroboran que la sintomatología depresiva aumenta notablemente con la edad y que el mayor incremento se produce en la adolescencia media (Avenevoli *et al.*, 2015; Del Barrio, 2008; Ekbäck *et al.*, 2021; Méndez, 2011; Pu *et al.*, 2017; Weersing *et al.*, 2017). En el ya citado estudio de Del Barrio y Carrasco (2004), hecho con muestra española, aparecieron diferencias estadísticamente significativas en sintomatología depresiva respecto a la edad, que indicaban que los participantes de mayor edad presentaban mayores puntuaciones en depresión en el CDI. También se encontraron los mismos resultados en el estudio anteriormente citado de Figueras *et al.* (2010). En la misma línea, Salk *et al.* (2017) encontraron que sobre los 13 años aumenta la sintomatología depresiva y este aumento suele ser mayor en las chicas. Nuestro estudio no reflejó diferencias estadísticamente significativas en la medida de evaluación de los padres, aunque debe tenerse en cuenta el diferente tamaño de las muestras de adolescentes y padres. También se ha señalado que la concordancia entre las fuentes adultas e infantiles es baja (Del Barrio, 2006).

Se encontraron correlaciones estadísticamente significativas entre las medidas de depresión de los adolescentes y la de los padres. La magnitud de la correlación entre las puntuaciones totales de CDI y CDI-S fue media y entre CDI-S y RADS-2 fue baja. Los resultados hallados son similares a los encontrados en otros estudios (Meehan *et al.*, 2008; Olmedo *et al.*, 2000) señalando que la relación entre los autoinformes de los adolescentes y los informes de los padres respecto a la sintomatología depresiva, sin ser de magnitud alta, sí es significativa, por lo que es importante la evaluación multifuente.

Futuras investigaciones deberían aclarar los mecanismos responsables de estas diferencias de sexo. Se ha barajado la teoría de la desesperanza como posible factor explicativo. En el estudio de Stone *et al.* (2010) sólo sería aplicable a los chicos, de tal forma que ante situaciones altamente estresantes y la interacción de un estilo cognitivo negativo se explicaría la posterior sintomatología depresiva. Sin embargo, en las chicas las situaciones altamente estresantes y el estilo cognitivo negativo son independientes para explicar la sintomatología depresiva, es decir, una chica que presenta un estilo cognitivo negativo puede llegar a deprimirse, aunque no se dé un evento negativo estresante o sea este objetivamente leve. La rumiación se muestra como factor que podría predecir la aparición de mayores tasas de depresión en las chicas, según Krause *et al.* (2018). Al parecer, la rumiación precede a la aparición de la sintomatología depresiva, sin embargo, en chicos es una consecuencia de dicha sintomatología. Todas estas diferencias deben de tenerse en cuenta en el diseño de programas de prevención de la depresión en adolescentes.

Una prometedora línea de estudio en animales investiga las diferencias de sexo estudiando los circuitos y mecanismos cerebrales. Están identificando diferencias sexuales en los procesos neurobiológicos que subyacen a las características de estos trastornos, incluida la ansiedad por conflictos, el procesamiento del miedo, la excitación, la evitación social, la indefensión aprendida y la anhedonia. Estos hallazgos permiten conceptualizar varios tipos de diferencias sexuales en el cerebro que, a su vez, tienen implicaciones más amplias para considerar al sexo como una variable biológica (Bangasser y Cuarenta, 2021). Otro interesante hallazgo del estudio de Oschry-Bernstein *et al.* (2020) parece indicar que los traumas tempranos son un factor dominante que eclipsa los acontecimientos de la vida más recientes al inicio de la depresión entre los adolescentes, por lo que el foco de la intervención debe de empezar en edades tempranas. Otros factores señalados en los estudios serían la exposición a compañeros deprimidos (Giulietti *et al.*, 2022), respuesta al afecto positivo (Gómez-Baya, Mendoza, Paino, Gillham, 2017) o diferencias en inteligencia emocional (Gómez-Baya, Mendoza, Paino, Gaspar de Matos, 2017).

En lo que respecta a la contribución de nuestro trabajo, es importante reseñar que los últimos veinte años se han caracterizado por una notable toma de conciencia de la importancia de la replicabilidad y reproducibilidad de la investigación psicológica, asociada a la crisis de confianza en los resultados que no se replican (Cesario, 2014; Nelson *et al.*, 2018; Nosek *et al.*, 2022; Schmidt, 2016). En nuestro estudio se justifica la necesidad de comprobar si se replican los resultados de la investigación previa sobre la relación del sexo y la edad con la sintomatología depresiva; sobre todo porque estos resultados pueden cambiar en función del contexto cultural, climático, geográfico, económico y social. Hasta donde sabemos, nuestro estudio es el único a larga escala, realizado en la región de Murcia, sobre la relación entre las mencionadas variables, que ha constatado que la diferencia de sexo en la sintomatología depresiva se inicia en la pubertad y son especialmente acusadas en los casos más graves, así como que la diferencia de edad aparece ya en la adolescencia temprana. El hecho de que se repliquen las diferencias por sexo y edad encontradas en otros estudios refuerza la validez y generalizabilidad de nuestros resultados. La importancia de abordar esta cuestión desde una perspectiva multifuente en la línea señalada por diversos estudios es otra fortaleza del estudio

(Meehan *et al.*, 2008). Como limitaciones del estudio cabe mencionar que la recogida de datos se limitó a los autoinformes del adolescente y a los informes de los padres. Por todo otro lado, el número de padres fue pequeño en comparación al de los adolescentes. Investigaciones futuras deberían llevar a cabo una evaluación multimétodo e incluir también a los profesores (Jaureguizar *et al.*, 2017).

Por último, hay que señalar que existen intervenciones eficaces para tratar y prevenir la depresión en adolescentes y jóvenes que deberían ofrecerse a la población (Cuijpers *et al.*, 2021; Méndez *et al.*, 2021; Sánchez-Hernández *et al.*, 2019), junto a la implementación de políticas sensibles al sexo para promover la igualdad de sexo en la salud (Crespí-Lloréns *et al.*, 2021).

Referencias

- Avenevoli, S., Swendsen, J., He, J. P., Burstein, M. y Merikangas, K. R. (2015). Major depression in the National Comorbidity Survey-Adolescent Supplement: prevalence, correlates, and treatment. *Journal of the American Academy Child and Adolescent Psychiatry*, 54, 37-44. e2. doi: 10.1016/j.jaac.2014.10.010
- Balazs, J., Miklósi, M., Keresztény, A., Apter, A., Bobes, J., Brunner, R., Corcoran, P., Cosman, D., Haring, C., Kahn, J. P., Postuvan, V., Resch, F., Varnik, A., Sarchiapone, M., Hoven, C., Wasserman, C., Carli, V. y Wasserman (2012). D. P-259-Prevalence of adolescent depression in Europe. *European Psychiatry*, 27(1), S1. doi.org/10.1016/S0924-9338(12)74426-7.
- Bangasser, D. A. y Cuarenta, A. (2021). Sex differences in anxiety and depression: circuits and mechanisms. *Nature Reviews Neuroscience* 22, 674-684. doi: 10.1038/s41583-021-00513-0
- Brent, D. A. (2001). Assessment and treatment of the youthful suicidal patient. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 932, 106-128.
- Cesario, J. (2014). Priming, replication, and the hardest science. *Perspectives on Psychological Science*, 9 (1), 40-48.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed). Erlbaum.
- Covey, L. S., Glassman, A. H. y Stetner, F. (1998). Cigarette smoking and major depression. *Journal of Addictive Diseases*, 17, 35-46.
- Crespí-Lloréns, N., Hernández-Aguado, I. y Chilet-Rosell, E. (2021). Have policies tackled gender inequalities in health? A scoping review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(1), 327-339. doi: 10.3390/ijerph18010327
- Crockett, M. A., Martínez, V. y Jiménez-Molina, A. (2020). Subthreshold depression in adolescence: Gender differences in prevalence, clinical features, and associated factors. *Journal of Affective Disorders*, 272, 269-276. doi: 10.1016/j.jad.2020.03.111
- Cuijpers, P., Miguel, C., Ciharova, M., Aalten, P., Batelaan, N., Salemink, E., Spinhoven, P., Struijs, S., de Wit, L., Gentili, C., Ebert, D., Harrer, M., Bruffaerts, R., Kessler, R. C. y Karyotaki, E. (2021). Prevention and treatment of mental health and psychosocial problems in college students: an umbrella review of meta-analyses. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 28(3), 229-244. doi: 10.1037/cps0000030
- Del Barrio, M. V. (2007). *El niño deprimido: causa, evaluación y tratamiento*. Ariel.
- Del Barrio, M. V. (2008). *Tratando... depresión infantil*. Pirámide.
- Del Barrio, V. (2006). La evaluación de la depresión en el niño y el adolescente. En V. E. Caballo (dir.), *Manual para la evaluación clínica de los trastornos psicológicos* (pp. 115-138). Pirámide.
- Del Barrio, V. y Carrasco, M. A. (2004). *CDI. Inventario de depresión infantil*. TEA.

- Del Barrio, V., Colondrón, M.F., De Pablo, C. y Roa, M. L. (1996). Primera adaptación de las escalas de depresión de Reynolds RCDS y RADS a población española. *RIDEP*, 2, 75-100.
- Del Barrio, V., Roa, M. L., Olmedo, M. y Colondrón, F. (2002). Primera adaptación del CDI-S a población española. *Acción Psicológica*, 3, 263-272.
- Domènech, E., Subira, S. y Cuxart, F. (1996). Trastornos del estado de ánimo en la adolescencia temprana. La labilidad afectiva. En J. Buendía (dir.), *Psicopatología en niños y adolescentes: desarrollos actuales* (pp. 265-277). Pirámide.
- Ekbäck, E., Granåsen, G., Svärting, R., Blomqvist, I. y Henje, E. (2021). Clinical effectiveness of training for awareness resilience and action online compared to standard treatment for adolescents and young adults with depression: study protocol and analysis plan for a pragmatic, multi-center randomized controlled superiority trial. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 674583. doi: 10.3389/fpsy.2021.674583
- Ferreira, E., Granero, R., Noorian, Z., Acosta, K. R. y Domènech-Llaberia, E. (2012). Acontecimientos vitales y sintomatología depresiva en población adolescente. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 17(2), 123-135.
- Figueras, A., Amador, J. A., Gómez, J. y Del Barrio, V. (2010). Psychometric properties of the Children's Depression Inventory in community and clinical sample. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(2), 990-999.
- Gallego, A., García-Aguado, J., Pallás, C. R., Rando, A., San Miguel, M. J., Sánchez, F. J., Colomer, J., Cortés, O., Esparza, M. J., Galbe, J. y Mengual, J. M. (2020). Cribado de la depresión mayor en la infancia y adolescencia (parte 1). *Revista Pediátrica de Atención Primaria*, 22, 195-206.
- García-Ramos, J., Lacalle, M., Valbuena, M. C. y Polaino, A. (2018). Educación y relaciones familiares: ansiedad, depresión y otras variables. *Revista Internacional Jurídica y Empresarial*, 1, 21-44.
- Garrison, C. Z., Addy, C. L., Jackson, K. L., McKeown, R. E. y Waller, J. L. (1991). A longitudinal study of suicidal ideation in young adolescents. *Journal of the American Academy of Child Adolescent Psychiatry*, 30, 597-603.
- Gili, M., Roca, M., Basu, S., McKee, M. y Stuckler, D. (2013). The mental health risks of economic crisis in Spain: evidence from primary care centres, 2006 and 2010. *European Journal of Public Health*, 23, 103-108.
- Giulietti, C., Vlassopoulos, M., Zenou, Y. (2022). Peers, gender, and long-term depression. *European Economic Review*, 144, 104084. doi: 10.1016/j.eurocorev.2022.104084.
- Gómez-Baya, D., Mendoza, R., Paino, S., Gaspar de Matos, M. (2017). Perceived emotional intelligence as a predictor of depressive symptoms during mid-adolescence: a two-year longitudinal study on gender differences. *Personality and Individual Differences*, 104, 303-312. doi: 10.1016/j.paid.2016.08.022
- Gómez-Baya, D., Mendoza, R., Paino, S., Gillham, J. E. (2017). A two-year longitudinal study of gender differences in responses to positive affect and depressive symptoms during middle adolescence. *Journal of Adolescence*, 56, 11-23. doi: 10.1016/j.adolescence.2017.01.005
- Gotlib, I. H., Lewinsohn, P. M. y Seeley, J. R. (1995). Symptoms versus diagnosis of depression: differences in psychosocial functioning. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63, 90-100.
- Grupo de Trabajo de la Actualización de la Guía de Práctica Clínica sobre la Depresión Mayor en la Infancia y la Adolescencia (2018). *Guía de práctica clínica sobre la depresión mayor en la infancia y la adolescencia. Actualización*. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, Unidad de Asesoramiento Científico-Técnico (Avalia-t).
- Hankin, B. L., Abramson, L. Y., Moffitt, T. E., Silva, P. A., McGee, R. y Angell, K. E. (1998). Development of depression from preadolescence to young adulthood: emerging gender

- differences in a 10-year longitudinal study. *Journal of Abnormal Psychology*, 107(1), 128-140.
- Inchausti, F. (2021). Tratamiento psicológico para la depresión en la infancia y adolescencia. En E. Fonseca (dir.), *Manual de tratamientos psicológicos. Infancia y adolescencia* (pp. 501-525). Pirámide.
- Jaureguizar, J., Bernaras, E. y Garaigordobil, M. (2017). Child depression: prevalence and comparison between self-reports and teacher reports. *The Spanish Journal of Psychology*, 20, e17, 1-10. doi: 10.1017/sjp.2017.14
- Kann, L., Kinchen, S. A., Williams, B. I., Ross, J. G., Lowry, R., Grunbaum, J. A., Blumson, P. S., Collins, J. L. y Kolbe, J. L. (2000). Youth risk behavior surveillance-United States, 1999. State and local YRBSS coordinators. *Journal of School Health*, 70, 271-85.
- Kovacs, M. (1992). *Manual of the Children's Depression Inventory*. Multi-Heath Systems.
- Krause, E. D., Vélez, C. E., Woo, R., Hoffmann, B., Freres, D. R., Abenavoli, R. M. y Gillham, J. E. (2018). Rumination, depression, and gender in early adolescence: a longitudinal study of a bidirectional model. *The Journal of Early Adolescence*, 38(7), 923-946. doi: 10.1177/0272431617704956
- Lawrence, D., Johnson, S., Hafekost, J., Boterhoven de Haan, K., Sawyer, M., Ainley, J. y Zubrick, S. R. (2015). *The mental health of children and adolescents. Report on the second Australian child and adolescent survey of mental health and wellbeing*. Department of Health.
- Lipsey, M. W. y Wilson, D. B. (2001). *Practical meta-analysis*. Sage.
- Meltzer, H., Gatward, R., Goodman, R. y Ford, T. (2000). *The mental health of children and adolescents in Great Britain*. The Stationary Office.
- Méndez, F. X. (2011). *El niño que no sonríe: estrategias para superar la tristeza y la depresión infantil*. Pirámide.
- Méndez, J., Sánchez-Hernández, Ó., Garber, J., Espada, J. P. y Orgilés, M. (2021). Psychological treatments for depression in adolescents: more than three decades later. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(9), 4600. doi: 10.3390/ijerph18094600
- Meyer, A. E. y Curry, J. F. (2020). Moderators of treatment for adolescent depression. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 50, 486-497. doi: 10.1080/15374416.2020.1796683
- Mezulis, A. H., Funasaki, K. S., Charbonneau, A. M. y Hyde, J. S. (2010). Gender differences in the cognitive vulnerability-stress model of depression in the transition to adolescence. *Cognitive Therapy Research*, 34(6), 501-513. doi: 10.1007/s10608-009-9281-7
- Nelson, L. D., Simmons, J. y Simonsohn, U. (2018). Psychology's renaissance. *Annual Review of Psychology*, 69, 511-534.
- Nosek, B. A., Hardwicke, T. E., Moshontz, H., Allard, A., Corker, K. S., Dreber, A., Fidler, F., Hilgard, J., Kline Struhl, M., Nuijten, M. B., Rohrer, J. M., Romero, F., Scheel, A. M., Scherer, L. D., Schönbrodt, F. D. y Vazire, S. (2022). Replicability, robustness, and reproducibility in psychological science. *Annual Review of Psychology*, 73, 719-748. doi: 10.1146/annurev-psych-020821-114157
- Olmedo, M., Del Barrio, V. y Santed, M. (2000). Valoración de padres y maestros de las emociones negativas en la adolescencia: concordancia de fuentes y percepción de cambio. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 53(4), 717-731.
- Oschry-Bernstein, N., Horesh-Reinman, N., Avnon, A., Mevorach, T., Apter, A. y Fennig, S. (2020). The relationship between life events and personality style to the development of depressive and anxiety disorders among adolescents. *Adolescent Psychiatry*, 10(4), 300-316. doi: 10.2174/2210676610999201208214837
- Pu, J., Zhou, X., Liu, L., Zhang, Y., Yang, L., Yuan, S., Zhang, H., Han, Y., Zou, D. y Xie, P. (2017). Efficacy and acceptability of interpersonal psychotherapy for depression in

- adolescents: a meta-analysis of randomized controlled trials. *Psychiatry Research*, 253, 226-232. doi: 10.1016/j.psychres.2017.03.023
- Rey, J. M., Bella-Awusah, T. T. y Liu, J. (2015). Depression in children and adolescents. En J. M. Rey (dir.), *IACAPAP e-textbook of child and adolescent mental health* (pp. 1-36). International Association for Child and Adolescent Psychiatry and Allied Professions.
- Reynolds, W. M. (2002). *Reynolds Adolescent Depression Scale* (2ª ed.) *Professional manual*. Psychological Assessment Resources.
- Ruiz-Cárdenas, C. T., Jiménez-Flores, J. y García-Méndez, M. (2020). Factores del ambiente familiar predictores de depresión en adolescentes escolares: análisis por sexo. *Revista Digital Internacional de Psicología y Ciencia Social*, 6, 104-122. doi: 10.22402/j.rdiipycs.unam.6.1.2020.197.104-122
- Salk, R. H., Hyde, J. S. y Abramson, L. Y. (2017). Gender differences in depression in representative national samples: meta-analyses of diagnoses and symptoms. *Psychological Bulletin*, 143(8), 783-822. doi: 10.1037/bul0000102
- Salk, R. H., Petersen, J. L., Abramson, L. Y. y Hyde, J. S. (2016). The contemporary face of gender differences and similarities in depression throughout adolescence: development and chronicity. *Journal of Affective Disorders*, 205, 28-35. doi: 10.1016/j.jad.2016.03.071.
- Sánchez-Hernández, O. (2012). *Eficacia de sendas intervenciones de psicología positiva para la promoción del bienestar y la depresión infantil y de la depresión adolescente* [Tesis doctoral no publicada]. Universidad de Murcia, España.
- Sánchez-Hernández, O., Méndez, F. X., Ato, M. y Garber, J. (2019). Prevention of depressive symptoms and promotion of well-being in adolescents: a randomized controlled trial of the Smile Program. *Anales de Psicología*, 35, 300-313. doi: 10.6018/analesps.35.2.342591
- Sánchez-Hernández, O. y Méndez, J. (2018). Estatus social y sintomatología depresiva en la adolescencia. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 26(3), 513-528.
- Schmidt, S. (2016). Shall we really do it again? The powerful concept of replication is neglected in the social sciences. En A. E. Kazdin (dir.), *Methodological issues and strategies in clinical research* (pp. 581-596). American Psychological Association.
- Shore, L., Toumbourou, J. W., Lewis, A. J. y Kremer, P. (2018). Review: longitudinal trajectories of child and adolescent depressive symptoms and their predictors - A systematic review and meta-analysis. *Child and Adolescent Mental Health*, 23(2), 107-120. doi: 10.1111/camh.12220
- Stone, L. B., Gibb, B. E. y Coles, M. E. (2010). Does the hopelessness theory account for sex differences in depressive symptoms among young adults? *Cognitive Therapy and Research*, 34(2), 177-187. doi: 10.1007/s10608-009-9241-2
- Tabares, A. S., Núñez, C., Manrique, V. E., Osorio, M. P. y Aguirre, A. M. (2019). Predictores psicológicos del riesgo suicida en estudiantes universitarios. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 27(3), 391-413.
- Twenge, J. M. y Nolen-Hoeksema, S. (2002). Age, gender, race, socioeconomic status, and birth cohort difference on the Children's Depression Inventory: a meta-analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, 111, 578-588.
- Weersing, V. R., Jeffreys, M., Do, M. T., Schwartz, K. T. y Bolano, C. (2017). Evidence base update of psychosocial treatments for child and adolescent depression. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 46, 11-43. doi: 10.1080/15374416.2016.1220310
- Weissman, M. M., Wolk, S., Goldstein, R. B., Moreau, D., Adams, P., Greenwald, S., Klier, C. M., Ryan, N. D., Dahl, R. E. y Wickramaratne, P. (1999). Depressed adolescents grown up. *Journal of the American Medical Association*, 281(18), 1707-1713.

- Wittchen, H.-U., Jacobi, F., Rehm, J., Gustavsson, A., Svensson, M., Jönsson, B., Olesen, J., Allgulander, C., Alonso, J., Faravelli, C., Fratiglioni, L., Jennum, P., Lieb, R., Maercker, A., van Os, J., Preisig, M., Salvador-Carulla, L., Simon, R. y Steinhausen, H. C. (2011). The size and burden of mental disorders and other disorders of the brain in Europe 2010. *European Neuropsychopharmacology*, 21(9), 655-679. doi: 10.1016/j.euroneuro.2011.07.018
- Zheng, H. y Jia, C. (2022). Gender differences in the association of depression trajectories with executive and memory functions: evidence from the longitudinal study of the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (2004-2017). *Journal of Psychiatric Research*, 149, 177-184. doi: 10.1016/j.jpsychires.2022.03.007.

RECIBIDO: 19 de enero de 2022

ACEPTADO: 25 de marzo de 2022