



Características psicométricas de la *Reynolds Adolescent Depression Scale* en población comunitaria y clínica¹

Anna Figueras-Masip (*Generalitat de Catalunya, España*),
Juan Antonio Amador-Campos² (*Universitat de Barcelona, España*) y
Maribel Perú-Cebollero (*Universitat de Barcelona, España*)

(Recibido 28 de marzo 2006 / Received March 28, 2006)

(Aceptado 31 de mayo 2007 / Accepted May 31, 2007)

RESUMEN. En este estudio instrumental se analiza la estructura factorial de la *Reynolds Adolescent Depression Scale (RADS)* mediante análisis factorial confirmatorio. Se prueban tres modelos: un modelo unifactorial, un modelo de cuatro factores y un tercer modelo de cinco factores. Los tres modelos presentan un buen ajuste, pero se escoge el modelo unifactorial por ser el más parsimonioso. Se presentan datos normativos para la *RADS* en su versión bilingüe, castellano y catalán, en una muestra comunitaria de 1.384 participantes (649 varones y 735 mujeres) y en una muestra clínica de 217 participantes (95 varones y 122 mujeres) con edades comprendidas entre los 11 y los 18 años. Las puntuaciones medias encontradas son inferiores a las de las muestras americanas utilizadas en la baremación. En general, las mujeres obtienen puntuaciones directas superiores a los varones. La fiabilidad de la *RADS*, tanto la consistencia interna como la correlación test-retest, es elevada, para la muestra comunitaria y la muestra clínica. El alfa de Cronbach oscila entre 0,88 (test, muestra comunitaria) y 0,90 (retest, muestra comunitaria) y es de 0,91 en la fase de test de la muestra clínica. La fiabilidad test-retest es de 0,82 en la muestra comunitaria y de 0,84 en la muestra clínica.

¹ Esta investigación se ha realizado, en parte, dentro del proyecto SEJ2005-09144-C02-01/PSIC del Ministerio de Educación y Ciencia, y del grupo de investigación consolidado por la Generalitat de Catalunya, 2005SGR 00365.

² Correspondencia: Departament de Personalitat, Avaluació i Tractament Psicològic. Facultat de Psicologia. Universitat de Barcelona. Passeig de la Vall d'Hebron, 171. 08035 Barcelona (España). E-mail: jamador@ub.edu

PALABRAS CLAVE. RADS. Depresión. Adolescencia. Evaluación. Estudio instrumental.

ABSTRACT. The factorial structure of the Reynolds Adolescent Depression Scale (RADS) analysed through the factorial confirmatory analysis is presented. Three models are proved: unifactorial model, four factors model and five factors model. The three models show a good fit, but the unifactorial model has been selected because is the most parsimonious of the three. Normative data of RADS in their bilingual version, in Spanish and Catalan, are presented in this study. A community sample of 1,384 participants (649 boys and 735 girls) and a clinical sample of 217 participants (95 boys and 122 girls) between 11 and 18 years old were assessed. The mean scores obtained are inferior to the American scores. Girls score higher than boys. The reliability coefficients are good for both samples. Cronbach' alpha range from .88 (test, community sample) to .90 (retest, community sample), and is .91 in the clinical sample. The test-retest reliability is .82 in community sample and .84 in clinical sample.

KEYWORDS. RADS. Depression. Adolescente. Assessment. Instrumental study.

La depresión es uno de los principales problemas de salud mental de la sociedad actual. En los últimos años ha habido un interés creciente en el área de la evaluación de la depresión infanto-juvenil (Díez Zamorano, 2003). La depresión se manifiesta mediante un conglomerado de síntomas que incluyen pérdida de interés hacia las actividades que se realizan normalmente, baja autoestima, aislamiento social, fatiga, llanto, trastornos del sueño y de la alimentación, e impulsos auto destructivos (Dowd, 2004). En niños y adolescentes, los síntomas depresivos se expresan, además, como irritabilidad, dificultades para seguir con eficacia las demandas escolares, para enfrentarse a los problemas familiares o para interactuar de forma efectiva con los compañeros. También es frecuente que aparezcan en el transcurso del trastorno depresivo alteraciones de la conducta, agresión y delincuencia (Puig-Antich, 1982), consumo de drogas y promiscuidad sexual (Garber, 1984; Rutter, 1986), déficit cognitivos y disminución del rendimiento en el trabajo escolar (Kaslow, Rhem y Siegel, 1984; Simons y Miller, 1987).

Reynolds (1994) señala que la depresión en adolescentes muchas veces es olvidada, ignorada o vista como síntoma de otros problemas. Además, los cambios de humor, el aislamiento, los cambios en la alimentación y en el sueño, las dificultades de concentración, reducción de la actividad, fatiga e irritabilidad pueden ser vistos como normales dentro del comportamiento adolescente. Muchos adolescentes muestran los síntomas arriba enumerados, pero éstos ocurren en unos niveles que no interfieren el funcionamiento diario y la adaptación. A pesar de este hecho, existe un grupo de adolescentes cuyos cambios en el estado de ánimo, comportamiento y funcionamiento indican la presencia de una alteración psicopatológica. Ante esta situación se hace necesario establecer e identificar con claridad la sintomatología depresiva que indica la presencia de esta alteración (Herman, Merrell y Reinke, 2004).

Fleming y Offord (1990) revisaron estudios sobre prevalencia de la depresión en niños y adolescentes e informaron de una tasa del 2% en la infancia y de un 4% a un 8% en la adolescencia. Las tasas de prevalencia de la depresión están asociadas a la edad y el sexo (Birmaher *et al.*, 1996). En la edad infantil la prevalencia de la depresión en niños y niñas es equivalente; en la adolescencia la ratio es de dos mujeres por cada varón, tasas semejantes a las que se encuentran en población adulta.

En los últimos años se ha hecho un considerable esfuerzo para diseñar y mejorar los instrumentos de evaluación de los trastornos afectivos en niños y adolescentes. Se ha creado una amplia variedad de instrumentos que incluyen desde medidas de autoinforme hasta entrevistas estructuradas, pasando por métodos de observación conductuales y heteroinformes de padres, profesores e iguales (Chrisman, Egger, Compton, Curry y Goldston, 2006; Costello, 1986; Domènech, Araneda, Xifró y Riba, 2003; Kazdin, 1981; Kazdin y Petti, 1982; Petti, 1985). A pesar de este hecho, los instrumentos existentes de evaluación de la sintomatología depresiva en adolescentes en castellano y catalán son reducidos. Los más conocidos son la *Children's Depression Scale (CDS)* (Tisher y Lang, 1978) y el *Children's Depression Inventory (CDI)* (Del Barrio y Carrasco, 2004), aunque sólo se han adaptado en castellano. En este estudio se plantea la necesidad de tener instrumentos útiles y válidos de evaluación de la sintomatología depresiva en niños y adolescentes en población catalana, traducidos y adaptados a castellano y catalán. Con este objetivo se ha seleccionado la *Reynolds Adolescent Depression Scale (RADS)* (Reynolds, 1987, 2002), instrumento de autoevaluación de la depresión en adolescentes.

La *RADS* es una de las pruebas más utilizadas para evaluar sintomatología depresiva en adolescentes. La primera (Reynolds, 1987) y la segunda versión (Reynolds, 2002) mantienen el enunciado de los ítems y el formato de recogida de las respuestas, aunque la segunda presenta nuevas muestras de estandarización y cuatro subescalas. La *RADS* está dirigida a adolescentes de edades comprendidas entre los 13 y los 18 años en la primera versión, y entre 11 y 20 años en la segunda versión. Se elaboró teniendo en cuenta los síntomas que el *DSM-III* (American Psychiatric Association, 1980) establecía para la depresión mayor y la distimia, y los síntomas de los *Research Diagnostic Criteria (RDC)* (Spitzer, Endicott y Robins, 1978). No proporciona un diagnóstico formal de depresión de acuerdo con los criterios diagnósticos establecidos (*DSM-IV-TR*) (American Psychiatric Association, 2000). Fue diseñada para ser usada como prueba de cribado en la identificación de la sintomatología depresiva en adolescentes en el ámbito escolar y clínico, para investigación y para la evaluación de los resultados de los tratamientos. Ha sido administrada en diversos estudios como medida de la sintomatología depresiva en muestras comunitarias y clínicas de adolescentes de diferentes países, entre ellos Estados Unidos (Anderson y Reynolds, 1988; Brown, 1985; Carey, Finch y Carey, 1991; Dalley, 1985; Dalley, Bolocofsky, Alcorn y Baker, 1992; Kahn, Kehel y Jenson, 1987; Lapsley, Flanner, McGinnis y Krug, 1984; Reinecke y Schultz, 1995; Reynolds, 1987, 2002; Reynolds y Coats, 1982; Reynolds y Mazza, 1998; Reynolds y Miller, 1989; Schonert-Reichl, 1994; Shain, Naylor y Alesi, 1990; Sullivan, 1985), Francia (Baron y De Champlain, 1990; Campbell, Byrne y Baron, 1992, 1994) y España (Del Barrio, Colodrón, De Pablo y Roa, 1996; Figueras, Amador y Cano, 2001).

Las medias de la RADS oscilan entre 52,19 y 62,60 en muestras anglosajonas (Campbell *et al.*, 1992; Dalley, 1985; Lapsley *et al.*, 1984; Reynolds, 1987, 2002; Reynolds y Mazza, 1998; Sullivan, 1985). En muestras españolas (Del Barrio *et al.*, 1996; Figueras *et al.*, 2001) estas medias son inferiores (entre 45,58 y 51,77). En todos estos estudios se han encontrado diferencias significativas según el sexo, siendo las mujeres las que puntúan más alto. El punto de corte (centil 90) establecido por Reynolds (1987) en la primera versión del instrumento, con población americana, está en una puntuación directa de 77. En la segunda versión el punto de corte se establece en una puntuación directa de 79 (centil 90). En estudios realizados con adolescentes en España (Del Barrio *et al.*, 1996) el punto de corte se ha reducido a 66, puntuación que corresponde a los centiles 96 y 97.

La fiabilidad (consistencia interna y test-retest) de la RADS oscila entre 0,91 y 0,96 en muestras de adolescentes comunitarios y clínicos con diagnóstico de depresión (Anderson *et al.*, 1988; Dalley *et al.*, 1992; Reynolds, 1987, 2002; Reynolds y Coats, 1982; Reynolds y Miller, 1989; Schonert-Reichl, 1994). Reynolds (1987) recoge coeficientes de consistencia interna comprendidos entre 0,92 y 0,96, obtenidos en estudios realizados con participantes entre los 13 y los 18 años. La consistencia interna es de 0,92 y la fiabilidad test-retest es 0,80 (a las seis semanas), 0,79 (a los tres meses) y 0,63 (al año), según Reynolds (1987). En la segunda versión (Reynolds, 2002) los coeficientes de consistencia interna son de 0,92 y 0,93, y la fiabilidad test-retest se situó entre 0,85 y 0,89 (a las dos semanas). En castellano, los datos encontrados indican unos valores de consistencia interna entre 0,81 y 0,89, y unos valores de fiabilidad test-retest de 0,82 y de 0,78 (Del Barrio *et al.*, 1996; Figueras *et al.*, 2001). En cuanto a la validez concurrente, diferentes estudios muestran grados de congruencia elevados entre la RADS y el CDI. Las correlaciones entre CDI y RADS oscilan entre 0,62 y 0,73 (Matson y Nieminen, 1987; Reynolds, 1987). En población española, Del Barrio *et al.* (1996) encontraron una correlación entre CDI y RADS de 0,78. La RADS presenta también una buena validez convergente con otras medidas de depresión, como el *Beck Depression Inventory (BDI)* (Beck, Ward, Mendelson, Mock y Erbaugh, 1961), la *Center for Epidemiological Studies - Depression Scale (CES-D)* (Radloff, 1977) y la *Zung Self-Rating Depression Scale* (Zung, 1965), con valores comprendidos entre 0,71 y 0,89 (Reynolds, 1987). También se ha estudiado la validez concurrente con entrevistas clínicas semiestructuradas de depresión (King *et al.*, 1997; Reinecke y Shultz, 1995, Reynolds, 2002). Los estudios sobre la estructura factorial de la RADS son escasos. Reynolds (1987) encontró cinco factores en una muestra comunitaria de 2.460 participantes: *Estado de ánimo depresivo*, *Preocupación*, *Quejas somáticas*, *Anhedonia* y *Autodesprecio*. En la segunda versión se ha estructurado el autoinforme en cuatro factores: *Disforia*, *Anhedonia*, *Autoevaluación negativa* y *Quejas somáticas*. Otros estudios con la versión francesa (Campbell *et al.*, 1994) han encontrado cinco factores etiquetados como *Somatizaciones*, *Anhedonia*, *Cognición*, *Visión negativa de uno mismo* y *Soledad*.

El objetivo de este estudio instrumental (Montero y León, 2007), que en su elaboración ha seguido las pautas de Carretero-Dios y Pérez (2007), es analizar la estructura factorial de la RADS mediante análisis factorial confirmatorio y presentar las características psicométricas de la versión bilingüe en población adolescente española.

Método

Muestra

Se ha evaluado una muestra comunitaria de 1.384 participantes en la fase de test y de 1.236 en la fase de retest, con edades comprendidas entre 11 y 16 años. Los participantes proceden de siete escuelas públicas y concertadas de la provincia de Barcelona, escolarizados entre primero y cuarto de Educación Secundaria Obligatoria (ESO). El 53,20% de la muestra son mujeres (735) y el 46,70% varones (649). Se seleccionó al azar una escuela de cada distrito de la ciudad de Barcelona y cuatro escuelas del área de influencia de los centros de salud mental infantil y juvenil en los que se recogió la muestra clínica. Siete escuelas accedieron a la realización del estudio (cinco de la Ciudad Condal y dos de la provincia de Barcelona). La distribución de la muestra evaluada en la fase de test y retest, según curso y sexo, se recoge en la Tabla 1.

TABLA 1. Distribución de la muestra comunitaria en test y retest según curso y sexo.

<i>Curso</i>	<i>Test</i>			<i>Retest</i>		
	<i>Varones</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Total</i>	<i>Varones</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Total</i>
1º ESO	181	181	362	159	161	320
2º ESO	136	153	289	121	142	263
3º ESO	190	211	401	169	191	360
4º ESO	142	190	332	126	167	293
Total	649	735	1.384	575	661	1.236

La muestra clínica está formada por 217 participantes (122 mujeres, 56,20%, y 95 varones, 43,70%) de edades comprendidas entre 11 y 18 años. Los participantes cursaban de primero a cuarto de Educación Secundaria Obligatoria (ESO) y primero de Bachillerato. Se recogió en dos centros de salud mental infantil y juvenil de la provincia de Barcelona. La recogida de datos se realizó durante la entrevista de acogida al centro de salud mental infantil y juvenil, y se realizó por un psicólogo; estos niños y adolescentes no tenían un diagnóstico clínico en el momento de la recogida de los datos.

El nivel socioeconómico, calculado según el índice de Hollingshead (1975), de la muestra comunitaria es el siguiente: alto 20,40%, medio-alto 15,10%, medio 26%, medio-bajo 32,20%, y bajo 5,40%; el nivel de la muestra clínica es: alto 0%, medio-alto 12,10%, medio 9,10%, medio-bajo 66,70% y bajo 12,10%.

Instrumentos

- La *RADS* está formada por 30 ítems y utiliza un formato de respuesta tipo Likert (1: *casi nunca*; 2: *algunas veces*; 3: *bastantes veces*; 4: *casi siempre*). El formato de respuesta evalúa la frecuencia de los síntomas que son signos positivos de sintomatología depresiva. Los ítems se puntúan de 1 a 4, excepto siete de ellos que son inconsistentes con síntomas de depresión y se puntúan al revés (ítems 1, 5, 10, 12, 23, 25 y 29); en estos ítems una respuesta negativa indica psicopatología. La puntuación total de la *RADS* puede ir de 30 a 120 puntos. Puede ser administrada de forma individual o colectiva, así como oralmente a adolescentes con dificultades lectoras o con retraso del desarrollo. La Tabla 2 recoge el contenido de cada uno de los ítems. Anexo 1.

TABLA 2. Contenido de los ítems de la *RADS*.

Ítem	Contenido	Ítem	Contenido	Ítem	Contenido
1	Disforia	11	Quejas somáticas	21	Autocompasión
2	Ansiedad escolar	12	Baja autoestima	22	Ira
3	Soledad	13	Desaliento	23	Reducción del habla
4	Sentimientos de rechazo	14	Autolesiones	24	Trastornos del sueño
5	Autodesprecio	15	Baja autoestima	25	Anhedonia en general
6	Aislamiento social	16	Irritabilidad	26	Preocupación
7	Tristeza	17	Pesimismo	27	Quejas somáticas
8	Llanto	18	Fatiga	28	Pérdida de interés
9	Desprecio	19	Auto reproches	29	Trastornos de la alimentación
10	Anhedonia	20	Auto desprecio	30	Desesperanza

- El *Children's Depression Inventory (CDI)* (Kovacs, 1992) está formado por 27 ítems que evalúan sintomatología depresiva. Cada uno de los ítems tiene tres opciones de respuesta, que puntúan con 0 (*ausencia de sintomatología*), 1 (*sintomatología leve*) ó 2 (*sintomatología grave*). La puntuación total puede ir de 0 a 54 puntos. La mitad de los ítems empiezan con la opción que refleja mayor severidad del síntoma, y en el resto la secuencia de presentación está invertida. Del Barrio y Carrasco (2004) han traducido y adaptado el CDI al castellano.
- El *Youth Self Report (YSR)* (Achenbach, 1991) consta de dos partes: la primera de ellas (adaptación social) está formada por 17 ítems que evalúan diferentes aspectos de la adaptación social y escolar del niño o adolescente; la segunda parte consta de 103 ítems que evalúan alteraciones psicopatológicas, con un formato con tres alternativas de respuesta: 0 (*no es verdad*), 1 (*es algo cierto o verdad a veces*) y 2 (*muy verdadero o frecuentemente verdad*). Estos 103 ítems se agrupan en ocho escalas de banda estrecha (*Aislamiento, Ansiedad/depresión, Quejas somáticas, Problemas sociales, Problemas de atención, Problemas de pensamiento, Agresividad y Delincuencia*) y en dos escalas de banda ancha (*Internalización y Externalización*). En este trabajo sólo se tienen en cuenta las puntuaciones de la segunda parte.

Procedimiento

Los datos que se presentan en este estudio forman parte de una investigación más amplia que ha evaluado sintomatología depresiva en niños y adolescentes. El procedimiento de evaluación realizado ha seguido el modelo de multiestadio de Reynolds (1986). Este procedimiento comprende tres estadios para identificar adolescentes depresivos. Las primeras dos fases del procedimiento implican la administración de instrumentos de autoevaluación de la sintomatología depresiva en dos momentos temporales distantes entre dos y tres semanas (fases de test y retest), periodo mínimo establecido en el criterio A del DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2000) para el episodio depresivo mayor. En la tercera parte, aquellos participantes que superan el punto de corte en el test y en el retest se evalúan de forma más extensa, recogiendo información de diferentes informantes (padres y profesores), mediante diversos métodos (entrevistas y heteroinformes).

El procedimiento de evaluación, para ambos grupos, fue aprobado por la Comisión Deontológica del Colegio de Psicólogos de Cataluña (COPC) y por las direcciones de las escuelas que colaboraron en el estudio, así como por los equipos de Psicología de los centros clínicos participantes. Para la muestra comunitaria se obtuvo el consentimiento informado de los padres de los participantes a través de una carta enviada desde la dirección del colegio. Los padres de los participantes de la muestra clínica dieron su consentimiento el día de la entrevista de acogida, y los niños y adolescentes aceptaron participar en el estudio.

La recogida de datos de la muestra comunitaria fue anónima y colectiva, en grupos de 20 estudiantes. Se realizó durante las horas de tutoría por dos psicólogos con la presencia del tutor en el aula. Los participantes indicaban el sexo y la fecha de nacimiento en los protocolos y, a partir de estos datos, se emparejaron, para cada aula, los cuestionarios de las fases de test y retest.

A todos los participantes de las muestras comunitaria y clínica se les administraron la *RADS* y el *CDI*. Además, a un grupo de 46 participantes, de ambas muestras, que superaron el punto de corte establecido para la *RADS* en las fases de test y retest, se les administró también el *YSR*.

En este trabajo se presentan únicamente los resultados obtenidos en la *RADS* en las fases de test y retest para la muestra comunitaria y de test para la muestra clínica, además de las correlaciones con el *CDI* y el *YSR*.

El procedimiento de traducción y adaptación de la *RADS* ha sido el siguiente (Brislin, 1986; Brislin, Lonner y Thorndike, 1973; Candell y Hulin, 1987): a) traducción directa del cuestionario del inglés al castellano y del inglés al catalán por dos traductores expertos y con conocimientos de evaluación psicológica y psicopatológica; b) comparación de las traducciones para evaluar las diferencias de interpretación; c) *back translation* del catalán y castellano al inglés, por otros traductores expertos; d) cotejo de las versiones directas y las *back translations* por personas bilingües para comprobar la equivalencia conceptual y semántica de los enunciados; y e) redacción definitiva de la versión que se presenta en este trabajo. La *RADS* se ha administrado en una versión bilingüe castellano-catalán. Este formato se escogió por la experiencia de trabajos anteriores (Abad y Amador, 1991; Abad y Forns, 1991a, 1991b) con cues-

tionarios que evalúan alteraciones psicopatológicas en los que se comprobó que la versión bilingüe facilita la comprensión del enunciado.

Análisis de datos

Con el objetivo de confirmar la estructura factorial propuesta por Reynolds (1987, 2002), se han analizado tres modelos factoriales mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa *EQS* versión 6.1 (Bentler y Wu, 2002). Dada la naturaleza de los ítems (escala tipo Likert y distribución sesgada de los ítems), el método de estimación de parámetros utilizado ha sido el *ERLS* (*Elliptic Robust Least Square Method*) (Bentler y Dijkstra, 1985). En los tres casos se ha fijado la varianza de los factores a 1, con el fin de proporcionar la escala de medida de los mismos; en el caso de la estructura de 4 y de 5 factores, se ha hecho el análisis bajo el supuesto de factores correlacionados entre sí. El primer modelo agrupa todos los ítems en un factor; el segundo modelo consta de los cuatro factores propuestos por Reynolds (2002) y el tercer modelo está formado por los cinco factores propuestos por Reynolds (1987). La Tabla 3 recoge los ítems que forman cada factor.

TABLA 3. Ítems que saturan en los modelos de cuatro y cinco factores de la *RADS* según Reynolds (1987, 2002).

<i>Modelo de 4 factores</i>		<i>Modelo de 5 factores</i>	
<i>Factor</i>	<i>Ítems</i>	<i>Factor</i>	<i>Ítems</i>
1	7, 8, 3, 16, 26, 6, 2, 21	1	4, 9, 13, 14, 20, 30
2	25, 10, 1, 12, 23, 29, 5	2	2, 3, 6, 7, 8, 15, 16, 17, 21, 26
3	13, 14, 20, 4, 9, 30, 19, 15	3	11, 18, 19, 22, 24, 27, 28
4	27, 11, 18, 24, 28, 22, 17	4	1, 10, 23, 25
		5	5, 12

Para analizar las interacciones entre curso y sexo de las puntuaciones de la *RADS* en la fase de test y retest de la muestra comunitaria se ha realizado un MANOVA de medidas repetidas. La fiabilidad se estudia mediante el alfa de Cronbach y test-retest. Para la muestra clínica, las diferencias según curso y sexo se estudian mediante la *U* de Mann-Witney y la *H-Kruskal-Wallis*.

Resultados

Muestra comunitaria

Análisis factorial confirmatorio

La Tabla 4 muestra los índices de ajuste para los tres modelos analizados en el AFC. Como se puede observar, el valor de la χ^2 como índice de bondad de ajuste indica que no hay un buen ajuste, aunque de todos modos este indicador es muy sensible al tamaño de muestra (Bentler y Bonett, 1980). Los otros indicadores muestran un buen

ajuste en los tres modelos estudiados, dado que los índices *BBNFI*, *BBNNFI*, *CFI* e *IFI* son superiores a 0,90 y *RMSEA* es inferior a 0,08.

TABLA 4. Índices de ajuste para las estructuras factoriales de uno, cuatro y cinco factores.

<i>Índice de ajuste</i>	<i>Un factor</i>	<i>Cuatro factores</i>	<i>Cinco factores</i>	
χ^2	2218,47 g.l. = 405 $p < 0,001$	1914,68 g.l. = 399 $p < 0,001$	1515,51 g.l. = 367 $p < 0,001$	
BBNFI	0,90	0,91	0,93	
BBNNFI	0,91	0,92	0,94	
CFI	0,92	0,93	0,94	
IFI	0,92	0,93	0,94	
RMR	0,03	0,02	0,03	
SRMR	0,06	0,05	0,06	
RMSEA	0,05 IC: 0,05-0,06	0,05 IC: 0,05- 0,05	0,04 IC: 0,04-0,05	
<i>Comparación de los modelos jerárquicos</i>				
	<i>TLI</i>	$\Delta\chi^2$	$\Delta\chi^2$ d.f.	<i>p</i>
1-4	0,15	303,78	6	< 0,001
1-5	0,30	702,95	38	< 0,001

NOTA. χ^2 : chi cuadrado; g.l.: grados de libertad; p : nivel de significación, *BBNFI*: índice normado de Bentler-Bonett; *BBNNFI*: índice no normado de Bentler-Bonett; *CFI*: índice comparativo de ajuste; *IFI*: índice de ajuste de Bollen; *RMR*: raíz cuadrada de la media cuadrática del residual; *SRMR*: raíz cuadrada de la media cuadrática del residual estandarizado, *RMSEA*: raíz cuadrada de la media cuadrática del error de aproximación; IC: intervalo de confianza al 90%; *TLI*: índice de Tucker-Lewis para la comparación de los modelos.

En los tres modelos, todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, oscilando los valores de estos coeficientes estandarizados entre 0,73 y 0,98 para el modelo unifactorial, entre 0,67 y 0,97 para el modelo de cuatro factores y entre 0,03 y 0,73 para el modelo de cinco factores. De todos modos, cabe destacar que en el modelo unifactorial no se ha llegado a la convergencia del modelo hasta la iteración 212, aumentando drásticamente el número de iteraciones necesarias para el de cuatro y el de cinco factores (395 y 415 iteraciones respectivamente).

La Tabla 5 muestra las correlaciones entre los factores para las estructuras de cuatro y de cinco factores. Como se puede observar, todas las correlaciones son medias-altas a excepción en las que está implicado el cuarto factor, en el modelo de cinco factores, que son moderadas o bajas.

TABLA 5. Matriz de correlaciones entre los factores para las estructuras de cuatro y cinco factores.

<i>Estructura de cuatro factores</i>				<i>Estructura de cinco factores</i>						
<i>Factores</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>Factores</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>
1					1					
2	0,70				2	0,87				
3	0,86	0,69			3	0,80	0,81			
4	0,83	0,56	0,82		4	0,31	0,41	0,24		
					5	0,76	0,65	0,50	0,41	

A pesar de que el índice de χ^2 de comparación de modelos jerárquicos indica que los modelos de cuatro y cinco factores muestran un mejor ajuste respecto al unifactorial, dado que el incremento de χ^2 es estadísticamente significativo, el índice de Tucker-Lewis muestra que esta mejora del ajuste no es substancial (véase la Tabla 4), ya que sus valores son próximos a 0 en ambos casos. Además, los factores muestran correlaciones elevadas entre sí en las estructuras factoriales de cuatro y cinco factores y, en ambos casos, se han necesitado muchas iteraciones para llegar a la convergencia. Por todo lo expuesto, se considera que el modelo unifactorial es el mejor por ser el más parsimonioso y es el que se utilizará para los análisis posteriores.

Descriptivos

Las medias de la *RADS* en la fase de test oscilan entre 47,24 y 52,18 con una desviación típica de 9,43 y 10,87, respectivamente; en la fase de retest las medias oscilan entre 45,51 y 51,33, con una desviación típica de 10,13 y 11,38, respectivamente. En general, las puntuaciones de la fase de retest son inferiores a las de la fase de test, para todos los cursos y ambos sexos, a excepción de las de los varones de 1º de ESO cuyas puntuaciones son más elevadas en el retest. La Tabla 6 recoge las medias y desviaciones típicas de la *RADS* en la fase de test y de retest según sexo y curso académico.

A fin de estudiar las interacciones existentes entre curso y sexo para las puntuaciones de la *RADS* en la fase de test y de retest, y valorar la influencia de estos factores en las puntuaciones en los diferentes momentos temporales, se ha realizado un análisis de la varianza multivariante de medidas repetidas, tomando como variables intra-sujetos las puntuaciones de la *RADS* en la fase de test y de retest, y como factores inter-sujetos el curso académico y el sexo. Los resultados de este análisis se recogen en la Tabla 7.

TABLA 6. Tamaño de la muestra (*n*), medias (*M*) y desviaciones típicas (*DT*) de la *RADS* en test y retest, según curso y sexo.

Curso	Test			Retest		
	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres	Total
	<i>M</i> (<i>DT</i>)					
1º ESO	<i>n</i> = 181 47,25 (9,45)	<i>n</i> = 181 47,23 (9,44)	<i>n</i> = 362 47,24 (9,43)	<i>n</i> = 159 45,71 (10,71)	<i>n</i> = 161 45,30 (9,54)	<i>n</i> = 320 45,51 (10,13)
2º ESO	<i>n</i> = 136 48,90 (9,70)	<i>n</i> = 153 49,75 (10,66)	<i>n</i> = 289 49,35 (10,21)	<i>n</i> = 121 47,08 (9,51)	<i>n</i> = 142 48,96 (10,49)	<i>n</i> = 263 48,10 (10,08)
3º ESO	<i>n</i> = 190 50,40 (11,53)	<i>n</i> = 211 53,27 (10,43)	<i>n</i> = 401 51,91 (11,05)	<i>n</i> = 169 49,17 (10,96)	<i>n</i> = 191 53,25 (11,43)	<i>n</i> = 360 51,33 (11,38)
4º ESO	<i>n</i> = 142 50,10 (10,03)	<i>n</i> = 190 53,74 (11,23)	<i>n</i> = 332 52,18 (10,87)	<i>n</i> = 126 48,40 (9,84)	<i>n</i> = 167 53,36 (11,23)	<i>n</i> = 293 51,23 (10,92)

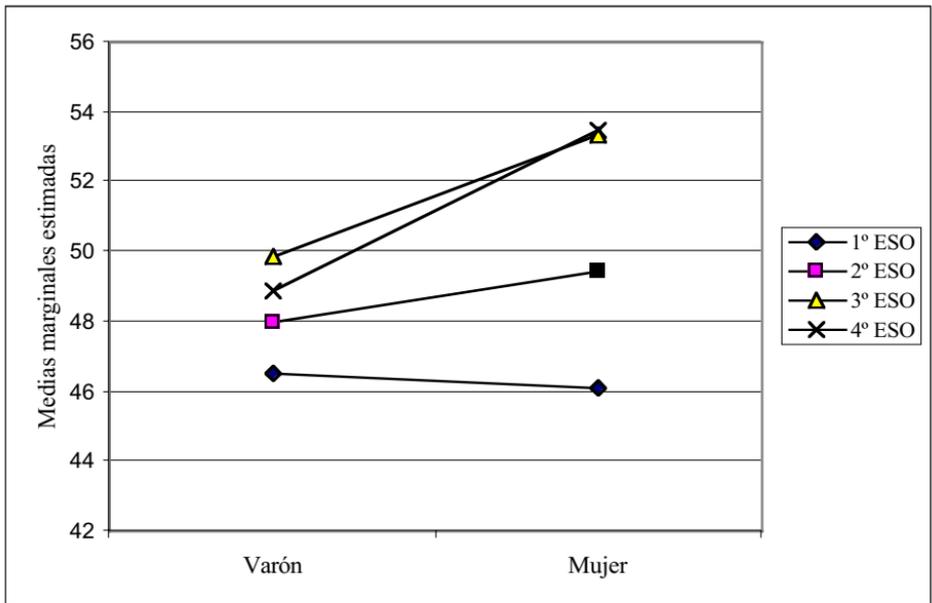
TABLA 7. Análisis de las interacciones entre curso, sexo y fase de administración para la *RADS*.

	<i>F</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>	Potencia observada
Contrastes intra-sujetos				
Retest	37,40	1,12	0,000	1
Retest <i>X</i> Sexo	3,92	1,12	0,048	0,50
Retest <i>X</i> Curso	1,54	3,12	0,201	0,41
Retest <i>X</i> Sexo <i>X</i> Curso	0,47	3,12	0,699	0,14
Efectos inter-sujetos				
Curso	19,73	3,12	0,000	1
Sexo	15,89	1,12	0,000	0,97
Curso <i>X</i> Sexo	3,90	3,12	0,009	0,82

No se han encontrado interacciones entre la fase de administración, el curso académico y el sexo de los participantes evaluados; se aprecian diferencias significativas entre las puntuaciones de la fase de test y de retest, siendo las puntuaciones del retest inferiores a las del test en todos los cursos para varones y mujeres, y para la muestra total, a excepción de las puntuaciones de los varones de 1º de ESO, que son más elevadas en el retest. En referencia a los efectos inter-sujetos se ha encontrado que

existen diferencias significativas tanto para el curso académico como para el sexo. Para el sexo se observa que, en general, las puntuaciones de las mujeres son más elevadas que las de los varones en todos los cursos, tanto en la fase de test como en la de retest, excepto en 1º de ESO. Los contrastes *post hoc* de Sheffé ponen de manifiesto que existen diferencias significativas entre las puntuaciones de los cursos de 1º y 2º de ESO, y entre éstas y las del segundo ciclo de Educación Secundaria Obligatoria (3º y 4º de ESO). Las puntuaciones de los cursos de 3º y 4º de ESO no presentan diferencias estadísticamente significativas entre sí. Estas diferencias se han encontrado tanto en la fase de test como en la de retest. Existe una interacción significativa entre sexo y curso, como se refleja en la Figura 1. Como puede apreciarse, las puntuaciones de las mujeres son más elevadas que las de los varones en 2º, 3º y 4º de ESO, pero ligeramente inferiores en 1º de ESO.

FIGURA 1. Interacciones entre sexo y curso para las puntuaciones de la RADS.



Tomando como referencia estos resultados se decidió estructurar los datos en tres grupos: 1º ESO, 2º ESO y segundo ciclo de ESO (3º ESO y 4º ESO). Para cada grupo se han separado las puntuaciones por sexos en todos los cursos, aunque no existan diferencias estadísticamente significativas según sexo para los participantes de 1º de ESO. La Tabla 8 recoge los estadísticos básicos (media y desviación típica) y los centiles 80 a 98 para la RADS.

TABLA 8. Media (*M*), desviación típica (*DT*) y centiles 80 a 98 de la *RADS* en la muestra comunitaria en la fase de test según curso y sexo.

	<i>Curso</i>	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>Centil</i> 98	<i>Centil</i> 95	<i>Centil</i> 93	<i>Centil</i> 90	<i>Centil</i> 80
Varones	1º ESO	181	47,25	9,45	72	65	60	58	52
	2º ESO	136	48,90	9,70	73	67	65	64	56
	3º y 4º ESO	332	50,27	10,90	81	71	69	65	57
Mujeres	1º ESO	181	47,23	9,44	76	62	60	57	53
	2º ESO	153	49,75	10,66	84	70	66	62	56
	3º y 4º ESO	401	53,50	10,80	80	74	72	69	72

Fiabilidad y validez

La fiabilidad se ha estudiado mediante los índices alfa de Cronbach y test-retest. La consistencia interna de la escala es muy buena, tanto para el test (alfa = 0,88) como para el retest (alfa = 0,90). La fiabilidad test-retest es de 0,82. La validez convergente de la *RADS* se ha analizado a partir de las correlaciones con el *CDI* y el *YSR*. Se han encontrado correlaciones elevadas con el *CDI* en la fase de test ($r = 0,81, p < 0,001$) y en la fase de retest ($r = 0,73, p < 0,001$), así como correlaciones medias con la escala de *Ansiedad/depresión* ($r = 0,50, p = 0,00$) e *Internalización* del *YSR* ($r = 0,51; p < 0,001$). Otras escalas del *YSR* muestran correlaciones significativas aunque más bajas que las mencionadas anteriormente: *Aislamiento* ($r = 0,17, p = 0,02$), *Quejas somáticas* ($r = 0,34, p < 0,001$), *Problemas sociales* ($r = 0,27, p = 0,27$), *Problemas de pensamiento* ($r = 0,19, p < 0,01$), *Problemas de atención* ($r = 0,35, p < 0,001$), *Agresividad* ($r = 0,33, p < 0,001$), *Delincuencia* ($r = 0,27, p < 0,001$) y *Externalización* ($r = 0,35, p < 0,001$).

Muestra clínica

La Tabla 9 recoge los datos descriptivos (medias y desviaciones típicas) y las puntuaciones para los centiles 80 a 98, según sexo y curso académico. Estos resultados deben ser tomados como exploratorios atendiendo el reducido número de participantes.

TABLA 9. Media (*M*), desviación típica (*DT*) y centiles 80 a 98 de la RADS según curso y sexo en muestra clínica.

	<i>Curso</i>	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>Centil</i> 98	<i>Centil</i> 95	<i>Centil</i> 93	<i>Centil</i> 90	<i>Centil</i> 80
Varones	1º ESO	18	50,67	8,13	65	64	63	61	58
	2º ESO	27	53,63	11,88	75	72	71	70	65
	3º ESO	25	54,56	12,04	77	73	72	71	64
	4º ESO	17	63,24	13,01	95	93	77	76	72
	1º BACH	8	53,25	12,83	76	75	74	73	72
Mujeres	1º ESO	17	56,41	13,68	88	87	86	84	64
	2º ESO	19	66,05	16,27	93	91	90	89	79
	3º ESO	41	60,34	14,69	98	88	86	80	70
	4º ESO	28	63	15	97	88	87	86	78
	1º BACH	17	72,71	16,52	104	103	102	100	92

Se han analizado las diferencias según sexo y curso académico mediante estadísticos no paramétricos (*H* Kruskal-Wallis y *U* Mann Withney). Se han encontrado diferencias estadísticamente significativas para las puntuaciones de la RADS según sexo ($U = 4124,50$, $p < 0,001$), siendo las puntuaciones de las mujeres superiores a las de los varones, en todos los cursos académicos. En lo referente al curso, se han encontrado diferencias significativas entre las puntuaciones de los participantes ($H = 13,62$, $p = 0,009$); los participantes de mayor edad presentan puntuaciones más elevadas.

Fiabilidad y validez

La fiabilidad de la RADS, evaluada mediante el alfa de Cronbach es de 0,91 y la de test-retest, con un grupo de 40 participantes es de 0,84. La correlación entre las puntuaciones de la RADS y del CDI es de 0,41 ($p < 0,001$; $n = 217$). Las correlaciones con las escalas del YSR, para un grupo de 40 participantes son las siguientes: *Aislamiento* ($r = 0,25$, $p = 0,14$), *Quejas somáticas* ($r = 0,43$, $p < 0,01$), *Ansiedad-depresión* ($r = 0,37$, $p < 0,05$), *Internalización* ($r = 0,46$, $p < 0,001$), *Externalización* ($r = 0,11$, $p = 0,51$) y puntuación total ($r = 0,29$, $p = 0,08$).

Discusión

En este trabajo se presentan las características psicométricas de la versión bilingüe castellano-catalán de la RADS en dos muestras, una comunitaria y otra clínica. El análisis factorial confirmatorio ha puesto de manifiesto que las tres estructuras factoriales estudiadas -unifactorial, de cinco y de cuatro factores como propuso sucesivamente Reynolds (1987, 2002)-, muestran índices de ajuste adecuados. Sin embargo, dada la magnitud de las correlaciones entre los factores y que el modelo unifactorial muestra un ajuste adecuado se ha escogido esta estructura como la más parsimoniosa para la

RADS. Además, utilizar esta estructura facilita la comparación con los estudios que se han realizado en otros contextos.

Las puntuaciones totales de la *RADS* obtenidas en este estudio son parecidas a las encontradas en otros trabajos realizados con muestras comunitarias y clínicas en contextos de habla no hispana e hispana. Las medias y desviaciones típicas obtenidas en las fases test y retest, tanto en muestra comunitaria como clínica, son similares a las de los estudios revisados (Baker y Reynolds, 1988; Campbell *et al.*, 1992; Hepperlin, Stewart y Rey, 1990; Kovacs, 1992; Reynolds, 1987, 2002; Reynolds, Anderson y Bartell, 1985; Saylor, Finch, Spirito y Bennet, 1984). Para la *RADS* las puntuaciones medias oscilan entre 45,51 y 52,18 en la muestra comunitaria, y entre 53,46 y 66,48 en la muestra clínica. Los resultados obtenidos muestran valores parecidos a los que refiere el autor en sus estudios de estandarización (Reynolds, 1987, 2002).

La distribución de las puntuaciones de la *RADS* en la muestra comunitaria confirma la tendencia hacia la disminución, estadísticamente significativa, de éstas en la fase de retest en todos los cursos, excepto en el de 1º de ESO, en el que la disminución no es significativa; es el llamado “efecto de atenuación” (Egger y Angold, 2004). En esta línea, diversas investigaciones han mostrado que administraciones repetidas de autoinformes a lo largo del tiempo están asociadas a una disminución significativa de las puntuaciones en la segunda administración respecto a la primera (Finch, Saylor, Edwards y McIntosh, 1987; Kaslow *et al.*, 1984; Meyer, Dyck y Petrinack, 1989). Además, la disminución de las puntuaciones de la *RADS* en la fase de retest encontrada en la muestra comunitaria indica que este instrumento es sensible a la fluctuación temporal que suele darse en la sintomatología depresiva, incluso en intervalos cortos entre administraciones (Reynolds, 1987).

En cuanto a las diferencias relacionadas con la edad y el sexo, los datos obtenidos indican que, en general, los varones puntúan por debajo de las mujeres a partir de los 13 años (2º ESO) y que las puntuaciones aumentan con la edad de los participantes, tanto en la muestra comunitaria como en la clínica. Estos datos son semejantes a los encontrados por Angold y Rutter (1992), Nolen-Hoeksema y Girgus (1994) y Reinherz *et al.* (1990), y confirman la tendencia a encontrar diferencias significativas entre sexos en la presencia de sintomatología depresiva a partir de la adolescencia (aproximadamente a los 13 años) y que continúan hasta la edad adulta.

La consistencia interna y la fiabilidad test-retest de la *RADS* son adecuadas en ambas muestras y replican los datos de otros estudios (Bartell y Reynolds, 1986; Del Barrio *et al.*, 1996; Hepperlin *et al.*, 1990; Reynolds y Mazza, 1998; Saylor *et al.*, 1984; Weiss *et al.*, 1992). La validez concurrente con el *CDI* es alta, tanto en la muestra comunitaria como en la clínica, y en la fase de test y de retest. En la muestra clínica la validez concurrente es media con las escalas de banda estrecha de quejas somáticas y ansiedad-depresión y con la escala de banda ancha de internalización. Estos resultados son congruentes con los datos obtenidos en otros estudios (Hepperlin *et al.*, 1990; Reynolds, 1987, 2002). La validez concurrente con las escalas del *YSR*, tanto las de banda estrecha como la de banda ancha, oscila entre media y baja, en las dos muestras.

Aunque los resultados que se presentan son prometedores para la evaluación de la sintomatología depresiva en adolescentes, este estudio presenta algunas limitaciones.

La muestra comunitaria proviene de la ciudad de Barcelona y su área metropolitana por lo que los datos se han de interpretar con las debidas cautelas cuando se extrapolen a poblaciones diferentes de la estudiada. Respecto a la muestra clínica, la falta de diagnóstico, en el momento de la recogida de los datos con la RADS, no permite establecer criterios clínicos de decisión, ni presentar datos normativos en función del diagnóstico clínico dentro de los trastornos depresivos que aparecen en el *DSM-IV*. Este aspecto deberá ser estudiado en futuras administraciones de la RADS que supongan una nueva recogida de datos en muestra clínica con un diagnóstico psiquiátrico.

En resumen, la versión bilingüe castellana y catalana de la RADS presenta unas características psicométricas adecuadas por lo que se puede considerar que esta adaptación es útil para la evaluación de la sintomatología depresiva de adolescentes de nuestro contexto.

Referencias

- Abad, J. y Amador, J.A. (1991). *Teacher Report Form 4/18. Bilingual edition Spanish-Catalan*. Barcelona: Universitat de Barcelona.
- Abad, J. y Forn, M. (1991a). *Child Behavior Checklist 4/18. Bilingual edition Spanish-Catalan*. Barcelona: Universitat de Barcelona.
- Abad, J. y Forn, M. (1991b). *Youth Self Report 11/18. Bilingual edition Spanish-Catalan*. Barcelona: Universitat de Barcelona.
- Achenbach, T.M. (1991). *Manual for the Youth Self Report and 1991 YSR Profile*. Burlington, VT: University of Vermont.
- American Psychiatric Association (1980). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (DSM-III)*. Barcelona: Masson.
- American Psychiatric Association (2000). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales, texto revisado (DSM-IV-TR)*. Barcelona: Masson.
- Anderson, G. y Reynolds, W.M. (1988, abril). *A multivariate investigation of stress, coping and depression in adolescents*. Poster presentado en el Annual Meeting, National Association of School Psychologists. Chicago, Estados Unidos.
- Angold, A. y Rutter, M. (1992). Effects of age and pubertal status on depression in a large clinical sample. *Development and Psychopathology*, 4, 5-28.
- Baker, J.A. y Reynolds, W.M. (1988, agosto). *An examination of the benefits of training teachers to recognize depressed students in their classrooms*. Poster presentado en el 96th Annual Convention of the American Psychological Association. Atlanta, Estados Unidos.
- Baron, P. y De Champlain, A. (1990, mayo). *Evaluation de la fidélité et de la validité de la version française du RADS d'un groupe d'adolescents francophones*. Poster presentado en la Annual Convention Canadian Psychological Association. Ottawa, Canadá.
- Bartell, N.P. y Reynolds, W.M. (1986). Depression and self-esteem in academically gifted and nongifted children: A comparison study. *Journal of School Psychology*, 24, 55-61.
- Beck, A.T., Ward, C., Mendelson, M., Mock, J. y Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bentler, P.M. y Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bentler, P. y Dijkstra, T. (1985). Efficient estimation via linearization in structural models. En P. R. Krishnaiah (Ed.), *Multivariate analysis VI* (pp. 9-42). Amsterdam: North-Holland.

- Bentler, P.M. y Wu, E.J.C. (2002). *EQS 6 for Windows User's Guide*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Birmaher, R., Ryan, N., Williamson, D., Brent, D., Kaufman, J., Dahl, R., Perel, J. y Nelson, B. (1996). Childhood and adolescent depression: A review of the past 10 years. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 35, 1427-1439.
- Brislin, R. W. (1986). The wording and translation of research instruments. En W.J. Lonner y J.W. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural psychology* (pp. 137-164). Newbury Park, CA: Sage.
- Brislin, R.W., Lonner, W.J. y Thorndike, R.M. (1973). *Cross-cultural research methods*. Nueva York: Wiley.
- Brown, B.B. (1985). Unpublished data. En W.M. Reynolds (1987). *Reynolds Adolescent Depression Scale. Professional manual*. Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Campbell, T.L., Byrne, B.M. y Baron, P. (1992). Gender differences in the expression of depressive symptoms in early adolescents. *Journal of the Early Adolescence*, 12, 326-338.
- Campbell, T.L., Byrne, B.M. y Baron, P. (1994). The Reynolds Adolescent Depression Scale: An exploratory factor analytic study. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 44, 319-24.
- Candell, G.L. y Hulin, C.L. (1987). Cross-language and cross-cultural comparisons in scale translations. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 17, 417-440.
- Carey, T.C., Finch, A.J. y Carey, M.P. (1991). Relation between differential emotions and depression in disturbed children and adolescents. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 30, 95-99.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Chrisman, A., Egger, H., Compton, S.N., Curry, J. y Goldston, D.B. (2006). Assessment of childhood depression. *Child and Adolescent Mental Health*, 1, 111-116.
- Costello, A.J. (1986). Assessment and diagnosis of affective disorders in children. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 27, 563-574.
- Dalley, M.B. (1985). Unpublished data. En W. M. Reynolds (1987). *Reynolds Adolescent Depression Scale. Professional manual*. Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Dalley, M.B., Bolocofsky, D.N., Alcorn, M.B. y Baker, C. (1992). Depressive symptomatology, attributional style, dysfunctional attitude, and social competency in adolescents with and without learning disabilities. *School Psychology Review*, 21, 444-458.
- Del Barrio, V. y Carrasco, M.A. (2004). *CDI. Inventario de depresión infantil*. Madrid: TEA.
- Del Barrio, V., Colodrón, 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.
- Díez Zamorano, M.A. (2003). Análisis bibliométrico sobre depresión infantil en España. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud / International Journal of Clinical and Health Psychology*, 1, 645-653.
- Domènech, E., Araneda, N., Xifró, A. y Riba, D. (2003). Escala de depresión preescolar para maestros (ESDM 3-6): primeros resultados de validación. *Psicothema*, 15, 575-580.
- Dowd, E.T. (2004). Depression: Theory, assessment and new directions in practice. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 4, 413-423.
- Egger, H.L. y Angold, A. (2004). The Preschool Age Psychiatric Assessment (PAPA): A structured parent interview for diagnosing psychiatric disorders in preschool children. En R. Del Carmen-Wiggins y A. Carter (Eds.), *Handbook of infant, toddler, and preschool mental health assessment* (pp. 223-243). Nueva York: Oxford University Press.

- Figueras, A., Amador, J.A. y Cano, L. (2001, septiembre). *Assessment of depressive symptoms in adolescents with the RADS and the CDI*. Póster presentado en la 6th EAPA Conference. Aachen (Alemania)
- Finch, A.J., Saylor, C.F., Edwards, G.L. y McIntosh, J.A. (1987). Children's Depression Inventory: Reliability over repeated administrations. *Journal of Clinical Child Psychology*, 16, 339-341.
- Fleming, J. y Offord, D. (1990). Epidemiology of childhood depressive disorders: A critical review. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 29, 571-580.
- Garber, J. (1984). The developmental progression of depression in female children. *New Directions for Child Development*, 26, 29-58.
- Hepperlin, C.M., Stewart, G.W. y Rey, J.M. (1990). Extraction of depression scores in adolescents from a general-purpose behaviour checklist. *Journal of Affective Disorders*, 18, 105-112.
- Herman, K.C., Merrell, K.W. y Reinke, W. M. (2004). The role of school psychology in preventing depression. *Psychology in the Schools*, 41, 763-775.
- Hollingshead, A.B. (1975). *Four-factor index of Social Status*. Unpublished manual. Nueva Haven, CT: Yale University.
- Kahn, J.S., Kehle, T.J. y Jenson, W.R (1987, abril). *Depression among middle schools students: Descriptive and correlational analyses*. Poster presentado en el Annual Meeting National Association of School Psychologists, Nueva Orleans (Estados Unidos).
- Kaslow, N.P., Rehm, L.P. y Siegel, A.W. (1984). Social-cognitive and cognitive correlates of depression in children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 12, 605-620.
- Kazdin, A.E. (1981). Assessment techniques for childhood depression. *Journal of the American Academy of Child Psychiatry*, 20, 358-375.
- Kazdin, A.E. y Petti, T.A. (1982). Self-report and interview measures of childhood and adolescent depression. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 23, 437-457.
- King, C.A., Katz, S.H., Ghaziuddin, N., Brand, E., Hill, E. y McGovern, L. (1997). Diagnosis and assessment of depression and suicidality using de NIMH Diagnosis Interview Schedule for Children (DISC -2.3). *Journal of Abnormal Child Psychology*, 29, 173-181.
- Kovacs, M. (1992). *Manual of the Children's Depression Inventory*. Toronto: Multi-Heath Systems, Inc.
- Lapsley, D.K., Flanner, D., McGinnis, V. y Krug, J. (1984, mayo). *Epistemological loneliness and social cognition in early and late adolescence*. Poster presentado en el Annual Meeting of the Midwestern Psychological Association, Chicago (Estados Unidos).
- Matson, J.L. y Nieminen, G.S. (1987). Validity of measures of conduct disorder, depression and anxiety. *Journal of Clinical Child Psychology*, 16, 151-157.
- Meyer, N.E., Dyck, D.G. y Petrinack, R.J. (1989). Cognitive appraisal and attributional correlates of depressive symptoms in children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 17, 325-336.
- Montero, I. y León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Nolen-Hoeksema, S. y Girgus, J.S. (1994). The emergence of gender differences in depression during adolescence. *Psychological Bulletin*, 115, 424-442.
- Petti, T.A. (1985). Scales of potential use in the psychopharmacologic treatment of depressed children and adolescents. *Psychopharmacological Bulletin*, 21, 951-977.
- Puig-Antich, J. (1982). The use of the RDC criteria for major depressive disorder in children and adolescents. *Journal of the American Academy of Child Psychiatry*, 21, 291-293.
- Radloff, L.S. (1977). The CES-D Scale: A self-report for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.

- Reinecke, M.A. y Schultz, T.M. (1995). Comparison of self-report and clinician ratings of depression among outpatient adolescents. *Depression, 13*, 171-182.
- Reinherz, H.Z., Frost, A.K., Stewart-Berghauer, G., Pakiz, B., Kennedy, K. y Schille, C. (1990). The many faces of correlates of depression in adolescents. *Journal of Early Adolescence, 10*, 455-471.
- Reynolds, W.M. (1986). *About Myself RADS form*. Odessa: Psychological Assessment Resources.
- Reynolds, W.M. (1987). *Reynolds Adolescent Depression Scale. Professional manual*. Odessa: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Reynolds, W.M. (1994). Depression in adolescents. Contemporary issues and perspectives. En T.H. Ollendick y R.J. Prinz (Eds.), *Advances in Clinical Child Psychology* (vol. 16) (pp. 261-316). Nueva York: Plenum Press.
- Reynolds, W.M. (2002). *Reynolds Adolescent Depression Scale – 2nd Edition. Professional manual*. Odessa: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Reynolds, W.M., Anderson, G. y Bartell, N. (1985). Measuring depression in children: A multimethod assessment investigation. *Journal of Abnormal Child Psychology, 13*, 513-526.
- Reynolds, W.M. y Coats, K. (1982, julio). *Depression in adolescents: Incidence, depth and correlates*. Poster presentado en el 10th International Congress of the International Association for Child and Adolescent Psychiatry and Allied Professions. Dublín (Irlanda).
- Reynolds, W.M. y Mazza, J.J. (1998). Reliability and validity of the Reynolds Adolescent Depression Scale with young adolescents. *Journal of School Psychology, 36*, 295-312.
- Reynolds, W.M. y Miller, K.L. (1989). Assessment of adolescent's learned helplessness in achievement situations. *Journal of Personality Assessment, 53*, 211-228.
- Rutter, M. (1986). The developmental psychopathology of depression: Issues and perspectives. En M. Rutter, C. Izard y P. Read (Eds.), *Depression in young people* (pp. 3-32). Nueva York: Guilford Press.
- Saylor, C.F., Finch, A.J., Spirito, A. y Bennett, B. (1984). The Children's Depression Inventory: A systematic evaluation of psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 52*, 955-967.
- Schonert-Reichl, K.A. (1994). Gender differences in depressive symptomatology and egocentrism in adolescence. *Journal of Early Adolescence, 14*, 49-64.
- Shain, B.N., Naylor, M. y Alessi, N. (1990). Comparison of self-rated and clinician-rated measures of depression in adolescents. *American Journal of Psychiatry, 147*, 793-795.
- Simons, R.L. y Miller, M. (1987). Adolescent depression: Assessing the impact of negative cognitions and socioenvironmental problems. *Social Work, 32*, 326-330.
- Spitzer, R.L., Endicott, J. y Robins, E. (1978). Research Diagnostic Criteria: Rationale and reliability. *Archives of General Psychiatry, 35*, 773-782.
- Sullivan, W. (1985). Unpublished data. En W.M. Reynolds (1998). *Adolescent Psychopathology Scale*. Odessa: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Tisher, M. y Lang, M. (1978). *Cuestionario de Depresión para Niños*. Madrid: TEA.
- Weiss, B., Weisz, J.R., Politano, M., Carey, M., Nelson, W.M. y Finch, A. J. (1992). Relations among self-reported depressive symptoms in clinic-referred children versus adolescents. *Journal of Abnormal Psychology, 101*, 391-397.
- Zung, W.W.K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry, 12*, 63-70.

ANEXO 1. Versión bilingüe española-catalana de la RADS.

1. Me siento feliz *Em sento feliç*
2. Estoy preocupado por mi trabajo, rendimiento escolar *Estic preocupat per la meva feina, rendiment a l'escola*
3. Me siento solo *Em sento sol*
4. Creo que no gusto a mis padres *Crec que no agrado als meus pares*
5. Me siento importante *Em sento important*
6. Deseo aislarme, apartarme de los demás *Desitjo aïllar-me, fugir dels altres*
7. Me siento triste *Em sento trist*
8. Tengo ganas de llorar *Tinc ganes de plorar*
9. Siento que nadie se preocupa por mí *Sento que ningú es preocupa per mi*
10. Tengo ganas de divertirme con los otros chicos *Tinc ganes de divertir-me amb els altres nois*
11. Me siento enfermo *Em sento malalt*
12. Creo que me quieren *Crec que m'estimen*
13. Tengo ganas de huir de casa *Tinc ganes de fugir de casa*
14. Tengo ganas de hacerme daño *Tinc ganes de fer-me mal*
15. Creo que no gusto a mis compañeros *Crec que no agrado als meus companys*
16. Me siento molesto, irritado *Em sento molest, irritat*
17. Creo que la vida es injusta *Crec que la vida és injusta*
18. Me siento cansado *Em sento cansat*
19. Creo que soy malo *Crec que sóc dolent*
20. Creo que no sirvo para nada *Crec que no serveixo per a res*
21. Me compadezco, siento lástima de mí *Em compadeixo, sento llàstima de mi mateix*
22. Hay cosas que me enfurecen *Hi ha coses que em fan enfadar*
23. Me gusta hablar con mis compañeros *M'agrada parlar amb els meus companys*
24. Tengo problemas para dormir *Tinc problemes per dormir*
25. Tengo ganas de divertirme *Tinc ganes de divertir-me*
26. Me siento preocupado *Em sento preocupat*
27. Tengo dolores de estómago *Tinc mal d'estómac*
28. Me aburro *M'avorreixo*
29. Me gusta comer *M'agrada menjar*
30. Siento que lo que hago no sirve para nada *Sento que tot allò que faig no serveix per a res.*