

# Análisis de la unidimensionalidad de la *Children's Depression Rating Scale-Revised* en población escolar madrileña

M. L. Mediano Cortés\*, A. Polaino-Lorente\*\* y R. Martínez Arias\*\*\*

Psiquis, 1997; 18 (6):237-248

## Resumen

La *Children's Depression Rating Scale-Revised* (Poznanski y cols., 1985) es una entrevista clínica diseñada para evaluar la presencia y severidad de depresión en niños, entre 6 y 12 años. El presente estudio analiza la fuerza o grado de evidencia empírica de validez de constructo de la CDRS-R, en su versión castellana, mediante el **análisis factorial** (componentes principales) de los datos. Los resultados permitirán también especificar la estructura interna de la CDRS-R. El estudio se ha realizado en la población escolar madrileña de ciclo medio (3º, 4º y 5º de EGB). El tamaño de la muestra extraída fue de 1.309 escolares, de ambos sexos, entre 8 y 11 años. El procedimiento seguido ha consistido en un **muestreo aleatorio estratificado**, según nivel educativo (3º, 4º y 5º de EGB) y tipo de enseñanza (pública, privada y concertada). Todos los niños fueron evaluados individualmente con la CDRS-R, en sus respectivos colegios, por un entrevistador y un observador familiarizados con esta escala. El análisis factorial de los datos obtenidos mediante la CDRS-R, muestran la **unidimensionalidad** de sus ítems, permitiendo inferir la **validez de constructo** de los resultados. Los resultados hallados permiten afirmar que las conductas depresivas infantiles, tanto verbales como no verbales evaluadas con la CDRS-R, pueden considerarse buenos indicadores del constructo "depresión". Se discuten estos resultados en el marco de los obtenidos por otros análisis realizados en el proceso de validación de la CDRS-R en población escolar española.

**Palabras clave:** Depresión infantil. Instrumentos de evaluación. CDRS-R. Unidimensionalidad. Validez de constructo.

## Abstract

### Unidimensionality analysis of *Children's Depression Rating Scale-Revised* in school aged population of Madrid

The CDRS-R is a clinician-rated instrument designed to measure the presence and severity of depression in children aged from 6 to 12 years-old. This paper is to analyse the empiric evidence degree of CDRS-R **construct validity** in its spanish version, **factor analysis** ("principal components") applied. The resultant rates will also allow us to specify the CDRS-R internal structure. This study was carried among Madrid's school-aged population from primary schools (3º, 4º and 5º EGB). The sample taken was a total of 1,309 children, both boys and girls, between 8 and 11 years-old. They were chosen at random from different schooling systems (public, semipublic and private) and educational level (3º, 4º and 5º EGB). Children were interviewed individually, face-to-face, in the school on CDRS-R, by two raters being familiar with the administration of the rating scale. Factor Analysis applied to resultant rates shows the unidimensionality of the CDRS-R itmes since all asseded "depression". This allows to infer the construct validity. Based on our findings we think that depressive behavior in children, based on CDRS-R final scores, both "verbal" and "non-verbal", can be considered a good measure of the "depression" construct. These results should be considered taking into account the other results from the validation process carried out in this child population sector.

**Key words:** Childhood depression assessment. Clinician-rated instrument. CDRS-R. Unidimensionality. Construct validity.

\* Doctora en Medicina. Psiquiatra. Clínica Ntra. Sra. de la Paz. Hnos. San Juan de Dios. Madrid

\*\* Catedrático de Psicopatología. Facultad de Ciencias de la Educación. Universidad Complutense de Madrid

\*\*\* Catedrática de Metodología de Ciencias del Comportamiento. Facultad de Psicología. Universidad Complutense de Madrid

## Introducción

En la actualidad, la mayoría de los psiquiatras admiten la existencia de la depresión infantil como una entidad clínica independiente, con distintos grados de severidad, que puede presentarse en diversas formas y aparecer desde edades muy tempranas. Ahora bien, a pesar del acuerdo mayoritario en la conceptualización de la depresión infantil como un síndrome, su diagnóstico sigue siendo difícil y controvertido lo cual lleva a que tanto clínicos como investigadores dirijan sus esfuerzos fundamentalmente hacia la búsqueda de un mayor esclarecimiento de la depresión en la infancia, puesto que quedan aún muchas cuestiones por resolver. Por otro lado, hay que resaltar que el reiterado "vacío" en las revisiones más recientes de las clasificaciones diagnósticas internacionales de las enfermedades mentales (ICE-10, DSM R y DSM-IV) (1, 2, 3), contribuye a que la depresión infantil sea todavía una entidad clínica problemática y no bien definida hasta el momento, dificultando su comprensión y dando lugar, no pocas veces, a confusiones.

Aunque hoy por hoy, las distintas corrientes científicas evalúan de modo diferente la clínica depresiva en los niños, los resultados y las pruebas que aportan los distintos investigadores parecen coincidir en señalar que: (1) Hay sin lugar a dudas, un síndrome clínico de depresión infantil cuyos síntomas esenciales se manifiestan de manera similar a como se presentan en el síndrome depresivo del adulto. (2) Además, es cierto que muchos niños manifiestan una sintomatología asociada, que puede dificultar el diagnóstico real y primario de depresión y, sin embargo, no "enmascarar" dicha sintomatología esencial. (3) Por eso, es lógico pensar que la expresión clínica de la sintomatología depresiva en el niño, se vea afectada por el desarrollo. En esta dirección sí parece probada una tendencia a sustituir los síntomas somáticos por psicológicos, más específicos de la depresión en el adulto, en la medida en que el niño se hace mayor (Polaino-Lorente, 1988) (4).

Nuestra opinión, coincidiendo con otros autores, es que la nosología de la depresión en el adulto actualmente vigente, no puede trasladarse sin ninguna matización al ámbito infantil.

La depresión en el niño, al menos en la forma de expresión de los síntomas, es algo distinto a la depresión en el adulto. Así, *la edad* es una variable no sólo interviniente sino moduladora, más aún, configuradora del modo en que se manifiesta clínicamente la depresión en cada momento evolutivo (Polaino-Lorente, Domènech Llaberia, 1993) (5). En

cualquier caso, *la edad* es una variable que debe tenerse en cuenta a la hora de detectar o diagnosticar un trastorno depresivo en el niño. Esto, que puede ser lo más difícil a la hora de delimitar el cuadro clínico de la depresión infantil, es lo que, por otro lado, abre nuevas tentativas diagnósticas: técnicas de observación conductual, aplicación de escalas y cuestionarios específicos de evaluación, pruebas neurofisiológicas y de neuroimagen, determinaciones bioquímicas, neuroinmunológicas, etc. (Puig-Antich, 1978; Cytryn, 1974; Achenbach, 1985; Polaino-Lorente, 1992; Pedreira, 1994) (6-10).

La vieja polémica entre sintomatología y estructura continua viva debido al peso que las estructuras del desarrollo arrojan sobre las manifestaciones sintomatológicas depresivas. El síndrome depresivo está compuesto de signos y síntomas en las áreas *afectiva, cognitiva, psicomotora y vegetativa*. Sin embargo, sus manifestaciones en estas funciones puede ser expresada de forma diferente según la edad o el sexo (Polaino-Lorente, 1992).

Por otro lado, hay que decir, que todavía no está claro si estas manifestaciones sintomatológicas implican, forzosamente o no, la existencia de una estructura psicopatológica de tipo depresivo. La versatilidad de los síntomas psicopatológicos infantiles pueden fundamentar más de un diagnóstico. Aunque no es éste el momento de profundizar en este tema, sí queremos resaltar los riesgos que supone el uso del llamado "*doble diagnóstico*", en cuanto a la posibilidad de enmascarar la entidad clínica. En muchas ocasiones, lo más coherente para el clínico será reconocer honradamente que el niño presenta unas alteraciones que tal vez no puedan considerarse como una entidad clínica independiente. Puede ser más conveniente, en algunos casos, hablar de síntomas, signos o conductas, y no de diagnósticos (Polaino-Lorente, 1988) (4).

Al margen de las cuestiones que quedan por resolver, en cuanto a la determinación clínica del cuadro depresivo infantil, puede sostenerse que, gracias al enfoque clínico-conductual, se han realizado notables avances en los estudios neurobiológicos, cognitivos e incluso genéticos, lo que ha servido, entre otras cosas, para comprender mejor la necesidad de una concepción multidimensional a la hora de enfocar el diagnóstico del síndrome depresivo infantil, por proporcionar mayor precisión y rigor a la evaluación. Por otra parte, sería un grave error pretender llegar a un diagnóstico de depresión infantil, a partir de una sola fuente de información o de un único procedimiento de evaluación. La información del estado afectivo del niño por las personas relacionadas con él (padres, tutores, educado-

res, compañeros de colegio, etc.) es también importante, pero no debe olvidarse que la información proporcionada por el propio niño, tanto verbal como no verbal (expresión postural, tono de voz, *tempo* del habla, facies, nivel de actividad, etc.), es siempre prioritaria (Polaino-Lorente y Domènech LLaberia, 1993) (5).

Desde el punto de vista conceptual, y a modo de síntesis, se puede decir que en la actualidad, la depresión infantil es considerada como un trastorno básico del estado de ánimo, que puede ser triste (*melancólico*) o irritable (*disfórico*), con pérdida de interés en todas o casi todas las actividades (*anhedonia*), de etiología variable de la que se pueden inferir elementos genéticos, biológicos, ambientales, sociales, familiares y de la personalidad; de curso y clínica variables, en ocasiones equiparable al trastorno del adulto, y con abundancia de síntomas asociados característicos de cada fase o etapa del desarrollo, que modularán su expresión clínica en función del nivel evolutivo alcanzado (Carlson y Cantwell, 1983; Puig-Antich, 1987; Polaino-Lorente, 1993; Domènech-LLaberia, 1993; Predeira, 1993; Forns, 1993; Mediano Cortés, 1995) (12, 13, 9, 14-17).

Puede ser oportuno resaltar aquí, dos aspectos concretos de la especificidad de la evaluación diagnóstica en la depresión infantil: por una lado, la veracidad del niño como informador de su sintomatología afectiva, confirmada ya por numerosos estudios (Poznanski y Zrull, 1970; Brumback y Weinberg, 1990; Poznanski, Cook y Carrol, 1979; Cantwell, Carlson, 1987; Cytryn, 1980; Poznanski, Grossman, 1984; Poznanski, Freeman y Mokros, 1985; Freeman, Mokros y Poznanski, 1993; Polaino-Lorente 1993) (18-25, 9); y por otro la influencia determinante y altamente interviniente en el desarrollo del niño de los contextos en los que habitualmente se desenvuelve, fundamentalmente el familiar y el escolar (Anderson, 1987; Anastasi, 1986; Poznanski, 1985; Polaino-Lorente, 1988; Forns, 1993) (26, 27, 28, 4, 16).

Este último pone de manifiesto la importancia de analizar las conductas psicopatológicas infantiles en los lugares ("*settings*") en los que éstas se producen, a fin de minimizar los efectos distorsionantes provocados por los fenómenos de exploración en contextos artificiales o de laboratorio (Poznanski, 1985; Forns, 1993) (20, 16).

La influencia del ámbito escolar en la conducta infantil exige que, tanto en la evaluación de la depresión infantil como en otros trastornos psicopatológicos, éste deba ser un aspecto a tener en cuenta. Es lo que algunos autores denominan "*con-*

*texto académico, como factor situacional*" (Polaino-Lorente y Domènech LLaberia, 1990) (29). Según estos mismos autores, hay alteraciones psicopatológicas de la infancia, que sólo se manifiestan en casa, mientras que otras lo hacen principal, aunque no exclusivamente, en la escuela. Incluso allí, unas se expresan únicamente en el aula, mientras que otras aparecen durante el recreo, cuando el niño se interrelaciona con sus compañeros. En definitiva, la valoración del contexto, como determinante situacional, dota de mayor validez la evaluación de la depresión infantil en la fase de análisis y por consiguiente, aporta mayor certeza y solidez a las decisiones posteriores de intervención o de tratamiento (Forns, 1993) (16). Ahora bien, nunca habrá que olvidar de cara al diagnóstico de la depresión en la infancia, la importancia de la anamnesis familiar y personal, el examen pediátrico, las determinaciones de laboratorio, etc., e incluso, como indican Poznanski y cols. (1985) (24), la conveniencia de emplear otros criterios diagnósticos como el DSM-R, el RDC-R o la ICD-10. Para finalizar concluyamos que tanto el *objetivo* como los *resultados* del presente trabajo, deben enmarcarse en el ámbito de un considerable conjunto de análisis realizados en un estudio de mayores dimensiones (Mediano Cortés, 1995) (17), cuyo principal propósito fue aportar suficientes pruebas de evidencia estadística, que permitieran acreditar, científicamente, la fiabilidad y validez de la CDRS-R en su versión castellana, aplicada a niños españoles, persuadidos como estamos de su utilidad en la evaluación de la presencia y severidad de los síntomas de depresión en edades infantiles. En nuestra opinión, **la CDRS-R puede ser un instrumento auxiliar de evaluación de depresión infantil, tanto en la detección como en el diagnóstico y seguimiento de dicho trastorno.**

Particularizando, el objetivo de esta colaboración, a través de los resultados que se presentan a continuación, pretende analizar, la *estructura interna* de la CDRS-R desde la perspectiva de la unidimensionalidad de sus ítems a través del *análisis factorial mediante componentes principales*, como ya se ha dicho líneas atrás.

Por otra parte, los resultados de este análisis proporcionarán una prueba de evidencia más, que permite inferir la *validez de constructo* de la CDRS-R, tal y como se ha aplicado a una muestra aleatoria de escolares madrileños de 8 a 11 años de edad (N=1.309). También se discutirá la posibilidad de prescindir de algunas variables (ítems de la CDRS-R), sin que la información global obtenida con la entrevista disminuya de forma significativa. Cuando

se quiere emplear un *instrumento de medida* (escala, cuestionario, entrevista, etc.) como la CDRS-R para evaluar una variable psicopatológica como la depresión, hay que asegurarse, entre otras cuestiones, que los ítems que lo componen miden todos ellos únicamente esa variable y no otra u otras. En términos algo más técnicos, se puede decir que los ítems deben ser *unidimensionales*, es decir, constituir una sola dimensión, en cuanto a su contenido psicopatológico.

El concepto de unidimensionalidad no es unívoco en la literatura psicométrica, confundiendo a veces con términos como *homogeneidad* y *consistencia interna*. El empleo de estos términos como sinónimos de *unidimensionalidad*, conlleva una contradicción teórica, pues la unidimensionalidad en términos estadístico-matemáticos o se da o no se da, mientras que la homogeneidad y la consistencia interna, tomadas cuantitativamente como suele hacerse, permite hablar de más o menos homogeneidad o consistencia interna (Forns y Anguera, 1993) (30).

La definición genérica de *unidimensionalidad* aceptada actualmente, supone que a los ítems subyace una sola dimensión, pero la forma de operativarla y evaluarla puede ser muy diversa de unos acercamientos a otros. En lo que sí coinciden la mayoría de los autores, es en el papel fundamental de la *unidimensionalidad* para garantizar la *validez de constructo*. Dentro del marco del proceso de validación de la CDRS-R en su versión castellana (Mediano Cortés, 1995) (17), la forma que se ha considerado como la más apropiada para comprobar que los 17 ítems de la CDRS-R son unidimensionales, ha sido mediante el cálculo de las correlaciones entre los ítems y la extracción de componentes principales.

La cuestión de decidir cuánta varianza explicada por el primer factor o componente es suficiente para asumir la unidimensionalidad, refleja varias posibilidades según los autores. Así, Muñiz y Cuesta (1993) (30) recogen los porcentajes de diversos autores, oscilando entre el 40% de Carmines y Zeller (1979) y el 20% de Reckase (1986). Ahora bien, no hay un acuerdo unánime entre los autores, sobre qué índices son los más apropiados. La mayoría, aconsejan no sólo tener en cuenta el primer componente, sino también su proporción respecto del segundo, pues aún explicando la misma varianza, se tendría por más unidimensional aquel caso en el que el segundo componente estuviese muy por debajo del primero respecto de la varianza explicada, es decir, una vez comprobado que el primer componente predomina claramente sobre el

resto. Este acercamiento sigue siendo uno de los más utilizados, por lo que ha sido empleado en este estudio.

## Material y método

### 1. Sujetos

En este estudio se han evaluado 1.309 niños de ambos sexos, con edades comprendidas entre los 8 y 11 años, que en ese momento cursaban 3º, 4º ó 5º de EGB, en colegios de la ciudad de Madrid (enseñanza pública, privada y concertada).

La participación, tanto de los colegios como de sus alumnos, fue voluntaria y las respuestas de los niños se custodiaron con la exigida confidencialidad. La composición de la muestra fue determinada mediante un muestreo aleatorio estratificado y proporcional a la población universo, según el curso escolar (3º, 4º y 5º de EGB) y el tipo de enseñanza, resultando así un 33% de escolares de la pública (N=432), un 54% escolares de la concertada (N=705) y un 13% de la privada (N=172). La población total estudiada abarcó 648 niños y 661 niñas. Si consideramos el total de la población como infinito, en términos estadísticos, y por ser ésta lo suficientemente restrictiva, dentro de los cánones habituales, se estimó como válido un valor de precisión con un error inferior a  $e=0.028$  y con un riesgo de  $alpha=0.05$ .

### 2. Instrumento

Los 1.309 niños han sido evaluados con la *Children's Depression Rating Scale-Revised* (Poznanski, Grossman, Buchbaum, Banegas, Freeman y Gibbons, 1984) (24), una entrevista clínica semiestructurada diseñada por sus autores para evaluar la presencia y severidad de síntomas depresivos en niños, entre 6 y 12 años de edad.

La CDRS-R está constituida por 17 ítems: 14 son evaluados a través de las respuestas de los niños a las siguientes preguntas estandarizadas: (1) *rendimiento en el trabajo escolar*; (2) *anhedonia*; (3) *retraimiento social*; (4) *alteraciones en el sueño*; (5) *cambios en el apetito*; (6) *fatiga excesiva*; (7) *quejas somáticas*; (8) *irritabilidad*; (9) *culpabilidad patológica*; (10) *disminución de la autoestima*; (11) *sentimientos depresivos*; (12) *ideación mórbida*; (13) *ideación suicida* y (14) *llanto excesivo*. Los tres ítems restantes de la CDRS-R deben ser evaluados por el clínico en función de la conducta "no verbal" que presenta el niño durante la entrevista: (15)

*afecto deprimido; (16) tempo del habla y (17) hipoactividad.* Cada ítem de la CDRS-R es puntuado según el grado de severidad reflejado por las respuestas que da el niño a las preguntas del clínico. Para los ítems *alteraciones del sueño, cambios en el apetito y tempo del habla*, la puntuación es una escala numérica de 1 a 5; el valor de 1 indica ausencia de signos patológicos y el valor de 5 en estos tres ítems, indica patología severa; para los 14 ítems de la CDRS-R restantes, la evaluación se realiza según una escala numérica de 1 a 7; cuando una respuesta es puntuada con 1, se quiere indicar la ausencia de signos patológicos; una puntuación de 7 indica la presencia de una patología severa. Según Poznanski (1985) (24), un valor de 3 indica afectación *leve* del síntoma; un valor de 4, sintomatología entre *leve y moderada*; y un valor de 5 o más, en cualquiera de los ítems, *presencia de sintomatología psicopatológica clara*. La CDRS-R también puede ser administrada a padres, profesores, trabajadores sociales, o a otras personas que puedan informar sobre el estado afectivo del niño. En estos casos, no se evalúan los tres últimos ítems (conducta "no verbal"). La duración aproximada de la entrevista es de 20 a 30 minutos. Como es lógico, en el caso de que el niño presente algún síntoma, este tiempo suele prolongarse.

### 3. Procedimiento

El tamaño de la muestra del presente trabajo (N=1.309) exigió la colaboración de un equipo de investigación, con los conocimientos suficientes sobre depresión infantil, que fue instruido en la administración de la CDRS-R por uno de los clínicos de este estudio, con experiencia previa en el empleo de la escala. Cada niño de la muestra fue evaluado individualmente con la CDRS-R, en su ámbito escolar habitual, por dos miembros del equipo investigador: un entrevistador y un observador. En todos los casos, el entrevistador formulaba las preguntas al niño en presencia del observador, que tomaba nota escrita de las respuestas. A continuación, y en ausencia del niño siguiendo las indicaciones de los autores de la CDRS-R, entrevistador y observador evaluaban por separado cada uno de los 17 ítems contestados; y, finalmente, ambos realizaban una evaluación conjunta del niño, discutiendo las posibles discrepancias en sus puntuaciones individuales, obteniendo así una tercera evaluación del niño, que tras la suma de los 17 ítems manifestaba la puntuación total en la CDRS-R. En momento y lugar distintos, y en ausencia de los resultados obtenidos con la CDRS-R, uno de los autores de esta colabo-

ración, aplicó los criterios sintomatológicos del DSM-III-R para la distimia y el episodio de depresión mayor a las respuestas registradas por escrito de cada niño, distribuyéndose la muestra total (N=1.309) en tres grupos: niños control 87.47% (N<sub>1</sub>=1.145), niños distímicos 6.64% (N<sub>2</sub>=87) y niños depresivos 5.88% (N<sub>3</sub>=77).

En cada niño de la muestra se obtuvieron cuatro valoraciones acerca de la posible presencia de sintomatología depresiva: tres evaluaciones empleando la CRS-R (entrevistador, observador y la conjunta de ambos) y una evaluación clínica empleando los criterios del DSM-III-R. Junto a las variables obtenidas con la CDRS-R (puntuación de los 17 ítems y puntuación total de la CDRS-R), se recogieron en una base de datos computarizada, las siguientes variables alfanuméricas de cada sujeto: edad (de 8 a 11 años), sexo, nivel educativo (3º, 4º y 5º de EGB), y tipo de enseñanza escolar (pública, concertada y privada).

En el tratamiento estadístico de los datos se trabajó con las puntuaciones directas de la CDRS-R.

La evaluación con el DSM-III-R, se codificó numéricamente con 1 para los controles, 2 para los distímicos y 3 para los depresivos. La variable "sexo", se codificó con 1 para los niños y 2 para las niñas. Y la variable "tipo de colegio", con 1 para los colegios concertados, 2 para los privados y un 3 para los colegios públicos. Con las variables "edad" y "curso" se trabajó directamente. Todas las variables obtenidas de cada sujeto de la muestra (60 variables numéricas y alfanuméricas; 1.309 sujetos) fueron tabuladas en ordenador PC en un fichero del programa DBASE-IV (Manzano, 1993; Alvarez Cáceres, 1995) (31, 32). Para proceder al tratamiento estadístico de los datos, esta información se transformó, mediante la instrucción correspondiente del SPSS/PC+, en un fichero activo del programa con el que se ha realizado el análisis factorial mediante componentes principales, con el fin de obtener un nuevo conjunto de variables denominadas componentes principales, que presuntamente serán una combinación lineal de las variables originales que tengan una variabilidad máxima y sean estadísticamente independientes (Martínez Arias, 1995) (33).

### Resultados

*Elección de los componentes principales:* En el análisis factorial realizado en este estudio "exploratorio", no se conocía "a priori" ni la cualidad ni el número de los factores; éstos fueron seleccionados

TABLA I

Comunalidades iniciales y autovalores de la matriz de correlaciones de los datos obtenidos del entrevistador (E)

Variable	Communality	Factor	Eigenvalue	Pct of Var	Cum Pct
E1	1.00000	1	6.18514	36.4	36.4
E2	1.00000	2	1.48962	8.8	45.1
E3	1.00000	3	.99671	5.9	51.0
E4	1.00000	4	.91269	5.4	56.4
E5	1.00000	5	.81936	4.8	61.2
E6	1.00000	6	.77154	4.5	65.7
E7	1.00000	7	.71395	4.2	69.9
E8	1.00000	8	.70402	4.1	74.1
E9	1.00000	9	.66679	3.9	78.0
E10	1.00000	10	.63717	3.7	81.7
E11	1.00000	11	.60558	3.6	85.3
E12	1.00000	12	.53792	3.2	88.5
E13	1.00000	13	.49163	2.9	91.4
E14	1.00000	14	.44366	2.6	94.0
E15	1.00000	15	.40376	2.4	96.4
E16	1.00000	16	.31609	1.9	98.2
E17	1.00000	17	.30417	1.8	100.0

TABLA II

Comunalidades iniciales y autovalores de la matriz de correlaciones de los datos obtenidos del observador (O)

Variable	Communality	Factor	Eigenvalue	Pct of Var	Cum Pct
O1	1.00000	1	6.22507	36.6	36.6
O2	1.00000	2	1.50079	8.8	45.4
O3	1.00000	3	.99345	5.8	51.3
O4	1.00000	4	.91692	5.4	56.7
O5	1.00000	5	.81531	4.8	61.5
O6	1.00000	6	.78090	4.6	66.1
O7	1.00000	7	.72621	4.3	70.3
O8	1.00000	8	.69050	4.1	74.4
O9	1.00000	9	.65535	3.9	78.3
O10	1.00000	10	.60686	3.6	81.8
O11	1.00000	11	.59692	3.5	85.3
O12	1.00000	12	.51234	3.0	88.4
O13	1.00000	13	.49040	2.9	91.2
O14	1.00000	14	.44606	2.6	93.9
O15	1.00000	15	.39858	2.3	96.2
O16	1.00000	16	.34441	2.0	98.2
O17	1.00000	17	.29793	1.8	100.0

TABLA III

Comunalidades iniciales y autovalores de la matriz de correlaciones de los datos obtenidos de la evaluación conjunta (C)

Variable	Communality	Factor	Eigenvalue	Pct of Var	Cum Pct
C1	1.00000	1	6.17976	36.4	36.4
C2	1.00000	2	1.48389	8.7	45.1
C3	1.00000	3	.96862	5.7	50.8
C4	1.00000	4	.93578	5.5	56.3
C5	1.00000	5	.81383	4.8	61.1
C6	1.00000	6	.76892	4.5	65.6
C7	1.00000	7	.73925	4.3	69.9
C8	1.00000	8	.71275	4.2	74.1
C9	1.00000	9	.64443	3.8	77.9
C10	1.00000	10	.64081	3.8	81.7
C11	1.00000	11	.59221	3.5	85.2
C12	1.00000	12	.53772	3.2	88.3
C13	1.00000	13	.49560	2.9	91.3
C14	1.00000	14	.46066	2.7	94.0
C15	1.00000	15	.41231	2.4	96.4
C16	1.00000	16	.31573	1.9	98.2
C17	1.00000	17	.29772	1.8	100.0

los 17 ítems (o variables) de la CDRS-R, en un conjunto menor de componentes (o factores), mediante los cuales se pudiera explicar de una forma más simplificada, la variabilidad total observada en la matriz de información. La técnica de selección de factores que utiliza el paquete estadístico SPSS consiste en extraer los factores con un autovalor (*eigenvalue*) mayor que la unidad (criterio de Kaiser, 1960). El SPSS-FACTOR ofrece también una representación gráfica en el plano de los valores de los autovalores y de los sucesivos factores (*"scree plot"*).

El cálculo de los autovalores se ha realizado a partir de la matriz de correlaciones obtenida en las tres evaluaciones realizadas con la CDRS-R (entrevistador, observador y conjunta). En las Tablas I, II y III se presentan los estadísticos iniciales del análisis factorial, donde se recogen los autovalores (*eigenvalues*) de la matriz de correlaciones obtenida de los datos del entrevistador, del observador y de la evaluación conjunta de ambos respectivamente, en los 17 ítems de la CDRS-R. En las Figuras 1, 2 y 3, se ofrece la representación gráfica en el plano de los autovalores de los sucesivos factores de las tres matrices de datos analizadas (entrevistador, observador y conjunta respectivamente). Este tipo de gráfico aparece en los ordenadores como *"scree plot"*. Como puede observarse en las Tablas I, II y III, con

durante el análisis. Con el método de componentes principales, se analizó la conveniencia a no de condensar la información aportada por el conjunto de

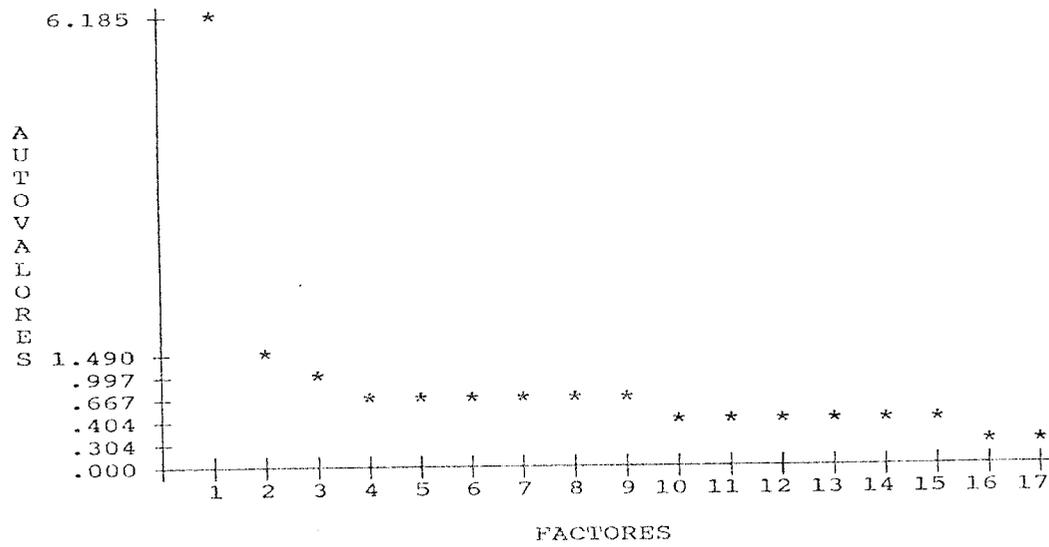


Fig. 1. Gráfica "scree plot" de los autovalores de las 17 variables. Evaluación con la CDRS-R del entrevistador.

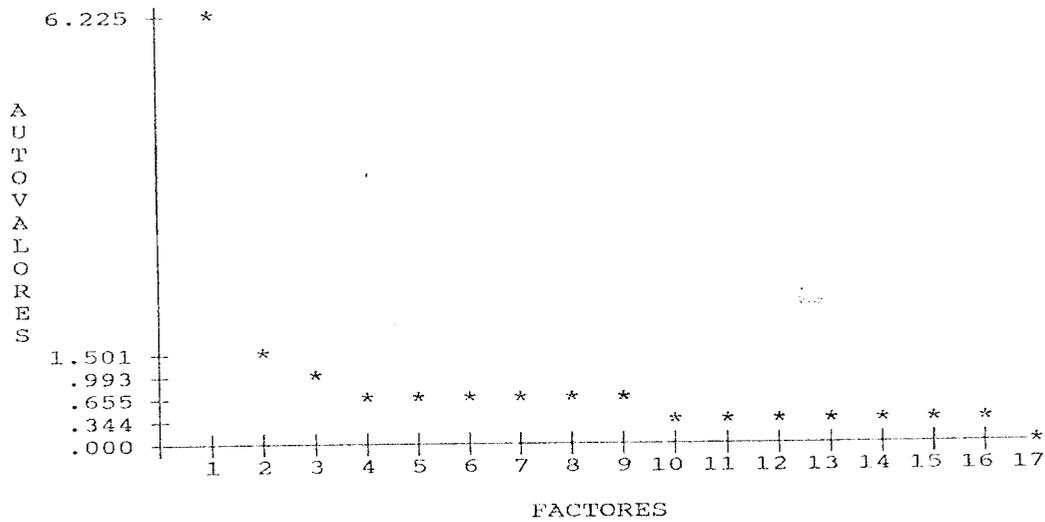


Fig. 2. Gráfica "scree plot" de los autovalores de las 17 variables. Evaluación con la CDRS-R del observador.

esta técnica las comunalidades iniciales son iguales a 1, puesto que la variabilidad total (100%) puede explicarse a partir de los 17 componentes del instrumento (ítems de la CDRS-R). En las tres matrices de datos, el primer factor tiene un autovalor (*eigenvalue*) muy alto respecto del resto, y muy similar en las tres evaluaciones: (E) 6.18514; (O) 6.22507; y (C) 6.17976. En los tres casos este primer factor es capaz de explicar por sí solo, el 36.4% (E), 36.6%

(O) y 36.6% (C) de la variabilidad total (*Pct of Var*). El segundo factor tiene un valor significativamente menor al Factor-1, y muy similar en los tres casos: (E) 1.48962, (O) 1.50079 y (C) 1.48389, explicando un porcentaje de la variabilidad mucho más pequeño: (E) 8.8%; (O) 8.8%; y (C) 8.7%, respectivamente. Entre los dos primeros factores (*Cum Pct*) explican un 45.1% (E); 45.4% (O); y 45.1% (C), respectivamente.

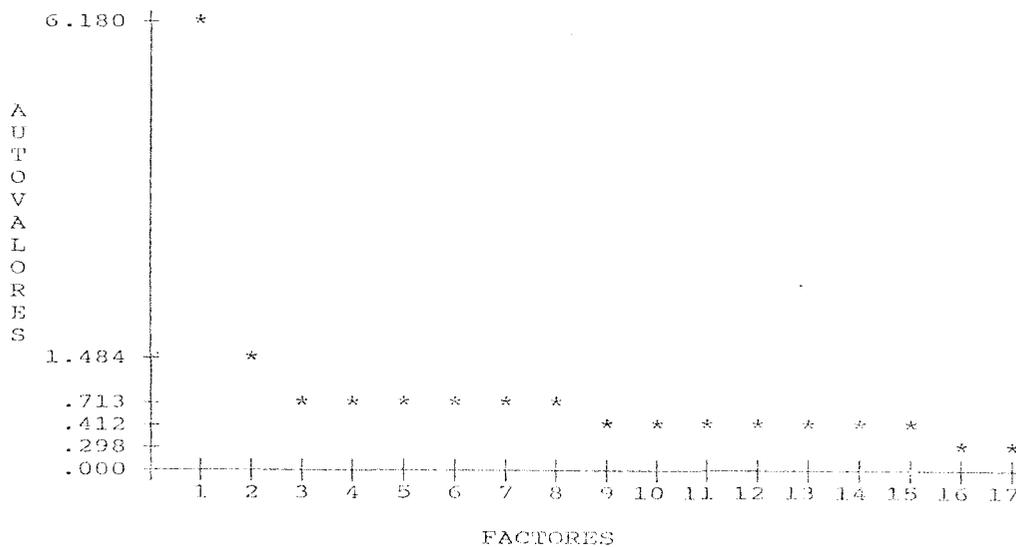


Fig. 3. Gráfica "scree plot" de los autovalores de las 17 variables. Evaluación conjunta con la CDRS-R.

En síntesis, puede observarse que en las tres matrices de datos, entrevistador, observador y conjunta (véanse Tablas I, II y III) la solución de extraer dos factores parece la más adecuada, resultando elegidos dos componentes principales o factores, de los cuales el Factor-1 explica por sí sólo un 36.4% de la varianza, porcentaje que puede considerarse suficiente para asumir la unidimensionalidad de los ítems de la CDRS-R. Por otro lado, el Factor-1 presenta un autovalor muy por encima del autovalor del Factor-2, que explica sólo el 8.8% de la varianza y, como ya se ha dicho, este hecho también apoya la unidimensionalidad de este instrumento de medida.

El resto de los factores contribuye muy poco a la variabilidad, por lo que no han sido tenidos en cuenta. Estos resultados pueden observarse de forma explícita en las Figuras 1, 2 y 3, mediante la gráfica "scree plot" que proporciona el análisis de componentes principales. En estas gráficas también se observa que todos los valores propios (*eigenvalues*) de los factores son muy similares en las tres evaluaciones, por lo que el perfil de las gráficas, "scree plot", resultante es casi idéntico en los tres casos. De este último resultado puede inferirse la similitud de las evaluaciones (entrevistador, observador y conjunta), apuntando hacia la hipótesis de que sería suficiente un sólo evaluador para obtener los mismos resultados.

Por otro lado, el porcentaje de varianza acumulada de los dos componentes extraídos en el análisis (un 45% aproximadamente) pone de manifiesto que

son necesarios casi todos los factores para explicar una parte sustancial de la variabilidad, de lo cual se deduce que las correlaciones entre las variables son pequeñas, lo que indica poca información redundante y que de eliminar alguno de los factores se perdería parte de la información proporcionada por la original matriz de datos.

*Interpretación de los componentes principales:* Con el fin de conseguir una maximización de la varianza de los factores y su mejor interpretación, se ha incorporado en el estudio una de las fases fundamentales del análisis factorial: la rotación de la matriz factorial mediante el método ortogonal VARIMAX (Kaiser, 1958), en la que se mantiene la independencia o ausencia de correlación entre los factores y su representación gráfica en un eje de coordenadas. Dichas coordenadas de las variables en el espacio definido por los componentes principales, son los coeficientes factoriales de la matriz rotada. Tanto la rotación de la matriz factorial como su representación gráfica en los ejes de coordenadas, se ha realizado en las tres matrices de datos obtenidas en este estudio (entrevistador, observador y conjunta) que recogemos en la Tabla IV.

A efectos prácticos, en la interpretación de los factores, se sugieren dos pasos: (1) estudiar la composición de las saturaciones factoriales significativas de cada factor; (2) intentar dar un nombre a los factores. El nombre debe asignarse de acuerdo con la estructura de las saturaciones, es decir, conociendo su contenido. En la Tabla IV se muestra la matriz factorial rotada del entrevistador (E),

TABLA IV

Matriz factorial rotada por el método ortogonal *Varimax*. (Entrevistador, observador y conjunta) (\* carga factorial asociada al factor)

Variable y contenido de los ítems	Factor 1	Factor 2				
	E	O	C	E	O	C
1 Trabajo escolar	.42922*	.45179*	.43578*	.37894	.38835	.37880
2 Anhedonia	.46073	.45225	.44827	.64771*	.64810*	.65269*
3 Retraimiento social	.48004	.45866	.46075	.58507*	.58524*	.60152*
4 Insomnio	.50499*	.51460*	.52772*	.18205	.18200	.16229
5 Cambios apetito	.36879*	.37838*	.39376*	.18332	.17989	.17827
6 Fatiga excesiva	.51555*	.54820*	.51540*	.41256	.38330	.42005
7 Quejas somáticas	.57336*	.57282*	.57195*	.27650	.29236	.28429
8 Irritabilidad	.65971*	.64691*	.65258*	.06114	.06589	.07315
9 Culpabilidad	.57589*	.60920*	.56169*	.09130	.05420	.08310
10 Autoestima	.56818*	.55887*	.55281*	.42938	.42640	.43878
11 Sent. depresivos	.68131*	.67166*	.67462*	.28064	.30429	.30357
12 Ideación mórbida	.65097*	.63080*	.63788*	.13814	.16170	.15274
13 Ideación suicida	.33749*	.32187*	.35620*	.13293	.09759	.09273
14 Llanto	.65205*	.65997*	.65062*	.08726	.11560	.11666
15 Afecto deprimido	.29880	.30648	.29419	.77868*	.76998*	.78171*
16 Tempo del habla	.03063	.02796	.01663	.84091*	.84628*	.84000*
17 Hipoactividad	.08344	.08413	.07895	.77234*	.79200*	.75903*

observador (O) y la evaluación conjunta (C). En primer lugar, puede observarse que las "cargas factoriales" de los ítems son muy similares en los tres casos (E, O y C) y están asociadas al mismo factor.

La agrupación de las 17 variables (ítems) asociadas a cada factor, según el examen de las saturaciones resultantes, es como sigue:

*Factor-1:* ítem 1, "trabajo escolar"; ítem 4, "insomnio"; ítem 5, "cambios en el apetito"; ítem 6, "fatiga excesiva"; ítem 7, "quejas somáticas"; ítem 8, "irritabilidad"; ítem 9, "culpabilidad"; ítem 10, "autoestima"; ítem 11, "sentimientos depresivos"; ítem 12, "ideación mórbida"; ítem 13, "ideación suicida"; ítem 14, "llanto".

*Factor-2:* ítem 15, "tempo del habla"; ítem 16, "afecto deprimido"; ítem 17, "hipoactividad"; ítem 2, "anhedonia"; ítem 3, "retraimiento social".

Si se interpretan los factores a la luz del contenido psicopatológico de las variables (ítems), observamos que las variables asociadas al *Factor-1* corresponden a 12 de los 14 ítems de la CDRS-R que se evalúan a través de la "conducta verbal", por lo que podemos afirmar que es un factor claramente verbal. Sin embargo, el *Factor-2* agrupa las tres variables de la CDRS-R que se obtienen de la evaluación de la "conducta no verbal" y las variables restantes de la conducta verbal: 2 (anhedonia) y 3 (retraimiento social). Si nos fijamos en las saturaciones de estas dos variables, observamos que se

asocian más con el *Factor-2* (variable 2: 0.64771; 0.64810; 0.65269; y variable 3: 0.58507; 0.58524; 0.60152), pero las saturaciones de ambas obtenidas en el *Factor-1* (variable 2: 0.46073, 0.45225; 0.44827; y variable 3: 0.48004; 0.45866; 0.46075) son superiores a 0.40 (regla de Stevens, 1992, que supone que la variable muestra al menos un 15% de varianza común con el factor). (Martínez Arias, 1995) (33).

Esto parece indicar que los ítems *anhedonia* y *retraimiento social*, tienen un dos componentes: uno "no-verbal" y otro "verbal"; de ahí su saturación en los dos factores. Estos resultados, permiten afirmar que la estructura interna de la CDRS-R original (14 ítems explorados a partir de la conducta "verbal" del niño y 3 ítems, a partir de la conducta "no verbal"), es muy satisfactoria, ya que el *Factor-1* recoge todos los ítems de la conducta verbal menos el 2 y el 3, que presentan una carga factorial algo más asociada al *Factor-2*, pero que también mantienen una relación significativa con el *Factor-1*.

Esto último, podría explicarse si tenemos en cuenta que el contenido de estos dos ítems (*anhedonia* y *retraimiento social*) pueden dar origen a manifestaciones clínicas tanto verbales (conducta verbal) como observables en la conducta no verbal del niño.

Tanto la rotación de factores como su representación gráfica se han realizado en las tres matrices

Horizontal Factor-1	Vertical Factor-2	Symbol	Variable	Coordinates	
		1	C1	.436	.379
16		2	C2	.448	.653
17	15	3	C3	.461	.602
	2	4	C4	.528	.162
	3	5	C5	.394	.178
	10	6	C6	.515	.420
	1	7	C7	.572	.284
	117	8	C8	.653	.073
	5	9	C9	.562	.083
	414	10	C10	.553	.439
	13	11	C11	.675	.304
	9	12	C12	.638	.153
	8	13	C13	.356	.093
		14	C14	.651	.117
		15	C15	.294	.782
		16	C16	.017	.840
		17	C17	.079	.759

Fig. 4. Representación gráfica de la transformación ortogonal. Matriz factorial de la evaluación conjunta.

factoriales obtenidas a partir de la evaluación del entrevistador, observador y conjunta. Para simplificar la exposición, ante la similitud de los resultados obtenidos en la matriz factorial rotada (véase Tabla IV), sólo vamos a presentar los ejes factoriales de la evaluación conjunta (Figura 4).

En la Figura 4 se ofrece la representación gráfica de la factorización de la matriz de correlaciones de las 17 variables, que se realiza tomando los factores dos a dos y proyectando las variables sobre los planos determinados por cada par de ejes factoriales. Es decir, nos aparecen las coordenadas de las variables en el espacio definido por los componentes principales; en nuestro caso el Factor-1 en el eje horizontal, y el Factor-2 en el eje vertical. En los ejes factoriales se observa que las variables que más se aproximan al Factor-1 (eje horizontal) son todos los ítems de la conducta "verbal", menos las variables C15, C16 y C17, más próximos al eje vertical, "conducta no verbal". Las variables C2 y C3, se sitúan en un espacio intermedio entre los dos factores, aunque algo más cerca del Factor-2. Estos resultados gráficos confirman lo dicho líneas atrás respecto de los ítems "anhedonía" y "retraimiento social".

## Conclusiones

Como ya se indicó en la introducción, los resultados aquí presentados, constituyen una de las aportaciones, dentro del proceso de validación de la

CDRS-R en su versión castellana, en función de las inferencias realizadas a partir de las puntuaciones obtenidas con dicho instrumento. Los resultados del análisis factorial mediante componentes principales, permiten formular las siguientes conclusiones:

1. Tras la comprobación empírica de la *unidimensionalidad* de la CDRS-R, podemos afirmar que los 17 ítems que componen dicho instrumento, conforman dos factores: el Factor-1 que explica un porcentaje elevado de la variabilidad (36%) y el Factor-2, que explica un porcentaje bastante menor (8.8%).

En función del contenido psicopatológico (depresión) de las variables que agrupan cada factor, podemos afirmar que confirman la *especificidad de la estructura interna* de la CDRS-R diseñada por sus autores, ya que el Factor-1, recoge prácticamente todos los ítems de la conducta depresiva verbal, y el Factor-2 los tres ítems de la conducta depresiva "no verbal". Según nuestros resultados, los ítems 2 (anhedonía) y 3 (retraimiento social) tienen dos componentes: uno de conducta "verbal" y otro de conducta "no verbal".

2. La comprobación de la unidimensionalidad de los ítems que componen la CDRS-R, a través de los resultados obtenidos en el análisis factorial mediante componentes principales, constituye una prueba de evidencia que permite inferir la *validez de constructo* de la CDRS-R.

3. La relevante similitud de los resultados obtenidos en las tres evaluaciones realizadas en este estudio (entrevistador, observador y conjunta), apo-

yados en los resultados obtenidos en los coeficientes de consistencia interna (alpha de Cronbach), coeficiente de homogeneidad de los ítems y consistencia inter evaluadores (Mediano Cortés, 1995) (17), permiten afirmar que, respecto del uso de la CDRS-R en niños españoles, resulta *suficiente la evaluación realizada por un entrevistador que esté familiarizado con dicho instrumento.*

Para terminar, señalaremos que estos resultados constituyen una de las bases empíricas iniciales realizada dentro del proceso de validación de la *Children's Depression Rating Scale Revised* (Poznanski y cols., 1984) en su adaptación al castellano y aplicada a una muestra de escolares madrileños, de ambos sexos, con edades comprendidas entre los 8 y 11 años, cuyos resultados parecen ofrecer las suficientes garantías de fiabilidad y validez para poder considerar que la CDRS-R (en su adaptación castellana), constituye un *instrumento auxiliar del diagnóstico de depresión infantil* que puede ser de gran utilidad tanto para el clínico como para el investigador.

Correspondencia:  
Dra. M. L. Mediano Cortés  
Clínica Ntra. Sra. de la Paz  
C/ López de Hoyos, 269  
28043 Madrid

## Bibliografía

1. WORLD HEALTH ORGANIZATION: ICD 10<sup>ª</sup>. *Tenth Revision of the International Classification of Diseases, draft of chapter V: Mental and Behavioural Disorders*. Geneva: WHO. 1988.
2. AMERICAN PSYCHIATRIC ASSOCIATION (APA): *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (3rd ed. Revised)* Washington, American Psychiatric Association. 1987.
3. AMERICAN PSYCHIATRIC ASSOCIATION (APA): *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (IV ed). DSM-IV Draft Criteria. Task Force on DSM-IV*. Washington. 1993.
4. POLAINO-LORENTE, A.: *Las depresiones infantiles*. Madrid. Morata. 1988.
5. POLAINO-LORENTE, A.; DOMENECH LLABERIA, E.: *Prevalence of Childhood Depression: Results of the First Study in Spain*. *J Am Psychol and Psychiatry and allied disciplines*, 1993; 34(6):1007-1017.
6. PUIG-ANTICH, J.; BLAUS, S.; MARX, J.; GREENHILL, L. G.; CHAMBERS, W.: *Prepubertal major depressive disorder. A pilot study*. *J Am Acad Child Psychiatry*; 1978; 17:695-707.
7. CYTRYN, L.; McNEW D. H.: *Factors influencing the changing clinical expression of the depressive process in children*. *American Journal Psychiatry*; 1974; 131:879-881.
8. ACHENBACH, T. M.: *Assessment and taxonomy of child and adolescent psychopathology*. En: *Forns i Santacana. Evaluación psicológica infantil*. 1993. Barcelona. 1985.
9. POLAINO-LORENTE, A.; GARCIA VILLAMISAR, D. A.: *La depresión infantil en Madrid: Un estudio epidemiológico*. Madrid. Editorial AC. 1993.
10. PEDREIRA MASSA, J. L.; MARTIN MARTINEZ DE TODA, P.; FERNANDEZ VILLAR, A.: *Experiencias asistenciales en psiquiatría infantil: la etapa escolar y sus perfiles evolutivos y psicopatológicos*. *Revista de Psiquiatría Infanto-Juvenil*; 1994; 3:152-161.
11. POLAINO-LORENTE, A.; DEL POZO ARMENTIA, A.: *Modificación de la depresión mediante un programa de intervención psicopedagógica en niños cancerosos no hospitalizados*. *Análisis y Modificación de Conducta*; 1992; 18, 60:494-503.
12. CANTWELL, D. P.; CARLSON, G. A.: *Affective disorders in childhood and adolescence*. SP Medical & Scientific Books, New York, 1983. Versión española: "Trastornos afectivos en la infancia y adolescencia" Ed. Martínez Roca, S.A., Barcelona. 1983.
13. PUIG-ANTICH, J.; CHAMBERS, W. J.; TABRIZI, M. A.: *Evaluación clínica de episodios depresivos habituales en niños y adolescentes: entrevistas a padres y niños*. En: *Trastornos afectivos en la infancia y en la adolescencia*. Cantwell y Carlson, 1987 (Original, 1983). Barcelona. Martínez Roca.

14. DOMENECH LLABERIA, E.: Concepto y prevalencia de la depresión infantil. En: De Rivera y cols., eds. *El método epidemiológico en salud mental*. Barcelona. Masson-Salvat. 1993.
15. PEDREIRA MASSA, I. L., SANCHEZ, B.; SARDINERO, E.: Aplicación del método epidemiológico para la detección de trastornos mentales en la infancia y la adolescencia. En: De Rivera y Revuelta II.G.: *El método epidemiológico en salud mental*. Barcelona. Masson. 1993.
16. FORNS I SANTACANA, M.: *Evaluación Psicológica Infantil*. Barcanova. Barcelona. 1993.
17. MEDIANO CORTES, M. L.: *El diagnóstico de los trastornos depresivos en la infancia: estudios de fiabilidad y validación de la Children's Depression Rating Scale-Revised en población escolar española*. Tesis Doctoral. Universidad Autónoma de Madrid. 1995.
18. POZNANSKI, E. O.; THRULL, J. P.: Childhood depression: clinical characteristics of overtly depressed children. *Archives General of Psychiatry*; 1970; 23:8-15.
19. BRUMABACK, R. A.; WEINBERG, W. A.: *Pediatric Behavioral Neurology: An Update on the Neurologic Aspects of Depression, Hiperactivity, and Learning Disabilities*. *Neurologic Clinics*; 1990; 8(3):677-703.
20. POZNANSKI, E. O.; COOK, S. C.; CARROL, B. J.: A Depression Rating Scale for Children. *Pediatrics*; 1979; 64(4):442-450.
21. CANTWELL, D. P.; CARLSON, G. A.: *Trastornos afectivos en la infancia y la adolescencia*. Cap. I. Barcelona Martínez Roca. 1987.
22. CYTRYN, L.; McNEW, D. H.; BUNNEY, W. E.: *Diagnosis of depression in children: A reassessment*. *American Journal of Psychiatry*; 1980; 137:22-25.
23. POZNANSKI, E. O.; GROSSMAN, J.; BUCHSBAUM, Y.; BANEGAS, M.; MAN, L.; GIBBONS, R.: *Preliminary Studies of the Reliability and Validity of the Children's Depression Rating Scale*. *J American Academy of Child psychiatry*; 1984; 23(2):191-197.
24. POZNANSKI, E. O.; FREEMAN, L. N.; MOKROS, H. B.: *Children's Depression Rating Scale-Revised (Septiembre 1984)*. *Psychopharmacology Bulletin*; 1985; 21(4):979-989.
25. FREEMAN, L. N.; MOKROS, H.; POZNANSKI, E. O.: *Violent Events Reported by Normal Urban School-Aged Children: Characteristics and Depression Correlates*. *Journal Academy Child Adolescents Psychiatry*; 1993; 32(2):419-423.
26. ANDERSON, J. C.; WILLIAMS, S.; MACGEE, R.; SILVA, P.: *DSM-III disorders in preadolescent children*. *Archives of General Psychiatry*; 1987; 44:69-76.
27. ANASTASI, A.: *Evolving concepts of test validation*. *Ann Rev Psychol*; 1986; 37:1-15.
28. POZNANSKI, E.; MOKROS, H.; GROSSMAN, J.; FREEMAN, L.: *Diagnostic criteria in childhood depression*. *American Journal Psychiatry*; 1985; 142:1168-1173.
29. POLAINO-LORENTE, A.; DOMENECH LLABERIA, E.: *Epidemiología de la depresión infantil*. Barcelona. ESPAX. 1990.
30. MUÑIZ MARCELINO, J.: *El problema de la unidimensionalidad en la medición psicológica*. En: Fornis: *Aportaciones recientes a la evaluación psicológica*. Barcelona. PPU. 1993.
31. MANZANO ARRONDO, V.: *Análisis estadístico con el SPSS/PC+*. Madrid. Ra-Ma. 1993.
32. ALVAREZ CACERES, R.: *Estadística multivariante y no paramétrica con SPSS. Aplicación a las ciencias de la salud*. Madrid. Díaz de Santos. 1995.
33. MARTINEZ ARIAS, R.: *Psicometría: Teoría de los Tests Psicológicos y Educativos*. Síntesis Madrid. 1995.