

ESTRUCTURA FACTORIAL DE LA ESCALA DE CONNERS PARA PROFESORES EN MUESTRAS COMUNITARIA Y CLÍNICA

JUAN ANTONIO AMADOR CAMPOS*, M^a ÁNGELES IDIAZABAL ALECHA**, JOSÉ ANTONIO AZNAR CASANOVA*** Y MARIBEL PERÓ CEBOLLERO****

Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos.

Facultad de Psicología. Universidad de Barcelona*

Servicio de Neurofisiología clínica. Hospital del Mar. Barcelona**

Departamento de Psicología Básica. Facultad de Psicología. Universidad de Barcelona***

Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento. Facultad de Psicología. Universidad de Barcelona****

Resumen

Se presenta la estructura factorial de la escala abreviada de Connors para profesores (CTRS-28) en una muestra comunitaria (786 sujetos) y clínica (149 sujetos diagnosticados de trastorno por déficit de atención con hiperactividad). Tanto en la muestra comunitaria como en la clínica aparecen cinco factores que explican el 67.17% y el 61.79% de la varianza respectivamente. La congruencia entre las estructuras factoriales de ambas muestras es alta y estadísticamente significativa. Se ofrecen datos normativos para los grupos comunitario y clínico.

Palabras clave: Hiperactividad, escala de Connors para profesores, estructura factorial.

Abstract

The factorial structure of Connors' teacher rating scale, brief form, was analyzed with a community (786 subjects) and clinical sample (149 subjects with attention deficit hyperactivity disorder). For community and for clinical samples, the factor structure was composed of five factors that accounted for 67.17%, and for 61.79% of variance, respectively. The coefficient of congruence between factorial structures in both samples is statistically significant. Normative data for community and clinical samples are presented in this study.

Key words: Hyperactivity, Conner's teachers rating scale, factorial structure.

INTRODUCCIÓN

El trastorno por déficit de atención con hiperactividad (TDAH) es una de las alteraciones psicopatológicas más frecuentes en la infancia y adolescencia y se caracteriza por la presencia de tres grupos de síntomas: desatención, hiperactividad e impulsividad. Entre un 3% y un 5% de los niños en edad escolar presentan este trastorno, cuando se utilizan los criterios diagnósticos del DSM-IV (APA, 1995). Sin embargo, la tasa de prevalencia varía según los criterios utilizados, el tipo de instrumento de evaluación que se emplea (entrevista, observación o escalas de valoración) o los informantes: padres, maestros, cuidadores, etc (Amador, Foms y Martorell, 2001; Baumgaertel, Wolraich y Dietrich, 1995; Gaub y Carlson, 1997). El trastorno es más frecuente en varones que en mujeres, tanto en muestra comunitaria (3:1) como en clínica (9:1).

Los síntomas y manifestaciones clínicas asociadas al TDAH se mantienen más o menos estables a lo largo del desarrollo, aunque, a medida que los niños maduran, los síntomas tienden

a ser menos conspicuos y se atenúan conforme se alcanza la adolescencia y la edad adulta (APA, 1995; Barkley, 1998). Diferentes autores (Amador, et al., 2001; DuPaul, 1991; DuPaul, Power et al., 1997) han encontrado que, durante los años de escolaridad primaria, los chicos, tanto si son valorados por sus padres como por sus profesores reciben puntuaciones significativamente más elevadas que las chicas en las conductas y síntomas asociados a la desatención, la hiperactividad y la impulsividad.

En el proceso de evaluación de un sujeto que presenta conductas y síntomas característicos del TDAH se utilizan diferentes procedimientos e instrumentos: entrevista diagnóstica con el sujeto, sus padres y profesores, escalas de valoración completadas por padres y profesores, observación directa, o en situaciones análogas, tests psicométricos y neuropsicológicos, y medidas de laboratorio.

Las escalas de valoración son uno de los instrumentos más utilizados en la evaluación de sujetos con TDAH. Estas escalas, como sistemas dimensionales, se derivan, generalmente, de modelos psicométricos en los que se asume una continuidad en la psicopatología, y se considera que ésta es una desviación de la normalidad.

Las *Escalas de Conners* (Conners, 1989) se elaboraron para medir los cambios en la conducta de niños hiperactivos, tratados con medicación estimulante. Su uso se ha extendido al proceso de evaluación anterior al tratamiento como instrumentos útiles para recoger información de padres y profesores (Barkley, 1998; Conners, 1994; Resnick y McEvoy, 1994). Existen cuatro versiones de estas escalas, dos extensas (Escala para padres: CPRS-93, con 93 ítems y Escala para profesores: CTRS-39, con 39 ítems), y dos abreviadas (Escala para padres: CPRS-48, que consta de 48 ítems y la Escala para profesores: CTRS-28, que contiene 28 elementos).

Los análisis factoriales de la versión abreviada de la escala de profesores (CTRS-28) han puesto de manifiesto la existencia de tres factores: Problemas de conducta, Hiperactividad y Desatención/pasividad. El Índice de hiperactividad, que aparece en las escalas para padres y para profesores, está formado por los 10 ítems con mayor peso factorial. Este índice agrupa conductas que se consideran prototípicas de la hiperactividad, y que son las más sensibles a los efectos del tratamiento (Conners, 1989; Goyette, Conners y Ulrich, 1978). Farré-Riba y Narbona (1997) presentaron la estructura factorial de las escalas abreviadas de Conners para padres y profesores en una muestra de procedencia comunitaria (633 sujetos, entre 6 y 8 años) y clínica (33 sujetos, entre 5 y 10 años). Para la escala de profesores (CTRS-28) obtuvieron 4 factores: el primer factor recoge ítems que evalúan, fundamentalmente, problemas de conducta; en los factores segundo y tercero saturan ítems que miden problemas de hiperactividad y desatención, y el cuarto factor agrupa ítems relacionados con alteraciones emocionales. Veinticinco ítems, de los veintiocho que forman la escala saturan significativamente en alguno de los cuatro factores. Pineda, Rosselli, Henao y Mejía (2000) han encontrado también cuatro factores en la escala CTRS-28, en una muestra de 540 sujetos entre 4 y 17 años de Manizales (Colombia). Estos autores denominan a los factores como: temperamento descontrolado, desatención, hiperactividad y problemas de relación social. Veinte ítems de la escala saturan significativamente en alguno de los cuatro factores.

La mayoría de investigaciones que han analizado la estructura factorial de las escalas de valoración que se utilizan para evaluar las conductas de falta de atención, hiperactividad e impulsividad se han realizado mediante análisis factorial de componentes principales con rotación varimax (Reid, 1995). El análisis factorial de componentes principales no es muy apropiado para este tipo de estudios porque crea combinaciones lineales de las variables, partiendo del supuesto de que no están relacionadas, para explicar la mayor varianza posible. La rotación varimax tampoco es muy adecuada para este tipo de escalas ya que implica que los factores son ortogonales, o no tienen relación entre ellos. Esto es, como mínimo, discutible en el caso de las escalas que se utilizan para evaluar el TDAH ya que se han obtenido correlaciones entre moderadas y altas

entre las conductas de desatención, hiperactividad e impulsividad (Amador et al., 2001; Amador, Idiazábal, Sangorrín, Espadaler y Forns, 2002; Conners, 1997; Ullman, Sleator y Sprague, 1985). El método de rotación oblicuo es más flexible y adecuado, en estos casos, ya que no se parte del supuesto de que los factores no están relacionados entre sí (Browne, 2001; Hair, Anderson, Tatham y Black, 1995).

Los objetivos de este trabajo son: 1) presentar las estructuras factoriales y la consistencia interna de la escala abreviada de Conners para profesores (CTRS-28) en una muestra comunitaria y otra clínica, 2) analizar la congruencia entre las estructuras factoriales de la CTRS-28 en ambas muestras, y 3) ofrecer datos normativos para niños escolarizados en los cursos 2º y 3º de educación primaria.

MÉTODO

Sujetos

La muestra está compuesta por 935 sujetos (542 varones y 393 mujeres), con edades comprendidas entre 7 años y 9 años y 3 meses, escolarizados en los cursos 2º y 3º de enseñanza primaria. Setecientos ochenta y seis sujetos (425 varones y 361 mujeres) forman parte del grupo comunitario. El grupo clínico está compuesto por 149 sujetos (117 varones y 32 mujeres), diagnosticados de TDAH en sus diferentes subtipos, según criterios del DSM-IV (varones: DA 21; HI, 4; TC, 92; mujeres: DA; 7; HI, 4; TC, 21)¹. La muestra comunitaria se reclutó en 60 escuelas de la ciudad de Barcelona, a las que se solicitó su colaboración en una investigación sobre el TDAH en los cursos de 2º y 3º de enseñanza primaria. A los profesores tutores de estos cursos se les pidió que rellenaran la escala abreviada de Conners para profesores (CTRS-28). Los sujetos que pertenecen al grupo clínico proceden de los servicios de salud mental infantil y juvenil de tres hospitales de la provincia de Barcelona. El diagnóstico fue realizado por el equipo de profesionales de los servicios sin atender a las puntuaciones de la escala que se analiza en este trabajo. El nivel socioeconómico de la muestra, según el índice de Hollingshead (1975), es medio.

Instrumentos

Escala abreviada de Conners para profesores (CTRS-28)

Consta de 28 ítems que se valoran en una escala Likert de cuatro grados: nada (0), poco (1), bastante (2) y mucho (3).

Resultados

Se ha realizado un análisis factorial exploratorio de componentes principales, con rotación oblimín. Tal como se ha comentado anteriormente, este tipo de rotación proporciona una representación más plausible de las relaciones entre las conductas de hiperactividad, impulsividad y desatención, ya que se parte de la asunción de que los factores están correlacionados (Browne, 2001, Hair et al., 1995). El análisis se ha realizado separadamente para la muestra comunitaria (N = 786) y clínica (N = 149), y se han seleccionado los factores atendiendo a un doble criterio: valores propios (*eigenvalues*) mayores de 1 y análisis del gráfico de sedimentación (Hair et al., 1995; Jolliffe, 1986). El análisis de la matriz de correlaciones, de la anti-imagen, y los resultados

¹ DA= Trastorno por déficit de atención con hiperactividad con predominio del déficit de atención; HI = Trastorno por déficit de atención con hiperactividad con predominio hiperactivo-impulsivo; TC = Trastorno por déficit de atención con hiperactividad tipo combinado.

de la medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (muestra comunitaria: K-M-O = 0.934; muestra clínica: K-M-O = 0.853), confirman que los datos son apropiados para el análisis factorial. Las tablas 1 y 2 recogen los pesos factoriales, los valores propios y la varianza explicada por cada uno de los factores.

Muestra comunitaria

El análisis factorial de componentes principales con rotación oblimín pone de manifiesto la existencia de cinco factores que explican el 61.17 % de la varianza, después de la rotación. El factor I agrupa 11 ítems que evalúan problemas de conducta; 9 ítems tienen la saturación más elevada en este factor y 2 ítems tienen mayor carga en otros factores. El factor II está formado por 8 ítems que miden falta de atención y pasividad; el factor III incluye 5 ítems que analizan

Tabla 1. Muestra comunitaria. Pesos factoriales iguales o superiores a 0.30 de la solución factorial de ejes principales con rotación oblimín (en negrita las saturaciones más elevadas en cada factor). Matriz de configuración.

Ítem	Factor I	Factor II	Factor III	Factor IV	Factor V
1. Inquieto					.73
2. Sonidos o ruidos	.42				.36
3. Exige satisfacción inmediata					.65
4. Comportamiento arrogante	.68				
5. Explosiones de mal genio	.83				
6. Susceptible				.85	
7. Se distrae con facilidad		.84			
8. Molesta	.49				
9. Ensimismado		.53			
10. Malhumorado	.86				
11. Cambios bruscos de humor	.85				
12. Discute, pelea	.60				
13. Actitud sumisa	-.39			.56	
14. Inquieto, "en marcha"					.74
15. Impulsivo	.43				.50
16. Exige atención					.54
17. No aceptado	.35		.34		
18. Se deja dirigir		.57			
19. No sentido juego limpio			.80		
20. No líder		.55			-.44
21. No acaba		.87			
22. Infantil		.80			
23. Niega errores	.44				
24. No se lleva bien			.89		
25. Poco cooperativo compañeros			.92		
26. Se desanima		.72			
27. Poco cooperativo profesor			.90		
28. Problemas para aprender		.89			
Valores propios	10.47	3.53	2.40	1.29	1.13
Varianza explicada	37.38%	12.59%	8.56%	4.61%	4.03%

Tabla 2. Muestra clínica. Pesos factoriales iguales o superiores a 0.30 de la solución factorial de ejes principales con rotación oblimín (en negrita las saturaciones más elevadas en cada factor). Matriz de configuración.

Item	Factor I	Factor II	Factor III	Factor IV	Factor V
1. Inquieto	.96				
2. Sonidos o ruidos	.73				
3. Exige satisfacción inmediata	.75				
4. Comportamiento arrogante	.52				.31
5. Explosiones de mal genio	.38				.60
6. Susceptible				.43	.70
7. Se distrae con facilidad		.62			
8. Molesta	.51			-.37	
9. Ensimismado		.49			
10. Malhumorado					.81
11. Cambios bruscos de humor					.73
12. Discute, pelea	.38				.30
13. Actitud sumisa				.74	
14. Inquieto, "en marcha"	.90				
15. Impulsivo	.75				
16. Exige atención	.75				
17. No aceptado			-.77		
18. Se deja dirigir				.74	
19. No sentido juego limpio				-.32	
20. No líder			-.45		
21. No acaba		.80			
22. Infantil		.48		.37	
23. Niega errores	.35		-.36		
24. No se lleva bien			-.88		
25. Poco cooperativo compañeros			-.72		
26. Se desanima		.80			
27. Poco cooperativo profesor			-.66		
28. Problemas para aprender		.69			
Valores propios	8.00	4.27	2.12	1.50	1.41
Varianza explicada	28.60%	15.23%	7.56%	5.36%	5.04%

problemas de relación social; 4 items tienen su mayor carga factorial en este factor; el factor IV lo integran 2 items que evalúan susceptibilidad y sumisión y el factor V está formado por 7 items que evalúan conductas de hiperactividad e impulsividad; 5 items presentan la carga factorial más elevada en este factor. Las correlaciones entre factores se recogen en la tabla 3. Como puede observarse todas las correlaciones son estadísticamente significativas, aunque los coeficientes son bajos, a excepción de las correlaciones entre los factores I-III, I-V y II-III, que son moderadas.

Muestra clínica

El análisis factorial de componentes principales con rotación oblimín pone de manifiesto la existencia de seis factores que explican el 65.47 % de la varianza. El análisis del gráfico de

sedimentación muestra que, a partir del quinto factor, la gráfica alcanza valores asintóticos, por lo que parece adecuado retener estos cinco primeros factores (Jolliffe, 1986), que explican el 61.79% de la varianza, después de la rotación. El factor I agrupa 11 ítems que evalúan problemas de conducta e hiperactividad; 9 ítems presentan el mayor peso en este factor y 2 ítems tienen saturaciones mayores en otros factores. El factor II está formado por 6 ítems que miden falta de atención y pasividad; el factor III incluye 6 ítems que miden problemas de relación social. La saturación negativa de los ítems indica adaptación social y cooperación, y se relaciona, negativamente, con las conductas de hiperactividad, los problemas de conducta, la falta de atención y la pasividad (ver tabla 3). El factor IV lo integran 6 ítems que evalúan actitudes de sumisión y conformidad; tres ítems tienen su mayor carga en este factor y los otros tres saturan en otros factores. El factor V está formado por 6 ítems relacionados con labilidad emocional; 4 ítems tienen su mayor peso en este factor. La correlación entre factores se recoge en la tabla 3. Como puede apreciarse, los coeficientes son bajos, a excepción de las correlaciones entre los factores I-V y II-III, que son moderadas y estadísticamente significativas.

Tabla 3. Correlación entre factores. Muestra comunitaria, por encima de la diagonal, muestra clínica, por debajo de la diagonal.

Factores	I	II	III	IV	V
I		.29**	.35**	-.11**	.52**
II	-.01		.31**	.19**	.20**
III	-.17*	-.35**	.	.08*	.21**
IV	-.19*	.09	.04		-.15**
V	.43**	-.02	-.12	-.20*	

* $p < 0.05$

** $p < 0.01$

Congruencia entre las estructuras factoriales

La tabla 4 muestra los coeficientes de congruencia entre las estructuras factoriales de las muestras comunitaria y clínica. La congruencia se ha establecido a partir de la fórmula de Burt y Tucker, recogida por Martínez Arias (1979) y García-Cueto (1994). El coeficiente de congruencia es un indicador de la semejanza de las estructuras factoriales obtenidas en dos muestras diferentes, a las que se les ha aplicado el mismo instrumento. Como puede apreciarse, la congruencia es elevada entre los factores II, III y IV y algo más baja en el factor I, aunque estadísticamente significativa. La congruencia entre el factor V de las muestras comunitaria y clínica es baja y no significativa (véase García-Cueto, 1994).

Tabla 4. Coeficiente de congruencia entre las estructuras factoriales de las muestras comunitaria y clínica.

Factores	I	II	III	IV	V
I	0.559*				
II		0.8897***			
III			0.8329***		
IV				0.7188***	
V					0.1674

* $p < 0.05$

** $p < 0.01$

*** $p < 0.001$

Fiabilidad

En la tabla 5 se presentan los coeficientes de consistencia interna (α de Cronbach) para la escala completa y para cada una de los factores obtenidos en el análisis factorial. Todos los factores presentan coeficientes de consistencia interna superiores a 0.75, excepto el factor V, que ofrece los índices más bajos en muestra clínica (0.64) y comunitaria (0.33). Todos los coeficientes son estadísticamente significativos ($p < 0.0001$). Como se puede observar, la fiabilidad de la escala completa es buena y más elevada para la muestra comunitaria que para la muestra clínica, esta diferencia es estadísticamente significativa ($F_{(148, 785)} = 1.625$; $p = 0.00002$).

Tabla 5. Consistencia interna (α de Cronbach) de la escala completa y de cada uno de los factores para las muestras comunitaria y clínica.

	Muestra comunitaria		Muestra clínica	
	Nº ítems	α	Nº ítems	α
Factor I	7	.91	8	.92
Factor II	8	.88	5	.78
Factor III	5	.87	4	.76
Factor IV	6	.91	4	.81
Factor V	2	.33	2	.64
Escala total	28	.92	28	.87

Diferencias según curso escolar y sexo. Muestra comunitaria

Con el fin de determinar si existen diferencias relacionadas con el curso escolar y el género, se ha generado la puntuación de cada sujeto en los cinco factores, a partir de la matriz de puntuaciones factoriales. La puntuación total se ha obtenido mediante la suma de las puntuaciones de todos los ítems que componen la escala. Se ha realizado la prueba no paramétrica U de Mann-Whitney, dado que la distribución de las puntuaciones de cuatro de los cinco factores, y de la puntuación total no se ajusta a la distribución normal (véase tabla 6). Con el fin de trabajar con un α nominal del 0.05, se ha aplicado la corrección de Bonferroni. En consecuencia, el α utilizado en cada uno de los contrastes es de 0.004.

Respecto al curso, ninguno de los contrastes realizados ha resultado estadísticamente significativo. En cuanto al género, la prueba U de Mann-Whitney ha resultado estadísticamente significativa para los factores I ($z = 4.08$, $p < 0.001$), II ($z = 5.99$, $p < 0.001$), III ($z = 4.71$, $p < 0.001$) y V ($z = 5.77$, $p < 0.001$), así como para la puntuación total ($z = 7.51$, $p < 0.001$). En todos los casos, la puntuación de los varones es superior a la de las mujeres.

Tabla 6. Prueba de bondad de ajuste a la distribución normal de Kolmogorov-Smirnov.

	Muestra Comunitaria		Muestra clínica	
	z	p	z	p
Factor I	4.79	< 0.001	1.34	0.055
Factor II	2.81	< 0.001	0.87	0.435
Factor III	4.27	< 0.001	0.49	0.965
Factor IV	0.79	< 0.001	0.54	0.937
Factor V	2.21	0.550	1.11	0.170
Escala Total	2.81	< 0.001	0.59	0.867

Diferencias según curso escolar y sexo. Muestra clínica

Igual que en la muestra comunitaria, se ha analizado la posible existencia de diferencias, según el curso escolar y el género, para los cinco factores, obtenidos en el análisis factorial exploratorio, y para la puntuación total (suma de las puntuaciones de los ítems que componen la escala). La puntuación de cada sujeto en los cinco factores se ha generado a partir de la matriz de puntuaciones factoriales. La distribución de las puntuaciones de los factores y de la puntuación total se ajusta a la curva normal (véase tabla 6), por lo que se han realizado los correspondientes análisis de la varianza simple. Asimismo, como en la muestra comunitaria, con el fin de trabajar con un α nominal del 0.05, se ha aplicado la corrección de Bonferroni, siendo el α utilizado en cada uno de los contrastes de 0.004. Para la variable género, en los factores II y V, se ha aplicado la prueba no paramétrica U de Mann-Whitney, dado que no se cumplía la condición de aplicación (homocedasticidad)

Respecto al curso, ninguno de los ANOVAs realizados ha resultado estadísticamente significativo. En cuanto al género, sólo se han obtenido diferencias estadísticamente significativas en la puntuación total ($F_{(1,147)} = 9.71, p = 0.002$). Como en la muestra comunitaria, los chicos obtienen puntuaciones superiores a las chicas. De todos modos, cabe destacar que el tamaño del efecto ligado a esta diferencia es muy bajo ($h^2 = 0.065$).

Datos normativos

Las tablas 7 y 8 presentan las puntuaciones medias, las desviaciones típicas y el rango de valores posibles, para cada uno de los factores y para la escala completa. Dado que se han obtenido diferencias significativas según el sexo, se proporcionan puntuaciones separadas para varones y mujeres. Para la puntuación total de la escala se incluyen los puntos de corte para varios centiles que pueden usarse para cribado (centiles 80, 90 y 93) o para identificación (centiles 95 y 98). Para los factores sólo se incluyen las puntuaciones correspondientes a los centiles 90 y 98 debido

Tabla 7. Medias, desviaciones estándar y valores centiles para las muestras comunitaria y clínica en el total de la escala según el género.

	Muestra comunitaria		Muestra clínica	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
n	425	361	117	32
\bar{x}	24.24	17.08	44.62	36.86
S	14.45	12.26	11.91	15.77
Rango	0-84	0-84	0-84	0-84
CENTIL				
80	36.66	25.66	56	50.75
	entre 36-	entre 25-		entre 50-
	37	26		51
90	45	32	61.5	61.66
			entre 61-	entre 61-
			62	62
93	48/49	35	64	63.66
				entre 63-
				64
95	52/53/54	40/41	65.5	65
			entre 65-	
			66	
98	59	51/58/59	68	68

a que el rango de valores posibles no permite una diferenciación más precisa entre centiles. Cabe destacar que los centiles para el grupo de mujeres de la muestra clínica tienen valor de orientación, dado el reducido tamaño de la muestra.

DISCUSIÓN

Las escalas de Conners se desarrollaron para valorar los síntomas de hiperactividad, y las conductas asociadas, en niños que recibían tratamiento con medicación estimulante. Posteriormente, su uso se extendió a la fase de evaluación y diagnóstico anterior al tratamiento. Las escalas abreviadas para padres (CPRS-48) y para profesores (CTRS-28) son útiles como instrumento de cribado y de diagnóstico ya que permiten identificar a los sujetos diagnosticados de TDAH o pertenecientes al grupo de control (Amador et al., 2002). De todas formas, es importante tener en cuenta que estas escalas son un instrumento más en el proceso diagnóstico y que no son una medida directa de la conducta de los niños, sino valoraciones proporcionadas por diversos informantes. Este último aspecto tiene una gran importancia, ya que las valoraciones que hacen padres y profesores pueden estar mediatizadas por variables externas, e independientes del sujeto evaluado, como las exigencias del contexto, la tolerancia del evaluador hacia determinados comportamientos o el conocimiento que se pueda tener sobre la presencia o ausencia de alteraciones psicopatológicas en el sujeto evaluado.

Es importante que las escalas o inventarios que valoran conductas y síntomas característicos de trastornos psicopatológicos infanto-juveniles, cuenten con muestras de referencia normativa, que permitan comparar la puntuación de un sujeto con las de su grupo de referencia. Este trabajo va en esta línea. Los resultados que hemos obtenido indican que la solución de cinco factores representa adecuadamente las valoraciones de los profesores, tanto en la muestra comunitaria como en la clínica. Otros trabajos que han analizado la estructura factorial de la adaptación española de la CTRS-28 (Farré-Riba y Narbona, 1997; Pineda et al., 2000) han extraído cuatro factores, con una composición semejante a la que se ha encontrado en este trabajo: el factor con mayor poder explicativo agrupa ítems que evalúan problemas de conducta e hiperactividad; los factores que recogen ítems que miden desatención y problemas de relación social se sitúan a continuación, en cuanto a la explicación de la variabilidad de las puntuaciones.

Las estructuras factoriales de las muestras comunitaria y clínica que se han obtenido en este trabajo son bastante congruentes, en cuanto a la composición de los factores II, III y IV (falta de atención-pasividad, problemas de relación social y sumisión-conformidad). La composición del factor I varía, ligeramente, en ambas muestras. En la muestra comunitaria recoge elementos que evalúan problemas de conducta y labilidad emocional, mientras que en la muestra clínica los problemas de conducta están relacionados con conductas de hiperactividad e impulsividad. Parece que los maestros ven más relacionados los problemas de comportamiento con la movilidad excesiva y la falta de control, en los niños con TDAH, mientras que en la muestra comunitaria, los problemas de comportamiento tienen una mayor relación con los cambios de humor y las alteraciones emocionales.

No conocemos ningún trabajo que haya comparado las soluciones factoriales de muestras comunitarias y clínicas de la CTRS-28. Cuando se aplica una escala a diversas muestras es habitual que los ítems presenten pesos diferentes en los factores o, incluso, que las soluciones factoriales sean dispares. Los índices de congruencia que hemos obtenido en nuestro trabajo indican que las estructuras factoriales de las muestras comunitaria y clínica son significativamente semejantes, al menos en tres de los cinco factores.

La consistencia interna es alta para la mayoría de los factores, tanto en la muestra comunitaria como en la clínica. Para la escala total la consistencia también es elevada y mayor en la muestra comunitaria que en la clínica.

Como se ha encontrado en repetidas ocasiones, los varones obtienen puntuaciones superiores a las mujeres en todos los factores y en la escala total, tanto en la muestra comunitaria como en la clínica. El hecho de que no se hayan obtenido diferencias significativas relacionadas con la edad, como han hallado otros autores (véase por ejemplo, Amador et al., 2001; DuPaul, 1991; DuPaul et al., 1997) puede deberse a que la muestra tiene un rango de edad muy restringido, lo que minimiza las diferencias.

Sería conveniente realizar nuevos estudios con muestras comunitarias y clínicas más amplias, que provengan de ámbitos geográficos diferentes y de distintos niveles socioeconómicos, ya que la composición de nuestras muestras, tanto por edad como por procedencia, limita la generalización de los resultados.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amador, J. A., Foms, M., y Martorell, B. (2001). Síntomas de desatención e hiperactividad-impulsividad: análisis evolutivo y consistencia entre informantes. *Anuario de Psicología*, 32, 51-66.
- Amador, J. A., Idiazabal, M. A., Sangorrín, J., Espadaler, J. M. y Forns, M. (2002). Utilidad de las escalas de Conners para discriminar entre sujetos con y sin Trastorno por déficit de atención con hiperactividad. *Psicothema*, 14, 350-356.
- American Psychiatric Association (1995). *DSM-IV. Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales*. Barcelona: Masson. (Edición original, 1994).
- Barkley, R. A. (1998). *Attention-deficit hyperactivity disorder: A handbook for diagnosis and treatment*. (2 ed.) Nueva York: The Guilford Press.
- Baumgaertel, A., Wolraich, M. L. y Dietrich, M. (1995). Comparison of diagnostic criteria for Attention Deficit Disorder in a German elementary school sample. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 34, 629-638.
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 36 (1), 111-150.
- Conners, C. K. (1989). *Conners' Rating Scales*. Toronto, Ontario: Multi-Health Systems.
- Conners, C. K. (1994). Conners Rating Scales. En M. E. Maruish (Ed.), *The use of psychological testing for treatment planning and outcome assessment* (pp. 550-578). Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum.
- Conners, C. K. (1997). *Conners' Rating Scales Revised*. Toronto, Ontario: Multi-Health Systems.
- DuPaul, G. J. (1991). Parent and teacher rating of ADHD symptoms: Psychometric properties in a community-based sample. *Journal of Clinical Child Psychology*, 20, 245-253.
- DuPaul, G. J., Power, T. J., Anastopoulos, A. D., Reid, R., McGoey, K. E. e Ikeda, M. J. (1997). Teacher rating of Attention Deficit Hyperactivity Disorder symptoms: Factor structure and normative data. *Psychological Assessment*, 9, 436-443.
- Farré-Riba, A. y Narbona, J. (1997). Escalas de Conners en la evaluación del trastorno por déficit de atención con hiperactividad: nuevo estudio factorial en niños españoles. *Revista de Neurología*, 25 (138), 200-204.
- García-Cueto, E. (1994). Coeficiente de congruencia. *Psicothema*, 6, 465-468.
- Gaub, M. y Carlson, C. L. (1997). Behavioral characteristics of DSM-IV ADHD subtypes in a school-based population. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 25, 103-111.
- Goyette, C. H., Conners, C. K. y Ulrich, R. F. (1978). Normal data on revised Conners Parent and Teachers Rating Scales. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 6, 221-236.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Hollingshead, A. B. (1975). *Four-factor Index of Social Status*. New Haven, CT: Yale University Press.

- Jolliffe, I. T. (1986). *Principal Component Analysis*. Nueva York: Springer-Verlag.
- Martínez Arias, M. R. (1979). Comparación de estructuras factoriales. *Informes del Departamento de Psicología General*, 2(5), 155-168.
- Pineda, D. A., Rosselli, M., Henao, G. C. y Mejía, S. E. (2000). Neurobehavioral assessment of attention deficit hyperactivity disorder in a Colombian sample. *Applied Neuropsychology*, 7 (1), 40-46.
- Reid, R. (1995). Assessment of ADHD with culturally different groups: The use of behavior rating scales. *School Psychology Review*, 24, 537-560.
- Resnick, R. J. y McEvoy, K. (1994). *Attention-deficit/hyperactivity disorder. Abstract of the psychological and behavioral literature, 1971-1994*. Washington: American Psychological Corporation.
- Ullman, R. K., Sleator, E. K. y Sprague, R. L. (1985). Introduction to the use of the ACTsRS. *Psychopharmacology Bulletin*, 21, 915-920.