

Psicología Educativa

ISSN: 1135-755X

Colegio Oficial de la Psicología de Madrid

Wong, Alina; Morales, Claudia; Mok, Liu; Manzanero, Antonio L.; Álvarez, Miguel  
Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente. Análisis  
Factorial Exploratorio en una Muestra de Escolares Cubanos  
Psicología Educativa, vol. 24, núm. 1, 2018, pp. 42-49  
Colegio Oficial de la Psicología de Madrid

DOI: <https://doi.org/10.5093/psed2018a6>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=613769980007>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org  
UAEM

Sistema de Información Científica Redalyc  
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso  
abierto



## Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente. Análisis Factorial Exploratorio en una Muestra de Escolares Cubanos

Alina Wong<sup>a</sup>, Claudia Morales<sup>a</sup>, Liu Mok<sup>b</sup>, Antonio L. Manzanero<sup>c</sup> y Miguel Álvarez<sup>a,d</sup>

<sup>a</sup> Universidad de La Habana, Cuba; <sup>b</sup> Instituto Nacional de Investigaciones Económicas, Cuba; <sup>c</sup> Universidad Complutense de Madrid, España;

<sup>d</sup> Instituto de Neurología y Neurocirugía, Cuba

### INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

#### R E S U M E N

##### Historia del artículo:

Recibido el 10 de noviembre de 2016

Aceptado el 6 de septiembre de 2017

##### Palabras clave:

Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente

Control de comportamiento

Desempeño cognitivo escolar

Socialización

La evaluación del comportamiento de los niños y adolescentes en edad escolar es relevante para la detección de grupos de riesgo en ámbitos educativos y clínicos. Frecuentemente se realiza a través de cuestionarios que muestran algunos problemas metodológicos no resueltos. El presente estudio explora los factores principales del Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente, instrumento en desarrollo diseñado para evaluar la población infanto-juvenil sana, a través del criterio de maestros en Cuba. Fueron seleccionados por muestreo no probabilístico 6,993 niños y adolescentes, del municipio Centro Habana: 4,991 (71.37%) escolares de primaria entre 6 y 12 años de edad y 2,002 estudiantes de secundaria entre 11 y 15 años de edad; de ellos, 3,528 (50.45%) fueron mujeres y 3,465 hombres. Un análisis de factores principales iterados con rotación varimax normalizada extrae tres factores, que explican el 70.94% de la varianza total: control de comportamiento, desempeño cognitivo escolar y socialización. Se discuten las posibles relaciones de estos resultados con distintos del desarrollo psicológico, la neuromaduración y los procesos educativos.

## Child and Adolescent Behavior Questionnaire. An exploratory factor analysis in a sample of Cuban schoolchildren

#### A B S T R A C T

##### Keywords:

Child and Adolescent Behavior Questionnaire

Behavioral control

School cognitive performance

Socialization

Reports regarding behavior in children and adolescents in school age are useful to detect risk groups in educational as well as clinical environments. Usually, these reports are obtained from questionnaires that are impaired by non-solved methodological problems. This study explores the principal factors of the Child and Adolescent Behavior Questionnaire, an instrument previously designed to assess healthy children and adolescents through teacher reports in Cuba. A non-probabilistic sample of 6,993 children and adolescents from Centro Habana municipality was assessed: 4,991 (71.37%) were elementary school students, aged 6-12 years; 2,002 were junior high school students, aged 11-15 years; 3,528 were females (50.45%), 3,465 were males. According to an iterated principal factor analysis with varimax-normalized rotation, three factors explained 70.94% of the total variance: Behavioral Control, School Cognitive Performance, and Socialization. Possible relations between these results, psychological development, neuromaturation, and education are discussed.

La evaluación del comportamiento de los niños y adolescentes en edad escolar es relevante para la detección de grupos de riesgo en los ámbitos educativos y clínicos. Frecuentemente se realiza a través de cuestionarios, instrumentos de fácil y rápida aplicación (e.g., Conners, Sitarenios, Parker y Epstein, 1998a, 1998b; Gómez-Ortiz, Romera, Ortega-Ruiz, Cabello y Fernández-Berrocal, 2016; Niclasen et al., 2012;

Pineda et al., 1999; Ruchkin, Koposov, Vermeiren y Schwab-Stone, 2012; Truman et al., 2003; Woerner, Becker y Rothenberger, 2004).

Estos cuestionarios pueden diseñarse según dos enfoques: el categórico y el dimensional (Widakowich, 2012). El enfoque categórico se basa en una aproximación arriba-abajo. A partir de un constructo teórico de interés, se diseñan ítems que lo operacionalizan. En cambio, el enfoque

Para citar este artículo: Wong, A., Morales, C., Mok, L., Manzanero, A. L. y Álvarez, M. (2018). Cuestionario de comportamiento infantil y adolescente. Análisis factorial exploratorio en una muestra de escolares cubanos. *Psicología Educativa*, 24, 42-49. <https://doi.org/10.5093/psed2018a6>

Financiación: Esta investigación se ha realizado con la subvención de la Universidad de La Habana, el Instituto de Neurología y Neurocirugía y el Centro de Neurociencias, de Cuba y forma parte del proyecto de investigación sobre *Evaluación de necesidades psicosociales de refugiados y solicitantes de asilo*, financiado por Santander-Universidad Complutense de Madrid (PR26/16-20330). Correspondencia: [befonw@gmail.com](mailto:befonw@gmail.com); [alina@rect.uh.cu](mailto:alina@rect.uh.cu) (A. Wong).

ISSN: 1135-755X/© 2018 Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

dimensional asume una estrategia de abajo-arriba. De acuerdo con este, se analizan conglomerados empíricos de variables para extraer categorías con capacidad descriptiva (Alarcón-Parco y Bárrig-Jó, 2015). Esas variables que se someten a análisis pueden ser ítems de instrumentos previamente diseñados de arriba abajo, en este caso sometidos a una estrategia epistemológica diferente. En realidad, los dos enfoques pueden representar momentos complementarios del proceso de conocimiento. Ambos comparten problemas no resueltos.

Uno de los problemas es el del sesgo sociocultural. La evaluación óptima de efectos socioculturales necesita distinguir los rasgos invariantes del comportamiento, de rasgos contexto-dependientes. El aislamiento de estos factores no siempre es posible. De ahí que exista un conflicto entre construir cuestionarios que sean generalizables a diversos contextos, aunque con poca especificidad, o hacerlos muy específicos pero de difícil aplicación transcultural. Así definido, este problema se vincula al debate sobre la validez ecológica de los instrumentos de evaluación del comportamiento humano (Wong et al., 2012).

A pesar de este obstáculo, en este ámbito se han obtenido datos comparables de grupos socioculturales diferentes, asumiendo el costo de la pérdida de especificidad (Achenbach y McConaughy, 1997; Vignoe, Bérubé y Achenbach, 1999). Se ha comprobado que las distribuciones de puntuaciones de diferentes sociedades se solapan considerablemente. Mientras que las diferencias entre las puntuaciones de cada sociedad son mayores que las diferencias entre las medias de sociedades distintas, los efectos de la edad, el género y el estatus socioeconómico son similares (Achenbach y Ruffle, 2000; Rescorla et al., 2011).

Además, se han identificado problemas a nivel del análisis de datos. La triangulación de los cuestionarios de los informes de los maestros y padres con auto-informes infanto-juveniles ha detectado que: 1) las correlaciones entre informes y auto-informes son mayores cuando se trata de problemas externalizantes (debidos a dificultades en el control del comportamiento), 2) los maestros son mejores informantes que los padres y los niños sobre problemas de inattention e hiperactividad, 3) los padres son mejores informantes que los maestros y los niños sobre problemas de agresión y comportamiento disocial y 4) los niños son mejores informantes que los padres y los maestros cuando se trata de problemas internalizantes (de inadaptación, como ansiedad, depresión, alteraciones somáticas, etc.) (Gómez, 2004). En particular, se han comprobado algunos errores sistemáticos en los informes de los maestros, entre ellos la lenidad o severidad en las puntuaciones y los efectos de halo y de recencia (Satake, Yoshida, Yamashita, Kinukawa y Takagishi, 2003).

Un problema de especial interés es el del error de medición propio de los cuestionarios, superior al de las pruebas de rendimiento en las evaluaciones de laboratorio (Álvarez, 2016). Los cuestionarios, aún más los de informe, generan medidas distales del fenómeno a investigar. Una estrategia para compensar el error de medición debido a la distancia entre el comportamiento infanto-juvenil y la valoración del observador es la recolección de grandes cantidades de datos, aumentando el tamaño de muestra (Oppenheim, 2000).

Hasta la fecha han sido frecuentes las investigaciones con niños y adolescentes que presentan condiciones especiales de salud o aprendizaje, como trastornos de atención o rendimiento intelectual inferior a una cota determinada (e.g., Clayton, Green, Rinehart y Sciberras, 2016; Khemakhem et al., 2015; Memisevic y Sinanovic, 2014; Soltau, Biedermann, Hennicke y Fydrich, 2015). Sin embargo, los estudios con muestras grandes de escolares sanos son menos frecuentes por razones logísticas.

Considerando la complejidad de la situación descrita, más el hecho de que la mayoría de los cuestionarios disponibles no han sido diseñados para contextos socioculturales latinoamericanos en general ni para el contexto cubano en particular, el objetivo del presente estudio ha sido explorar los factores principales del Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente (CCIA), instrumento en desarrollo diseñado para evaluar población infanto-juvenil sana a través del criterio de maestros en Cuba. Con la intención de potenciar la calidad de los datos, se seleccionó una muestra excepcionalmente grande.

## Método

### Participantes

Siete mil setecientos sesenta (7,760) niños y adolescentes fueron seleccionados para el estudio inicialmente a través de un muestreo no probabilístico, por intención. Todos eran residentes del municipio de Centro Habana, en La Habana, Cuba. Este municipio urbano se caracteriza por una alta densidad poblacional y la presencia de semejanzas socioeconómicas entre sus habitantes.

Los participantes incluidos en la muestra fueron niños o adolescentes matriculados en el nivel primario (entre 1º y 6º grado) o secundario (de 7º a 9º grado) de escolaridad. Se excluyeron los niños y adolescentes cuyas edades no se correspondieran con el grado de escolaridad, según las normas cubanas.

De los 7,760 participantes reclutados, 767 fueron eliminados del análisis por errores de gestión de la base de datos. Por tanto, se informan los resultados de los 6,993 casos analizados. De estos, 3,528 fueron mujeres (50.45%) y 3,465 hombres, 4,991 (71.37%) fueron escolares de primaria ( $M_{edad} = 9.26$  años,  $DE = 1.51$  años, rango de edad 6.36-12.91 años) y 2002 de secundaria ( $M_{edad} = 13.35$  años,  $DE = 0.89$  años, rango de edad 11.45-15.91 años).

### Aspectos Éticos

El diseño de la investigación fue aprobado por la Comisión de Bioética Médica del Instituto de Neurología y Neurocirugía (INN) de Cuba. Antes de reclutar a los participantes, se gestionaron permisos de las autoridades educativas del municipio y de las escuelas. Se obtuvo consentimiento informado oral, sin retribución alguna, de los participantes, los maestros y los padres. Para todos se garantizó máxima confidencialidad en el manejo de la información. Una vez efectuada la evaluación, la base de datos fue archivada, analizada y custodiada en el Laboratorio de Neurocognición del INN.

### Instrumento

Para evaluar a los participantes se empleó el Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente (CCIA) en su forma para maestros (Álvarez y Serra, 2002; Serra, 1999). Esta es una escala de evaluación tipo Likert, compuesta por 37 ítems (ver en Tabla 2 de Resultados) con opciones de respuesta entre 1 (*nunca*) y 5 (*siempre*). Su calificación se realiza mediante sumatoria de los puntos por ítem. La puntuación de 26 ítems se invierte para neutralizar el efecto de aquiescencia. A mayor puntuación, mejor desempeño. La máxima puntuación teóricamente posible es 185.

El CCIA tuvo su origen en la necesidad de diseñar, a la medida, una escala de comportamiento de la población infanto-juvenil cubana a partir de la selección de ítems de diversas escalas empleadas con objetivos similares. Se tuvieron en cuenta las Escalas de Conners para padres y maestros (Conners et al., 1998a, 1998b), las Escalas de Comportamiento de Achenbach (Achenbach, 1991a, 1991b), el Cuestionario sobre la Valoración de la Conducta (VBK) (Stern, 1982) e indicadores clínicos referidos en la literatura (e.g., Barkley, 1981, 1990).

El CCIA ha mostrado propiedades psicométricas adecuadas (Álvarez y Serra, 2002; Serra, 1999). Su validez concurrente ha sido comprobada a través de correlaciones significativas,  $r > .50$ ,  $p < .01$ , entre 14 ítems y el resultado de la prueba computarizada de atención sostenida NeuroTas 1.0, utilizada en Cuba para evaluar este dominio cognitivo (Álvarez et al., 1999). Su consistencia interna se informa por un  $\alpha$  de Cronbach de .70 y un coeficiente  $split-half r_{sp} = .80$ .

Estos indicadores de validez y consistencia del CCIA fueron obtenidos de una muestra constituida por 110 niños y preadolescentes, entre 6 y 12 años de edad. Con sus datos se identificaron cuatro componentes principales, a través de un análisis exploratorio previo. Esos

componentes fueron: actividad, atención, comportamiento social y relación con pares (Álvarez y Serra, 2002; Serra, 1999).

A partir de ese antecedente, en el presente estudio se decidió realizar un análisis factorial exploratorio (AFE) en una nueva muestra. Para tomar esta decisión metodológica se tuvo en cuenta que el AFE es una técnica más adecuada para estudiar la estructura dimensional de un cuestionario que el análisis de componentes principales (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014). Además, fue considerada la diferencia entre el tamaño grande de la muestra actual y el tamaño pequeño ( $N < 500$ ) de la muestra inicial, entre los que existe una razón de 63.57. También se valoró la ampliación del rango de edades evaluadas en la muestra actual hasta los 15 años.

## Procedimiento

La evaluación se implementó a través de las siguientes fases: 1) entrenamiento de asistentes de investigación, 2) adiestramiento de maestros en la respuesta al CCIA, 3) respuesta de los maestros al CCIA, 4) revisión de los cuestionarios respondidos y devolución a los maestros de los cuestionarios con errores, 5) rectificación por los maestros de los cuestionarios con errores y 6) revisión de los cuestionarios rectificados.

De la segunda fase a la quinta colaboraron 350 maestros. Cada uno informó sobre los estudiantes de su clase, 20 o menos en todos los casos. En la fase 3 los maestros contaron con una semana para responder los cuestionarios, uno por alumno. En las fases 4 y 5 se consideraron errores los datos faltantes y las respuestas dobles.

## Análisis de Datos

Los datos fueron procesados con métodos de estadística descriptiva e inferencial mediante el programa estadístico STATA/MP 14.0 (StataCorp, 2015), a un nivel de significación estadística  $p < .05$ . Como medida de tendencia central se analizó la media aritmética ( $M$ ) y como medida de dispersión la desviación estándar ( $DE$ ). Fue calculado el  $\alpha$  de Cronbach para el CCIA en esta muestra.

En aras de determinar la matriz de correlación más adecuada para el AFE, se aplicó a los datos el test de normalidad de Shapiro-Wilk. A partir de los resultados del test se procedió al empleo de una matriz policórica (Freiberg-Hoffman, Stover, De la Iglesia y Fernández-Liporace, 2013; Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García y Villa-Abad, 2010), que fue examinada con la prueba de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de adecuación de la muestra.

A continuación fue seleccionado el método de extracción de factores. Primero se probó el método de factores principales (FP), habitualmente utilizado con muestras en las que no se cumple el supuesto de normalidad (Fabrigar, Wegener, MacCallum y Strahan, 1999). Sin embargo, los resultados indicaron la conveniencia de aplicar otro método de extracción. En su lugar se empleó factores principales iterados (FPI). Este método, similar al FP, se distingue por reestimar las comunidades basado en las cargas factoriales y reiterar el análisis hasta que exista convergencia (Lloret-Segura et al., 2014). Respecto al objetivo del presente estudio, el FPI resultó más adecuado.

Para elegir la cantidad de factores a retener, se realizó un análisis paralelo basado en la extensión de Montecarlo (Dinno, 2009; Horn, 1965), complementado con los siguientes criterios: 1) análisis del gráfico de sedimentación, por el que se retuvieron factores ubicados antes del punto de inflexión en la curva (Fabrigar et al., 1999), 2) factores que agrupen ítems con cargas factoriales  $> .40$  (Beavers et al., 2013), 3) factores comunes mayores, que expliquen una parte sustantiva de los ítems (Lloret-Segura et al., 2014), 4) mayor varianza explicada con el número adecuado de factores comunes (Lloret-Segura et al., 2014), 5) juicio teórico de los autores, que articule conocimiento constituido y comprensibilidad de los resultados y 6) análisis de la matriz de residuos para la cantidad de factores a retener, con

el fin de verificar que el modelo seleccionado sea viable de acuerdo a la relación entre la matriz observada y la matriz reproducida (Lloret-Segura et al., 2014).

Los factores retenidos fueron sometidos a una rotación oblicua oblimín, sin descartar a priori la posible correlación entre ellos. Al comprobarse la relativa independencia de los mismos, se empleó definitivamente una rotación varimax normalizada (Lloret-Segura et al., 2014).

## Resultados

Los estadísticos descriptivos de las puntuaciones por ítem y la puntuación total del CCIA se muestran en la Tabla 1. Las medias, los intervalos de confianza y las desviaciones estándar de todos los ítems se comportaron de modo razonable. El rango observado de las puntuaciones por ítem (mín. – máx.) coincide con el rango posible según el diseño de la escala. Las puntuaciones totales del cuestionario se observaron dentro del rango teóricamente previsto. A partir de las puntuaciones por ítem, el CCIA alcanzó un  $\alpha$  de Cronbach de .91. Este coeficiente apenas se ve afectado por la eliminación de cualquier ítem, mostrando un mínimo de .89.

**Tabla 1.** Estadísticos descriptivos del CCIA

Ítems	<i>N</i>	<i>M</i>	IC 95%	<i>DE</i>	Mín. – Máx.
Ítem 1	6993	2.11	[2.08, 2.14]	1.27	1-5
Ítem 2	6993	3.66	[3.63, 3.69]	1.35	1-5
Ítem 3	6993	3.83	[3.80, 3.86]	1.22	1-5
Ítem 4	6993	3.90	[3.87, 3.93]	1.26	1-5
Ítem 5	6993	4.31	[4.29, 4.34]	1.06	1-5
Ítem 6	6993	4.19	[4.16, 4.22]	1.12	1-5
Ítem 7	6993	3.74	[3.71, 3.77]	1.27	1-5
Ítem 8	6993	4.65	[4.64, 4.67]	0.81	1-5
Ítem 9	6993	4.79	[4.77, 4.80]	0.69	1-5
Ítem 10	6993	3.82	[3.79, 3.85]	1.23	1-5
Ítem 11	6993	4.10	[4.07, 4.13]	1.18	1-5
Ítem 12	6993	1.62	[1.60, 1.65]	1.06	1-5
Ítem 13	6993	1.87	[1.84, 1.89]	1.05	1-5
Ítem 14	6993	4.13	[4.11, 4.16]	1.17	1-5
Ítem 15	6993	3.75	[3.72, 3.78]	1.30	1-5
Ítem 16	6993	3.79	[3.76, 3.82]	1.33	1-5
Ítem 17	6993	2.22	[2.19, 2.25]	1.14	1-5
Ítem 18	6993	1.81	[1.79, 1.83]	1.00	1-5
Ítem 19	6993	2.19	[2.16, 2.22]	1.14	1-5
Ítem 20	6993	3.15	[3.12, 3.17]	1.05	1-5
Ítem 21	6993	3.38	[3.35, 3.42]	1.40	1-5
Ítem 22	6993	3.78	[3.75, 3.81]	1.28	1-5
Ítem 23	6993	2.86	[2.84, 2.89]	1.12	1-5
Ítem 24	6993	4.03	[4.01, 4.06]	1.16	1-5
Ítem 25	6993	4.26	[4.24, 4.29]	1.09	1-5
Ítem 26	6993	4.59	[4.57, 4.62]	0.96	1-5
Ítem 27	6993	4.36	[4.33, 4.38]	0.99	1-5
Ítem 28	6993	3.87	[3.84, 3.90]	1.22	1-5
Ítem 29	6993	3.86	[3.83, 3.89]	1.20	1-5
Ítem 30	6993	3.60	[3.57, 3.63]	1.25	1-5
Ítem 31	6993	3.94	[3.92, 3.97]	1.13	1-5
Ítem 32	6993	4.12	[4.09, 4.14]	1.09	1-5
Ítem 33	6993	3.60	[3.57, 3.63]	1.22	1-5
Ítem 34	6993	3.57	[3.55, 3.60]	1.15	1-5
Ítem 35	6993	3.54	[3.51, 3.57]	1.23	1-5
Ítem 36	6993	3.68	[3.65, 3.71]	1.17	1-5
Ítem 37	6993	4.52	[4.49, 4.54]	0.99	1-5
Total	6993	133.25	[132.77, 133.69]	19.67	47-177

Nota. CCIA = Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente.

**Tabla 2.** Matriz de factores principales iterados con rotación varimax normalizada, para el CCIA

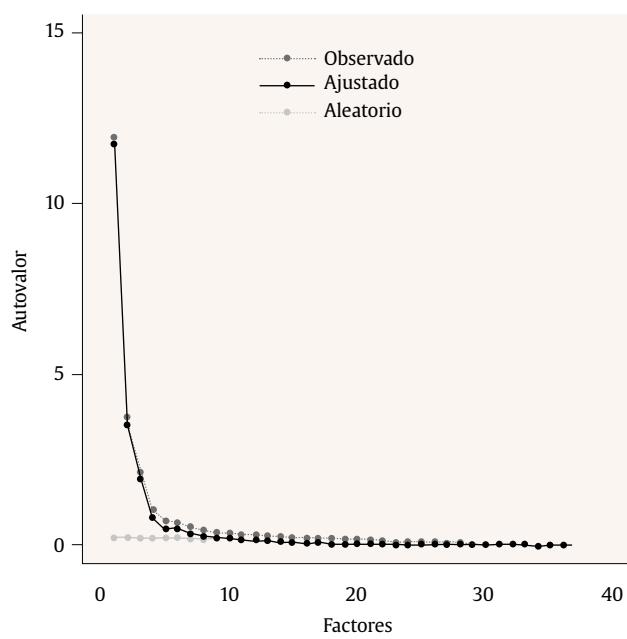
Ítems	F1	F2	F3
1- Es un niño tímido	.25	-.26	<b>.57</b>
2- Necesita siempre de público	<b>.57</b>	.11	-.00
3- Muestra deseos de cooperar ante las tareas	.14	<b>.51</b>	-.09
4- Es un niño desobediente	<b>.73</b>	.27	.09
5- Es un niño obstinado	<b>.56</b>	.24	-.31
6- Pega, molesta e insulta a otros niños con frecuencia	<b>.83</b>	.21	.04
7- No tolera que lo contradigan	<b>.50</b>	.02	-.17
8- Rompe cosas a propósito	<b>.73</b>	.24	-.21
9- Es cruel con los animales	<b>.57</b>	.17	-.28
10- Se enoja con facilidad	<b>.72</b>	.11	-.10
11- Grita por todo	<b>.80</b>	.13	-.03
12- Es un niño sumiso	-.19	-.16	<b>.46</b>
13- Pasa mucho tiempo a solas	-.09	-.18	<b>.66</b>
14- Es un niño indiscreto, confianduzo	<b>.76</b>	.12	.00
15- Le gusta mandar a los demás niños	<b>.63</b>	-.10	-.01
16- Puede jugar con otros niños sin que existan problemas	<b>.53</b>	.21	.10
17- Le gusta jugar solo	.04	-.07	<b>.67</b>
18- Le gusta jugar con otros niños	.05	-.13	<b>.53</b>
19- Le gustan los juegos en que pueda estar en movimiento	.33	-.03	<b>.43</b>
20- Prefiere los juegos de mesa	.19	.11	.21
21- Es un niño muy inquieto	<b>.76</b>	.23	.21
22- Corre sin parar durante la hora del recreo	<b>.68</b>	.24	.12
23- Es capaz de jugar solo por un rato	.17	.10	.39
24- Hace ruido donde quiera que se encuentre	<b>.80</b>	.24	.08
25- Brinca y salta mientras está sentado	<b>.75</b>	.22	.00
26- Tiene algún tic o manía	<b>.47</b>	.17	-.24
27- Es un niño torpe en sus movimientos	<b>.53</b>	.34	-.24
28- Deja por terminar las tareas que comienza	.37	<b>.69</b>	-.10
29- Tiene dificultades para atender a un cuento o narración	.31	<b>.71</b>	-.11
30- Se concentra en las actividades que realiza	.21	<b>.67</b>	.08
31- Parece ausente por momentos	.24	<b>.58</b>	-.31
32- Pierde o deja las cosas olvidadas	.41	<b>.43</b>	-.18
33- Realiza las tareas correctamente	.12	<b>.69</b>	.04
34- Tiene dificultad para comprender las tareas	.20	<b>.76</b>	-.12
35- Demora mucho tiempo en la ejecución de las tareas	.20	<b>.75</b>	-.14
36- Cambia constantemente de actividad	<b>.54</b>	.35	.03
37- Pone pretextos para faltar a clases	.38	<b>.41</b>	-.25
% de varianza total explicada	47.48	14.93	8.53
Autovalor	11.99	3.77	2.15
$\alpha$ de Cronbach	.91	.86	.68

Nota. CCIA = Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente; F1 = primer factor; F2 = segundo factor; F3 = tercer factor. Se destacan en negrita las cargas factoriales  $> .40$ .

El test de normalidad de Shapiro-Wilk demostró que los datos no tenían una distribución normal,  $.89 \leq W < 1$ ,  $p < .001$ . Por ende, la matriz de correlación de Pearson, muy empleada en análisis factoriales, no ofrecería información confiable, de ahí que fuera seleccionada para la factorización, una matriz de correlación polícórica. Esta resultó más adecuada no solo por la distribución no normal de los ítems, sino también por la naturaleza ordinal de los mismos y el tamaño grande de la muestra. La prueba de esfericidad de Bartlett aplicada a la matriz de correlación polícórica obtuvo un  $\chi^2 = 94522.19$ ,  $p < .001$ . Por su parte, el índice KMO fue .95. Ambos resultados indicaron la adecuación de esta matriz para el AFE.

En la extracción de factores, el método FP produjo cargas factoriales mayores que la unidad y varianzas negativas. Por este motivo se prefirió el método FPI, similar pero mejor ajustado a los datos. Con el FPI las cargas factoriales se distribuyeron mejor y se redujo la singularidad de los ítems.

El análisis paralelo basado en la extensión de Montecarlo sugirió la retención de hasta ocho factores (ver Figura 1). Esta cantidad se consideró elevada para 37 ítems, pues retener demasiados factores puede saturar la solución de forma errónea, generando cargas factoriales débiles (Lloret-Segura et al., 2014; Pett, Lackey y Sullivan, 2003).



**Figura 1.** Representación de resultados del Análisis Paralelo, con Gráfico de Cattell incluido (línea de factores ajustados).

Nota. Los factores se representan por los puntos en las líneas.

Los criterios complementarios para la selección de los factores a retener, contribuyeron a reducir dicha cantidad: 1) el análisis del gráfico de sedimentación o de Cattell indicó retener hasta cuatro factores, situados antes del punto de inflexión en la curva correspondiente (factor ajustado) como muestra la Figura 1, 2) esos cuatro factores fueron los que mostraron cargas factoriales  $> .40$ , concentradas fundamentalmente en los tres primeros, 3) los tres primeros factores se identificaron como factores comunes mayores, explicando juntos el 94.59% (35) de los ítems, 4) los tres primeros factores también sumaron la mayor cantidad de varianza total explicada para un 70.94%, 5) a juicio de los autores, esos tres factores resultaron comprensibles y teóricamente sustentables, como se explica más adelante, y 6) en el análisis de la matriz de residuos para tres factores se encontraron 71 (10.09%) residuos no redundantes con valores absolutos  $> .05$ .

Una vez identificada la cantidad óptima de tres factores a retener, se aplicó nuevamente el FPI predeterminándolo de acuerdo con ella. Al aplicar a la matriz de factores extraídos una rotación oblicua oblimín se detectaron valores de correlación ( $r = -.01$  entre el primer factor y el tercero,  $r = -.22$  entre el segundo factor y el tercero y  $r = .46$  entre el primer factor y el segundo) que no justificaron mantener la elección de dicha rotación, por definición acompañada de una pérdida de interpretabilidad y robustez de los resultados. En su lugar, se empleó finalmente una rotación varimax normalizada.

La Tabla 2 muestra la matriz resultante del FPI para tres factores, con rotación varimax normalizada. En la Tabla 3 aparecen los

estadísticos descriptivos de las puntuaciones factoriales correspondientes a los tres factores extraídos.

**Tabla 3.** Estadísticos descriptivos de las puntuaciones factoriales

Factor	N	M	IC 95%	DE	Mín - Máx
1	6993	4.69	[4.67, 4.72]	1.02	0.33 - 6.71
2	6993	3.60	[3.58, 3.63]	1.08	-0.27 - 6.00
3	6993	1.57	[1.55, 1.59]	0.94	-1.28 - 5.37

El primer factor explica el 47.48% de la varianza total (**Tabla 2**), manifiesta alta consistencia interna ( $\alpha = .91$ ) y presenta cargas factoriales relevantes en 20 ítems, definidos con los números 2, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 14, 15, 16, 21, 22, 24, 25, 26, 27, 32 y 36. Estos ítems refieren comportamientos de incumplimiento de reglas (ítem 4), agresión o control sobre otros (ítems 8, 6, 15, 16), respuestas emocionales negativas (ítems 5, 7, 9, 10, 11 y 26) y desinhibición (ítems 2, 14, 21, 22, 24, 25, 27 y 36). El ítem 32 presenta, además, una carga relevante en el segundo factor, ligeramente superior a la del primero. Teniendo en cuenta la diferencia numérica entre las cargas y la coherencia teórica, se decidió considerar este ítem en la agrupación del segundo factor.

El segundo factor, por su parte, explica el 14.93% de la varianza total (**Tabla 2**). Muestra alta consistencia interna ( $\alpha = .86$ ) y cargas relevantes en 10 ítems. Estos son los ítems 3, del 28 al 35 y el 37. Del 29 al 32, describen comportamientos relacionados con procesos atencionales, bien sea de atención sostenida (ítem 29), atención concentrada (ítem 30) o déficit atencional (ítem 31 y 32). Los demás ítems se refieren a aspectos de la ejecución individual de tareas, en este caso de naturaleza escolar. Los aspectos referidos son la comprensión de instrucciones (ítem 34), la calidad de la ejecución (ítem 33), su velocidad (ítem 35), su motivación (ítems 3 y 37) y su integridad o completitud (ítem 28).

El tercer factor da cuenta del 8.53% de la varianza total (**Tabla 2**). Presenta un  $\alpha = .68$ . Este valor de consistencia interna, inferior a los de los factores anteriores, resulta suficiente para un estudio exploratorio como este. En el tercer factor son relevantes seis ítems, los números 1, 12, 13, 17, 18 y 19. Estos refieren comportamientos de interacción con pares, en situaciones no especificadas (ítems 1, 12 y 13) o en actividad lúdica (ítems 17, 18 y 19).

## Discusión

El examen de los datos arrojó un resultado fundamental: la extracción de tres factores que explican satisfactoriamente la varianza de los datos del CCIA, a partir de un AFE ejecutado con el método FPI. Se destaca el porcentaje de varianza total que logran explicar juntos esos factores (**Tabla 2**). Su alto monto, del 70.94%, gana en importancia por el tamaño excepcionalmente grande de la muestra.

Respecto a los factores extraídos, los ítems que tributan al primero pueden ser identificados con la etiqueta *control de comportamiento*. El incumplimiento de reglas, la agresión o el control autoritario sobre otros iguales, la producción de respuestas emocionales negativas y la desinhibición pueden comprenderse como manifestaciones socialmente inadecuadas de operaciones mentales complejas o de alto nivel, aún inmaduras, que la literatura neuropsicológica reúne en el polémico constructo *función ejecutiva* (Lezak, 1982).

El ensamblaje de estas operaciones permite realizar actividades dirigidas a metas, supervisando esfuerzos en condiciones no rutinarias, con ajuste adaptativo a las oportunidades y restricciones del contexto (Cummings y Miller, 2007; Fuster, 2008). Si bien estos procesos requieren la activación de grandes redes neurales, en las que los circuitos corticales prefrontales tienen funciones de coordinación, se ha comprobado que maduran y se articulan a partir de la interacción entre factores genéticos (Baune et al., 2010) y ambientales. Entre estos últimos, determinados programas educativos cuentan con evidencias a su favor (Diamond y Lee, 2011).

Durante las tres primeras décadas de la vida, estas operaciones transitan por diferentes períodos críticos de maduración. El final de la infancia y la adolescencia son dos de ellos (Best y Miller, 2010). Por eso no es extraño que en el CCIA el primer factor se conforme por ítems relativos a las dificultades para el logro del *control de comportamiento*, que tienden a manifestarse en la infancia y la adolescencia normales, incluso a pesar de que este cuestionario no sea un instrumento específico de la *función ejecutiva*.

El *control de comportamiento* representa una dimensión esencial en el desarrollo infantil y la vida escolar, por su influencia en el aprovechamiento académico inmediato y su valor pronóstico para la vida adulta (Álvarez, Trápaga y Morales, 2013; Mischel, Shoda y Rodriguez, 1989; Rothbart, Sheese y Posner, 2007). De ahí que la mayor discriminación conseguida por los maestros sobre las manifestaciones de este factor pueda ser un signo positivo de habilidad psicopedagógica.

El segundo factor, por su parte, se denomina *desempeño cognitivo escolar*. Esta etiqueta tiene suficiente amplitud para abarcar los comportamientos de atención y ejecución de tareas escolares (comprensión, calidad, velocidad, integridad y motivación), que son su expresión observable. Que estos comportamientos configuren el segundo factor es razonable. Son aquellos directamente vinculados a la participación de los niños y adolescentes en el proceso institucionalizado de su instrucción y formación personal, cuya dirección los sistemas educativos encargan a los maestros (Fernández, 1994).

Las tareas escolares son actividades planificadas en situaciones de aprendizaje formal, sujetas a repetición y rectificación con fines didácticos. Constituyen el medio fundamental del maestro para potenciar el desarrollo de habilidades y la internalización de valores en los estudiantes, así como para evaluarlos. Se organizan en series de complejidad creciente en cada grado escolar y entre los grados escolares (Coll, 2004). En este sentido, aunque actualizadas, aún sirven al propósito de entrenamiento progresivo que Comenio (1630/1983) asignaba a la realización de ejercicios instructivos al inicio de la pedagogía moderna.

Por sí mismas, las tareas escolares plantean diversas demandas a los procesos atencionales de niños y adolescentes (Conte, 1991). Los currículos contemplan la modulación de esas exigencias de esfuerzo atencional según el grado escolar y la edad que los estudiantes deben tener al cursarlo. El aprendizaje escolar se ve afectado por el modo y la medida en que niños y adolescentes logren satisfacer esas demandas atencionales (Miller, 2013; Murray, Rabiner y Hardy, 2011), bien sea en el contexto de currículos convencionales o innovadores. Por eso resulta lógico que *desempeño cognitivo escolar* reduzca ítems de atención junto a ítems de ejecución de tareas.

Las tareas escolares pueden tener diferencias de diseño según el modelo educativo al que respondan. No obstante, como todas las escuelas cubanas son parte de un sistema nacional de educación pública, los niños y adolescentes evaluados en este estudio han sido educados según el mismo currículo de primaria o secundaria, con un único sistema de tareas para cada nivel. Por tanto, los juicios de los maestros en los ítems de este factor son equivalentes, aunque los estudiantes pertenezcan a diferentes escuelas.

*Socialización* es la denominación propuesta para el tercer factor, referido a comportamientos de interacción social de los niños y adolescentes con sus pares, en situaciones lúdicas o no. La observación del comportamiento social de los estudiantes por parte de los maestros adquiere especial importancia, debido a su rol instrumental en la evaluación y la orientación continuas de la adaptación a la vida escolar, el desarrollo psicosocial general, la prevención de conductas transgresoras y peligrosas y la identificación de manifestaciones de posibles trastornos psicológicos. Desde el punto de vista pedagógico más amplio, la potenciación de habilidades sociales para la convivencia y la actividad con otros es una de las metas fundamentales de cualquier sistema educativo contemporáneo (Delors et al., 1997).

El factor *socialización* incluye ítems sobre tendencias a la timidez y la realización de actividades en solitario. La observación de este tipo

de comportamientos aparece en instrumentos clásicos como la Batería de Socialización o BAS ([Silva y Matorell, 1983](#)), que cuenta con una versión para profesores. En la BAS se describen dos escalas primarias similares a lo encontrado en el factor *socialización* del CCIA. Estas escalas, denominadas ansiedad/timidez y retraimiento, se caracterizan por describir la frecuencia de la interacción con pares y la timidez en esta. La integración deficiente de niños y adolescentes a las actividades con pares ha sido descrita como indicador de problemas psicológicos. Los niños que los presentan son más propensos a ser rechazados o excluidos por sus coetáneos ([Hennessy, Swords y Heary, 2007](#)).

Otros comportamientos relevantes en *socialización* son los de sumisión. La tendencia a ceder ante los otros se conceptualiza en el marco de la eficacia auto-regulatoria para la resistencia [*Resistive Self-regulatory Efficacy*] o autodeterminación, observándose fundamentalmente en las relaciones con pares ([Bandura, Caprara, Barbaranelli, Gerbino y Pastorelli, 2003](#)). La sumisión o baja autodeterminación puede ser un factor de riesgo para la comisión de conductas transgresoras. Aquellos niños y adolescentes que se someten a la presión de los pares pueden ser más propensos a ceder ante la propuesta de acciones peligrosas para ellos y para otros. Identificar comportamientos de sumisión tiene relevancia particular en la adolescencia, periodo sensible para la adquisición de hábitos nocivos como el consumo de drogas y alcohol ([Santrock, 2008](#)). En este sentido, los maestros juegan un rol profiláctico clave.

Finalmente, el factor *socialización* reconoce las actividades lúdicas en la mitad de sus ítems. Los comportamientos lúdicos en su diversidad de formas son de las actividades más importantes para el desarrollo infantil saludable ([Pellegrini, Dupuis y Smith, 2007](#)). Sus funciones como estímulo para la coordinación sensoriomotora, el desarrollo cognitivo, los procesos emocionales y las habilidades sociales han sido probadas por la investigación, la experiencia educativa y la práctica clínica ([Santrock, 2008](#)).

En la escuela se dosifica el tiempo de juego libre de los niños y adolescentes y se restringen sus opciones lúdicas. Esta tendencia se observa más en la medida en que los grados escolares se aproximan al final de la enseñanza primaria y en la enseñanza secundaria. Con todo, el juego es un elemento inseparable de ambos niveles educativos, experimenta modificaciones de uno a otro y en ambos puede encontrarse previsto al menos en dos momentos: como método didáctico empleado en las clases y, con mayor grado de libertad, en los intervalos entre turnos de clases o "recesos" ([Frost, Wortham y Reifel, 2008](#)). Por eso resulta comprensible que los maestros informen sobre los niños y adolescentes, diferenciándolos de acuerdo a sus juegos individuales, con otros o en movimiento físico.

Los tres factores extraídos son relativamente diferentes a los que obtuvo Serra, con el CCIA aplicado a una muestra pequeña en 1999 (referidos en la descripción del instrumento) ([Álvarez y Serra, 2002; Serra, 1999](#)). El primer factor, *control de comportamiento*, es interpretado en virtud del mecanismo psicológico que, de acuerdo con la ciencia constituida, probablemente subyace a los comportamientos observados, a pesar de que estos diverjan en sus manifestaciones fenoménicas; luego no es sinónimo del componente "actividad" de [Serra \(1999\)](#), denominado así entonces por el nivel de activación en el plano fenoménico de algunos ítems. El segundo factor, *desempeño cognitivo escolar*, integra ítems de atención que no configuran un componente en sí, aunque otra vez lo hicieran. Además, los factores *control de comportamiento* y *socialización* incluyen manifestaciones de la relación con pares, que tampoco conforman ahora un factor del modo como antes constituyeron un solo componente.

Al mismo tiempo, los nuevos factores muestran que en este estudio los maestros discriminaron más a los niños y adolescentes entre sí en los aspectos sobre cuyo reporte se han reconocido fortalezas a esta clase de informantes, como se indica en la introducción. La detección de distinciones en comportamientos más o menos controlados (primer factor) y en el rendimiento atencional vinculado al aprendizaje (segundo factor) concuerda con la tenden-

cia general por la que los maestros son mejores informantes que los padres y los niños sobre problemas de inatención e hiperactividad, no así sobre problemas internalizantes ([Gómez, 2004](#)).

## Limitaciones y Futuros Estudios

Este estudio presenta varias limitaciones que determinan las fases de trabajo futuro para continuar desarrollando el CCIA. Una vez hecho este AFE, sería conveniente estudiar posibles efectos de género y etapa escolar en cada uno de los factores extraídos. Llevar a cabo un análisis factorial confirmatorio ratificaría la estructura de factores descubierta, procedimiento que puede implementarse aprovechando los datos recogidos con esta muestra grande. Asimismo, los datos pueden emplearse en la construcción de normas de referencia.

Más allá de la evaluación realizada, la validación continua del CCIA podrá beneficiarse de su aplicación en tandem con otras escalas bien establecidas de comportamiento infanto-juvenil, considerando algunas específicas para las manifestaciones de cada uno de los tres factores principales encontrados (i.e., escalas de funcionamiento ejecutivo, cognición o comportamiento social). Asimismo, favorecerá la validación del CCIA, la triangulación de sus resultados con los de pruebas de rendimiento neurocognitivo; igualmente con notas escolares y otras medidas ecológicas. Comprobar su sensibilidad para distinguir niños y adolescentes sanos de otros que no lo están será posible si se examinan sus propiedades psicométricas en muestras clínicas con diagnósticos neuropsicológicos y pediátricos de distintos grados de severidad.

Por último, siguiendo las buenas prácticas metodológicas que han facilitado el reconocimiento de fortalezas y debilidades en instrumentos como el CCIA, será necesario desarrollar su versión para padres e investigar sus relaciones con autoinformes infanto-juveniles. Los autores trabajan en la primera de estas tareas, complementándola con pruebas concurrentes de rendimiento en algunos dominios cognitivos, como memoria operativa y flexibilidad cognitiva ([Wong, Álvarez, García y García, 2015](#)).

## Extended Summary

Reports regarding behavior in children and adolescents in school age are useful to detect risk groups in educational as well as clinical environments. Usually, these reports are obtained from questionnaires designed according to the categorical or dimensional approach. The instruments of either of these complementary approaches are often impaired by non-solved methodological problems like the socio-cultural bias, the data analysis problems, and the questionnaires' typical error of measurement.

The socio-cultural bias is related to the ecological validity debate for human behavior assessment tools. At the data analysis level, several problems have been found; for instance, teachers are better informants than parents and children about attention and hyperactivity problems. The questionnaires' typical error of measurement is larger than that of the laboratory performance tests. Getting large amounts of data could balance this error.

Taking into account this methodological situation and that available questionnaires have not been designed for Latin American or Cuban population, this study explores, in a very large sample, the principal factors of the Child and Adolescent Behavior Questionnaire (CCIA for its abbreviation in Spanish). This instrument has been previously designed to assess healthy children and adolescents through teacher reports in Cuba.

A non-probabilistic sample of 6,993 children and adolescents from Centro Habana municipality was assessed: 4,991 (71.37%) were elementary school students, aged 6-12 years ( $M_{age} = 9.26$  years,  $DE = 1.51$  years); 2,002 were junior high school students, aged 11-15 years ( $M_{age} = 13.33$  years,  $DE = .90$  years); 3,528 were women (50.45%), 3,465

were men. All children, parents, and teachers gave their informed consent orally.

The CCIA is a Likert scale of 37 items with answer options from 1 (*never*) to 5 (*always*). Scores from 26 items should be reverted to counteract the acquiescence effect. Its concurrent validity has been proved by significant correlations,  $r > .50$ ,  $p < .01$ , between 14 items and results from a sustained attention software. Its internal consistency is informed by a Chronbach's alpha of .70 and a split-half coefficient  $r_{SB} = .80$ .

Participants were assessed by their teachers, who were 350. Every teacher reported on 20 or less children or adolescents.

Descriptive and inferential statistical analyses were done,  $p < .05$ . arithmetic mean ( $M$ ) and standard deviation ( $DE$ ) were computed as well as the Chronbach's alpha coefficient for the CCIA in this sample. An exploratory factor analysis was run by the iterated principal factor method with varimax-normalized rotation, using the Bartlett's test of sphericity and KMO index to examine the polychoric correlations matrix. Those factors selected by seven statistic extraction criteria, including loadings  $> .40$ , were retained.

Arithmetic means and standard deviations of item scores and total score are reasonable. The Cronbach's alpha coefficient for the CCIA in this sample is .91. The Bartlett's test of sphericity run on the correlations matrix gets a  $\chi^2 = 94522.185$ ,  $p < .001$ . KMO index is .95. From the factors initially extracted, the first three satisfy the preset selection criteria and explain 70.94% of the total variance.

The first principal factor justifies 47.48% of the total variance, presents  $\alpha = .91$ , and receives loadings from items about breach of rules (item 4), aggression or control of others (items 8, 6, 15, and 16), negative emotional reactions (items 5, 7, 9, 10, 11, and 26), and disinhibition (items 2, 14, 21, 22, 24, 25, 27, and 36). The second factor explains 14.93% of the total variance,  $\alpha = .86$ , and takes loadings from items referred to sustained attention (item 29), focal attention (item 30), failure of attention (items 31 and 32), comprehension of instructions in school tasks (item 34), performance quality in school tasks (item 33), performance speed in school tasks (item 35), motivation (item 3 and 37), and performance completeness in school tasks (item 28). The third factor accounts for 8.53% of the total variance and is based on six items, therefore shows  $\alpha = .68$ . These items describe social interactions with peers, in unspecified situations (items 1, 12, and 13) or play (items 17, 18, and 19).

The extraction of these three principal factors that explain more than 70% of the total variance in a very large sample is a relevant result. The first principal factor is labeled *Behavioral Control*. Its items can be understood as immature and socially inadequate expressions of high-level mental operations gathered by neuropsychology in the executive function concept. Late childhood and adolescence are critical periods for these operations' development. *Behavioral Control* is essential for child development, school learning, and has prognostic value for adult life.

The second principal factor is called *School Cognitive Performance*. It is formed by items of attention and performance in school tasks. The school tasks demand cognitive efforts for which students recruit different attentional processes. Success facing these attentional demands affects the learning outcomes.

The third factor is named *Socialization*. The observation of the students' social behavior by their teachers is very important for the evaluation and orientation of the behavioral adjustment to the school daily life, the psychosocial development, the prevention of dangerous behaviors, and possible expressions of psychological disorders. Meanwhile, ludic behaviors are indispensable for healthy child development.

As a final point, this study presents several limitations. Sex and level of schooling effects on the three principal factors could be examined. A confirmatory factor analysis would ratify the factor structure found. This confirmatory analysis could be done with data from the large sample already assessed. These data will also allow determining norms for children and adolescents evaluation.

The CCIA continuous validation will require using it in tandem with well-established assessment scales. The study of correlations between the CCIA and neurocognitive performance tests will be relevant. Finally, the CCIA sensitivity to discriminate healthy children and adolescents from other sick people would be stated if its psychometric properties in clinical samples with pediatric and neuropsychological diagnoses were researched.

## Conflict de Intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

## Agradecimientos

Los autores agradecen la colaboración de Liana Serra, autora principal del Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente, de Vivian Sistachs y Meikim Wong.

## Referencias

- Achenbach, T. M. (1991a). *Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 profile*. Burlington, VT: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Achenbach, T. M. (1991b). *Manual for the Teacher's Report Form and 1991 profile*. Burlington, VT: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Achenbach, T. M. y McConaughy, S. H. (1997). *Empirically based assessment of child and adolescent psychopathology: Practical applications* (2da ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Achenbach, T. M. y Ruffle, T. M. (2000). The Child Behavior Checklist and related forms for assessing behavioral/emotional problems and competencies. *Pediatrics in Review*, 21, 265-271. <https://doi.org/10.1542/pir.21-8-265>
- Alarcón-Parco, D. y Bárrig-Jó, P. S. (2015). Conductas internalizantes y externalizantes en adolescentes. *Liberabit. Revista de Psicología*, 21, 253-259.
- Álvarez, M. (2016). *Datos blandos para ciencias duras. Psicología y neurociencias*. Madrid, España: EOS.
- Álvarez, M., Güell, L., Daniel, L., Berazaín, A. R., Machado, C. y Pascual, A. (1999). Estado neurocognitivo en niños de 8 años con hipotiroidismo congénito tratados precozmente. *Revista de Neurología*, 28, 701-706.
- Álvarez, M. y Serra, L. (2002). *Medición de comportamiento en pacientes infanto-juveniles evaluados en el Laboratorio de Neurocognición del Instituto de Neurología y Neurocirugía* (Informe Técnico). Instituto de Neurología y Neurocirugía. Laboratorio de Neurocognición.
- Álvarez, M., Trápaga, M. y Morales, C. (2013). *Principios de neurociencias para psicólogos* (2da ed.). Buenos Aires, Argentina: Paidós.
- Bandura, A., Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Gerbino, M. y Pastorelli, C. (2003). Role of affective self-regulatory efficacy in diverse spheres of psychosocial functioning. *Child Development*, 74, 769-782. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00567>
- Barkley, R. A. (1981). *Hyperactive children: A handbook for diagnosis and treatment*. New York, NY: Guilford Press.
- Barkley, R. A. (1990). *Attention-deficit hyperactivity disorder: A handbook for diagnosis and treatment*. New York, NY: Guilford Press.
- Baune, B. T., Konrad, C., Suslow, T., Domschke, K., Birosova, E., Sehlmeyer, C. y Bester, C. (2010). The Reelin (RELN) gene is associated with executive function in healthy individuals. *Neurobiology of Learning and Memory*, 94, 446-451. <https://doi.org/10.1016/j.nlm.2010.08.002>
- Beavers, A. S., Lounsbury, J. W., Richards, J. K., Huck, S. W., Skolits, G. J. y Esquivel, S. L. (2013). Practical considerations for using exploratory Factor Analysis in educational research. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 18, 1-13.
- Best, J. R. y Miller, P. H. (2010). A developmental perspective on executive function. *Child Development*, 81, 1641-1660. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01499.x>
- Clayton, D., Green, J. L., Rinehart, N. y Sciberras, E. (2016). Association between teacher-reported symptoms of autism spectrum disorder and child functioning in children with ADHD. *Journal of Attention Disorders*. First published online. <https://doi.org/10.1177/1087054716669227>
- Coll, C. (2004). Esfuerzo, ayuda y sentido en el aprendizaje escolar. *Aula de Innovación Educativa*, 120, 36-43.
- Comenio, J. A. (1630/1983). *Didáctica magna*. La Habana, Cuba: Pueblo y Educación.
- Conners, C. K., Sitarenios, G., Parker J. D. y Epstein, J. N. (1998a). Revision and restandardization of the Conner's Teacher Rating Scale (CTRS-R): Factor structure, reliability, and criterion validity. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 26, 279-291. <https://doi.org/10.1023/A:1022606501530>

- Conners, C. K., Sitarenios, G., Parker J. D. y Epstein, J. N. (1998b). The revised Conner's Parent Rating Scale (CPRS-R): Factor structure, reliability, and criterion validity. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 26, 257-268. <https://doi.org/10.1023/A:1022602400621>
- Conte, R. (1991). Attention disorders. En B. Wong (Ed.) *Learning about learning disabilities* (pp. 60-101). San Diego, CA: Academic Press.
- Cummings, J. L. y Miller, B. L. (2007). Conceptual and clinical aspects of the frontal lobe. En B. L. Miller y J. L. Cummings (Eds.), *The human frontal lobes. Functions and disorders* (2da ed., pp. 12-24). New York, NY: Guilford Press.
- Delors, J., Al Mufti, I., Amagi, I., Carneiro, R., Chung, F., Geremek, B., ... Nanzhao, Z. (1997). *La educación encierra un tesoro: informe a la UNESCO de la Comisión Internacional sobre la Educación para el Siglo XXI*. Madrid: Unesco.
- Diamond, A. y Lee, K. (2011). Interventions shown to aid executive function development in children 4 to 12 years old. *Science*, 333, 959. <https://doi.org/10.1126/science.1204529>
- Dinno, A. (2009). Implementing Horn's parallel analysis for principal components and factor analysis. *The Stata Journal*, 9, 291-298.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C. y Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4, 272-299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Fernández, M. (1994). *Las tareas de la profesión de enseñar: práctica de la racionalidad curricular: didáctica aplicable*. Madrid, España: Siglo XXI.
- Freiberg-Hoffman, A. F., Stover, J. B., De la Iglesia, G. y Fernández- Liporace, M. (2013). Correlaciones polícóricas y tetráricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7, 151-164.
- Frost, J. L., Wortham, S. C. y Reifel, R. S. (2008). *Play and child development*. Upper Saddle River, NJ: Pearson/Merrill Prentice Hall.
- Fuster, J. M. (2008). *The prefrontal cortex: Anatomy, physiology and neuropsychology of the frontal lobe* (4ta ed.). Amsterdam, The Netherlands: Elsevier.
- Gómez, I. (2004). Evaluación infantil cognitivo-comportamental. Evaluación multimodal y multiforme. *Neuropsicología, Neuropsiquiatría y Neurociencias*, 6, 21-25.
- Gómez-Ortiz, O., Romera, E. M., Ortega-Ruiz, R., Cabello, R. y Fernández-Berrocal, P. (2016). Analysis of emotion regulation in Spanish adolescents: Validation of the Emotion Regulation Questionnaire. *Frontiers in Psychology*, 6, 1959. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01959>
- Hennedy, E., Swords, L. y Heary, C. (2007) Children's understanding of psychological problems displayed by their peers: A review of the literature. *Child: Care, Health and Development*, 34, 4-9. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2214.2007.00772.x>
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I. y Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity*, 44, 153-166. <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in a factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Khemakhem, K., Ayadi, H., Moalla, Y., Yaich, S., Hadjikacem, I., Walha, A., ... Ghribi, F. (2015). Attention deficit hyperactivity disorder at schools in Sfax-Tunisia. *La Tunisie Médicale*, 93, 302-307.
- Lezak, M. D. (1982). The problem of assessing executive functions. *International Journal of Psychology*, 17, 281-297. <https://doi.org/10.1080/00207598208247445>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30, 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Memisevic, H. y Sinanovic, O. (2014). Executive function in children with intellectual disability – the effects of sex, level and aetiology of intellectual disability. *Journal of Intellectual Disability Research*, 58, 830-837. <https://doi.org/10.1111/jir.12098>
- Miller, D. (2013). *Essentials of school neuropsychological assessment* (2da. ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Mischel, W., Shoda, Y. y Rodriguez, M. I. (1989). Delay of gratification in children. *Science*, 244, 933-938. <https://doi.org/10.1126/science.2658056>
- Murray, D. W., Rabiner, D. L. y Hardy, K. K. (2011). Teacher management practices for first graders with attention problems. *Journal of Attention Disorders*, 15, 638-645. <https://doi.org/10.1177/1087054710378234>
- Niclasen, J., Teasdale, T. W., Andersen, A. M., Skovgaard, A. M., Elberling, H. y Obe, C. (2012). Psychometric properties of the Danish Strength and Difficulties Questionnaire: The SDQ assessed for more than 70,000 raters in four different cohorts. *PLoS One*, 7, e32025. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0032025>
- Oppenheim, A. N. (2000). *Questionnaire design, interviewing and attitude measurement*. London, England: Bloomsbury Publishing.
- Pellegrini, A. D., Dupuis, D. y Smith, P. K. (2007). Play in evolution and development. *Developmental Review*, 27, 261-276. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2006.09.001>
- Pett, M., Lackey, N. y Sullivan, J. (2003). *Making sense of factor analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Pineda, D. A., Henao, G. C., Puerta, I. C., Mejía, S. E., Gómez, L. F., Miranda, M. L., ... Muruelle, L. (1999). Uso de un cuestionario breve para el diagnóstico de deficiencia atencional [The usefulness of a short questionnaire for the diagnosis of attention deficiency]. *Revista de Neurología*, 28, 365-372.
- Rescorla, L. A., Achenbach, T. M., Ivanova, M. Y., Harder, V. S., Otten, L., Bilenberg, N., ... Verhulst, F. C. (2011). International comparisons of behavioral and emotional problems in preschool children: Parents' reports from 24 societies. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 40, 456-67. <https://doi.org/10.1080/15374416.2011.563472>
- Rothbart, M. K., Sheese, B. E. y Posner, M. I. (2007). Executive attention and effortful control: Linking temperament, brain networks, and genes. *Child Development Perspectives*, 1, 2-7. <https://doi.org/10.1111/j.1750-8606.2007.00002.x>
- Ruchkin, V., Koposov, R., Vermeiren, R. y Schwab-Stone, M. (2012). The Strength and Difficulties Questionnaire: Russian validation of the teacher version and comparison of teacher and student reports. *Journal of Adolescence*, 35, 87-96. <https://doi.org/10.1016/j.jadolescence.2011.06.003>
- Santrock, J. W. (2008). *Life-span development* (11a. ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Satake, H., Yoshida, K., Yamashita, H., Kinukawa, N. y Takagishi, T. (2003). Agreement between parents and teachers on behavioral/emotional problems in Japanese school children using the Child Behavior Checklist. *Child Psychiatry and Human Development*, 34, 111-126. <https://doi.org/10.1023/A:1027342007736>
- Serra, L. (1999). *Cuestionario de Comportamiento Infantil y Adolescente* (trabajo de Diploma). Universidad de La Habana. Facultad de Psicología.
- Silva, F. y Matorell, M.C. (1983). *BAS-1,2. Batería de Socialización (para profesores y padres)*. Madrid, España: TEA.
- Silva, F. y Matorell, M.C. (1991). La batería de socialización: nuevos datos sobre estructura y red nomológica. *Evaluación Psicológica*, 7, 349-367.
- Soltau, B., Biedermann, J., Hennicke, K. y Fydrich, T. (2015). Mental health needs and availability of mental health care for children and adolescents with intellectual disabilities in Berlin. *Journal of Intellectual Disability Research*, 59, 983-994. <https://doi.org/10.1111/jir.12185>
- StataCorp LP (2015). *Stata Statistical Software, release 14*. College Station, TX: StataCorp LP.
- Stern, K. (1982). *Verhaltens-Beurteilungsbogen für Kinder Fremdbeurteilungsmethode für Verhaltensauffälligkeiten bei 3-6jährigen Kleinkindern*; VBK: Psychodiagnostisches Zentrum.
- Truman, J., Robinson, K., Evans, A. L., Smith, D., Cunningham, L., Millward, R. y Minnis, H. (2003). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A pilot study of a new computer version of the self-report scale. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 12, 9-14. <https://doi.org/10.1007/s00787-003-0303-9>
- Vignoe, D., Bérubé, R. L. y Achenbach, T. M. (1999). *Bibliography of published studies using the Child Behavior Checklist and related materials*. Burlington, VT: University of Vermont. Department of Psychiatry.
- Widakowich, C. (2012). El enfoque dimensional vs el enfoque categoríco en psiquiatría: aspectos históricos y epistemológicos. *Alcmeon. Revista Argentina de Clínica Neuropsiquiátrica*, 17, 365-374.
- Woerner, W., Becker, A. y Rothenberger, A. (2004). Normative data and scale properties of the German parent SDQ. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 13(Suppl. 2), ii3-ii10. <https://doi.org/10.1007/s00787-004-2002-6>
- Wong, A., Álvarez, M., García, A. y García, L. (2015). *Evaluación cognitiva de niños sanos de 9-10 años (informe técnico)*. Universidad de La Habana. Dirección de Extensión Universitaria. Programa de Servicios Psicológicos para la Enseñanza Artística.
- Wong, A., Rodríguez, M., Quevedo, L., Fernández de Cossío, L., Borges, A., Reyes, A., ... Álvarez, M. (2012). Questionnaire of executive function for dancers: An ecological approach. *Assessment*, 19, 383-387. <https://doi.org/10.1177/1073191110397483>