



EVALUACIÓN DE LA IMPULSIVIDAD Y SU PAPEL COMO FACTOR PREDICTOR DE PSICOPATOLOGÍA EMOCIONAL EN POBLACIÓN ESCOLAR

Alexandra Cosi Muñoz

Dipòsit Legal: T-1524-2011

ADVERTIMENT. La consulta d'aquesta tesi queda condicionada a l'acceptació de les següents condicions d'ús: La difusió d'aquesta tesi per mitjà del servei TDX (www.tesisenxarxa.net) ha estat autoritzada pels titulars dels drets de propietat intel·lectual únicament per a usos privats emmarcats en activitats d'investigació i docència. No s'autoritza la seva reproducció amb finalitats de lucre ni la seva difusió i posada a disposició des d'un lloc aliè al servei TDX. No s'autoritza la presentació del seu contingut en una finestra o marc aliè a TDX (framing). Aquesta reserva de drets afecta tant al resum de presentació de la tesi com als seus continguts. En la utilització o cita de parts de la tesi és obligat indicar el nom de la persona autora.

ADVERTENCIA. La consulta de esta tesis queda condicionada a la aceptación de las siguientes condiciones de uso: La difusión de esta tesis por medio del servicio TDR (www.tesisenred.net) ha sido autorizada por los titulares de los derechos de propiedad intelectual únicamente para usos privados enmarcados en actividades de investigación y docencia. No se autoriza su reproducción con finalidades de lucro ni su difusión y puesta a disposición desde un sitio ajeno al servicio TDR. No se autoriza la presentación de su contenido en una ventana o marco ajeno a TDR (framing). Esta reserva de derechos afecta tanto al resumen de presentación de la tesis como a sus contenidos. En la utilización o cita de partes de la tesis es obligado indicar el nombre de la persona autora.

WARNING. On having consulted this thesis you're accepting the following use conditions: Spreading this thesis by the TDX (www.tesisenxarxa.net) service has been authorized by the titular of the intellectual property rights only for private uses placed in investigation and teaching activities. Reproduction with lucrative aims is not authorized neither its spreading and availability from a site foreign to the TDX service. Introducing its content in a window or frame foreign to the TDX service is not authorized (framing). This rights affect to the presentation summary of the thesis as well as to its contents. In the using or citation of parts of the thesis it's obliged to indicate the name of the author.

Alexandra Cosi Muñoz

**EVALUACIÓN DE LA IMPULSIVIDAD Y SU PAPEL
COMO FACTOR PREDICTOR DE PSICOPATOLOGÍA
EMOCIONAL EN POBLACIÓN ESCOLAR**

TESIS DOCTORAL

dirigida por el Dr. Andreu Vigil Colet y
la Dra. Josepa Canals Sans

Departament de Psicologia
Centre de Recerca en Avaluació i Mesura de la Conducta



UNIVERSITAT ROVIRA I VIRGILI

Tarragona

2011



UNIVERSITAT ROVIRA I VIRGILI

DEPARTAMENT DE PSICOLOGIA
C/Carretera de Valls, s/n
43007, Tarragona
Tel. 977558075
Fax 977558088

El Dr, Andreu Vigil Colet y la Dra. Josepa Canals Sans, catedráticos del Departamento de Psicología de la Universitat Rovira i Virgili.

CERTIFICAN:

Que el presente trabajo, titulado “Evaluación de la Impulsividad y su papel como Factor Predictor de Psicopatología Emocional en Población Escolar”, que presenta Alexandra Cosi Muñoz para la obtención del título de Doctor, ha sido realizada bajo su dirección en el Departamento de Psicología de esta universidad y que cumple con los requerimientos necesarios para su presentación como tesis doctoral.

Tarragona, 19 de mayo de 2011

Dr. Andreu Vigil Colet

Dra. Josepa Canals Sans

A mi “padrina Consuelo”

A Oscar

AGRADECIMIENTOS

*Si he conseguido ver más lejos, es porque
me he aupado en hombros de gigantes.*

Isaac Newton

A lo largo de estos años, son muchos los “gigantes” que han contribuido a que este proyecto se hiciera realidad; a todos ellos quisiera darles mil gracias por haberme acompañado en este camino.

Quisiera empezar agradeciendo a mis directores de tesis haberme ofrecido la oportunidad de aprender de ellos. Gracias por contar conmigo, por sus horas de dedicación, por la rapidez en las correcciones, por su visión crítica y perfeccionista, por sus aportaciones.... A mi directora de tesis, Dra. Fina Canals, por permitirme iniciar este proyecto y guiarme con su experiencia en la evaluación infantil, por transmitirme su preocupación por los niños y adolescentes. Quiero agradecer a mi director de tesis, Dr. Andreu Vigil, su constante apoyo a lo largo de este tiempo, sus consejos, el haber creado un ambiente de trabajo de confianza, el transmitirme su entusiasmo por la investigación y el saber en general y por dirigirme la tesis con sentido del humor.

Al Dr. Urbano Lorenzo por sus sensatos consejos y correcciones. También quiero agradecerle a él y al Dr. Pere Joan Ferrando su ayuda metodológica, ha sido de gran utilidad.

A la secretaria del departamento de Psicología y al CRAMC: A Joan Bernadet, quién sospecho que tiene un chip implantado con la Enciclopedia Burocrática, por su disposición para resolver cualquier pregunta o trámite burocrático. A Raquel y Esther por recibirme siempre con una sonrisa y por la cháchara entre factura y factura. También quiero darle las gracias a Leo, de las personas más eficientes que conozco, capaz de desenvolverse con soltura en el intrincado mundo del papeleo. Y a todos los miembros del departamento de Psicología.

A Oscar y Toni Masip por su inestimable ayuda “técnica”. Muchas gracias por vuestra paciencia y por ayudarme a solventar múltiples problemas informáticos.

A la showwoman Núria, compañera de asignatura. Por facilitarme tanto las cosas en el tramo final de tesis. Por su comprensión y buen humor.

A Cristina y Mireia, compañeras de zulo, por aguantarme y escucharme.

A Fàbia y Carmen, por haber compartido todo esta etapa con vosotras, porque ha sido de gran ayuda haber contado con amigas que ya han pasado por esta experiencia.

A Toni, Pep, Cris, Mireia, Carmen, Eliseo, Fàbia, Núria, Andreu, etc. Por los cafés intergeneracionales en la terraza, en los que siempre se aprende algo entre risas y bromas.

A mis compañeros de congreso, por saber unir el aprendizaje con la diversión. En especial, quiero agradecer a la mujer del IP, M^a José, por enseñarme a lidiar. A Mari Tilde por su bondad. A Eliseo por prestarme su despacho y por sus batallitas.

Dudo mucho que nunca lleguen a saberlo, pero quisiera agradecer a todos los revisores anónimos que aceptaran los artículos que forman parte de esta tesis y que con sus comentarios y observaciones, me permitieran mejorarlos. También quiero dar las gracias a todas las escuelas y maestros, padres, y niños que han dedicado parte de su escaso tiempo en participar en esta investigación. Especialmente quiero agradecer a todos los niños y niñas por ayudarme a ver diferentes realidades, por enseñaron sus puntos de vista, sus sentimientos y preocupaciones.

Gracias al equipo femenino del trabajo de campo, porque habéis sido fundamentales para conseguir realizar esta investigación. Gracias a Anna Toset, Kelly, Dora, Gemma, Carmen Hernández, Fina Canals, Edelmira Doménech, Susana Martí, Judit Pardos, Mercé Saez, Andrea... porque habéis logrado que el día a día fuera divertido e instructivo.

A Anna Toset, por acompañarme desde la carrera al inicio del trabajo de campo. Gracias por tu amistad.

A Josep M^a, de esas pocas personas con las que sabes que puedes contar siempre (aunque su agenda a veces lo complique), por las tertulias en la playa y por darme un empujón a tiempo.

A mis amigos de Lleida: Isaac, Clara, Miquel, Joan, Josep, por poder contar siempre con ellos a pesar de la distancia, por las risas y por su sinceridad. ¡Habéis sido, sois y seréis una increíble fuente de energía y salud mental! Y a la pequeña Clàudia, porque con su alegría y sus cancioncillas, con los paseos y los columpios consiguió sacarme del bucle en el tramo final de la tesis.

También quiero agradecerle a mi antiguo compañero de piso, Franc, el haberme aguantado durante el inicio y continuar disfrutando de su amistad y sus “cenas sushi” y a mis amigos repartidos por el mundo, en especial a Montse y Kåre, por

muchos momentos impagables: la partida de ajedrez en las baldosas de la cocina, el arte de un danés bebiendo con porrón, “les calçotades”...

Gracias a mis amigos de Vilanova, que con sus barbacoas y quedadas han hecho que me escapara del ordenador. Gracias a Toni y a Anna, por sus conversaciones y fiestas mayores. A mi cuñada, por tratarme como a una hermana.

A Àfrica por hacerme bajar a la realidad en momentos difíciles y confusos. Por abrirme las puertas de su casa y por picarme el gusanillo de la Psicología cuando todavía iba al instituto.

A Oscar, gracias por tu paciencia, tu comprensión, por hacerme reír, por creer en mi incluso ni cuando yo misma lo hacía. Y porque si hemos sobrevivido a un final de tesis y de proyecto, una inundación, un gran apagón y agua fría casi al mismo tiempo, ¡somos capaces de cualquier cosa!

A mi tía Margarita, quién siempre sabe escuchar y que me conectó a Tarragona desde niña.

Quiero dar las gracias a mis padres por apoyarme y animarme a tomar mis propias decisiones, por TODO lo que me han enseñado, por su cariño y comprensión. También quiero agradecerle a mi hermano Jordi y a Sònia por las lecciones que hemos aprendido juntos. Y a mi sobrina Clàudia, que aunque ha llegado más tarde, con su contagiosa alegría es la niña de mis ojos, nunca mejor dicho.

A mi “Padrina Consuelo”, quién solo vio el principio y a quien quiero dedicarle este final. Por creer siempre en mi.

¡Muchas gracias!

ÍNDICE

1. PRÓLOGO	15
2. INTRODUCCIÓN	21
2.1. LA IMPULSIVIDAD: UNA VISIÓN DESDE LA PSICOLOGÍA DE LA PERSONALIDAD	23
2.2. EVALUACIÓN DE LA IMPULSIVIDAD	30
2.2.1 AUTO-INFORMES DE IMPULSIVIDAD EN ADULTOS	30
2.2.2 CUESTIONARIOS DE IMPULSIVIDAD EN NIÑOS Y ADOLESCENTES	32
2.2.3 RELACIONES ENTRE LOS CUESTIONARIOS DE IMPULSIVIDAD	35
2.3. IMPULSIVIDAD Y TRASTORNOS EMOCIONALES	37
3. OBJETIVOS	41
4. MÉTODO	45
4.1. DISEÑO DEL ESTUDIO	47
4.2. PARTICIPANTES	47
4.3. INSTRUMENTOS	49
4.4. PROCEDIMIENTO	52
5. RESULTADOS	55
I. FUNCTIONAL AND DISFUNCTIONAL IMPULSIVITY IN CHILDHOOD AND ADOLESCENCE.	57
II. PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SPANISH ADAPTATION OF THE BIS-11A SCALE FOR CHILDREN.	69
III. DESARROLLO DEL CUESTIONARIO DE AGRESIVIDAD PROACTIVA Y REACTIVA PARA PROFESORES: ESTRUCTURA FACTORIAL Y PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS.	83
IV. THE FACTORIAL STRUCTURE OF THE 41-ITEM VERSION OF THE SCREEN FOR CHILD ANXIETY RELATED EMOTIONAL DISORDERS (SCARED) IN A SPANISH POPULATION OF 8 TO 12 YEARS-OLDS.	91
V. PARENT-CHILD AGREEMENT IN SCARED AND ITS RELATIONSHIP TO ANXIETY SYMPTOMS.	109
VI. IMPULSIVITY AND INTERNALIZING DISORDERS IN CHILDHOOD	117
6. DISCUSIÓN	141
6.1. LIMITACIONES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN	157
7. CONCLUSIONES	161
8. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	165

1. PRÓLOGO

*Persevera, per severa, per se vera.
(Persevera, a través de las dificultades, por grandes que sean)*

Parónimo Latino

La historia de esta tesis doctoral se inició con la obtención de una beca de colaboración con el departamento de Psicología, con la que pude iniciar mi formación en el campo de la investigación en psicopatología infantil colaborando con la Dra. Josepa Canals, co-autora de esta tesis. Después de mi licenciatura, continué mi formación con una beca predoctoral MEC-FPI vinculada al proyecto SEJ2005-09170-C04-04 “*La evaluación de la impulsividad y su papel como predictora de la agresividad y otras conductas relacionadas con la falta de control de impulsos*” con el director de esta tesis, el Dr. Andreu Vigil. Dado mi interés en la psicopatología de niños y adolescentes, decidimos unir las dos líneas de investigación para abordar esta tesis doctoral. Por una parte, la evaluación de la impulsividad cuyo proyecto financiaba mi beca y, por otra parte la epidemiología en psicopatología infantil. De esta manera me incorporé en el proyecto PI07/0839, coordinado por la Dra. Canals, “*Epidemiología de los trastornos depresivos y ansiosos en población escolar: perspectiva actual después de dos décadas de estudio*”. Así, definimos el tema de esta tesis integrando el papel de la impulsividad como factor de riesgo de psicopatología emocional en población escolar.

Al examinar la literatura acerca de este tema nos dimos cuenta que la impulsividad tradicionalmente se ha relacionado con los trastornos exteriorizados, mientras que el neuroticismo se ha vinculado con la psicopatología interiorizada¹ (Sher y Trull, 1994). Sin embargo, pocos estudios han examinado el papel de la impulsividad en los trastornos emocionales, siendo todavía más escasos en población infantil.

Partiendo de la escasez de estudios que examinen esta relación, el principal objetivo de esta tesis es relacionar la impulsividad con los trastornos emocionales (ansiedad y depresión) en población infantil a partir de un estudio epidemiológico caso-control con un diseño transversal en doble fase.

¹ A lo largo de esta tesis utilizaremos los términos interiorizado y emocional indistintamente.

Para poder lograr este objetivo fue necesario adaptar una serie de cuestionarios debido a la carencia de instrumentos para la población infantil adaptados al español. Para ello, en la primera fase del estudio epidemiológico fue necesario adaptar un auto-informe de impulsividad: el *Dickman Impulsivity Inventory for children* (Brunas-Walgstaff, Tilley, Verity, Ford y Thompson, 1997). Sin embargo, la versión española del mismo obtuvo una baja fiabilidad, por lo que tuvo que ser desestimado como instrumento de medida de la impulsividad. En consecuencia, procedimos a adaptar al español otro cuestionario de impulsividad: la versión adolescente del *Barratt Impulsiveness Scale* (Fossati, Barratt, Acquarini, y Di Ceglie, 2002), la cual sí mostró su adecuación. Asimismo, adaptamos al español el auto-informe de ansiedad infantil *Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders* (SCARED; Birmaher, Brent, Chiappetta, Bridge, Monga, y Baugher, 1999), el cual junto con el auto-informe de depresión *Children Depression Inventory* (CDI; Kovacs, 1985) nos permitió seleccionar a los niños con riesgo de ansiedad y/o depresión, los cuales junto con los controles pasaron a formar parte de la siguiente fase del estudio.

En la segunda fase del estudio, se creó el cuestionario *Agresividad Proactiva/Reactiva para maestros* (Cosi, Vigil-Colet, Canals, 2009) y se administró una versión mejorada del *Barratt Impulsiveness Scale-11 for children* con el objetivo de mejorar la fiabilidad de una de sus escalas. En esta segunda fase también se volvió a administrar el CDI y el SCARED. Esta vez, también se aplicó la versión para padres del SCARED con el objetivo de evaluar el acuerdo entre padres y niños en los síntomas de ansiedad infantil. Para intentar determinar cuál de los dos informantes es mejor, comparamos ambas versiones del SCARED con los síntomas de los trastornos de ansiedad de la entrevista estructurada *Mini International Neuropsychiatric Interview for Children and Adolescents* (MINI-KID; Sheehan et al., 1998) administrada a los niños.

El resultado de este proceso ha dado lugar a una serie de artículos publicados en revistas de impacto, los cuales se detallan a continuación:

- I. Cosi, S., Morales-Vives, F., Canals, J., Lorenzo-Seva, U., y Vigil-Colet, A. (2008). Functional and dysfunctional impulsivity in childhood and adolescence. *Psychological Reports*, 103, 67- 76.
[Factor impacto: 0.346; Categoría: Psychology, Multidisciplinary; Cuartil 4].
- II. Cosi, S., Vigil-Colet, A., Canals, J., y Lorenzo-Seva, U. (2008). Psychometric properties of the Spanish adaptation of the BIS-11A scale for children. *Psychological Reports*, 103, 336- 346.
[Factor impacto: 0.346; Categoría: Psychology, Multidisciplinary; Cuartil 4].
- III. Cosi, S., Vigil-Colet, A., y Canals, J. (2009). Desarrollo del cuestionario de agresividad proactiva y reactiva para profesores: estructura factorial y propiedades psicométricas. *Psicothema*, 21, 159- 164.
[Factor impacto: 0.910; Categoría: Psychology, Multidisciplinary; Cuartil 3].
- IV. Vigil-Colet, A., Canals, J., Cosi, S., Lorenzo-Seva, U., Ferrando, P. J., Hernández-Martínez, C., Claustre Jané, M., Viñas, F., y Doménech-Llaberia, E. (2009). The factorial structure of the 41-item version of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a Spanish population of 8 to 12 years-olds. *International Journal Of Clinical And Health Psychology*, 9, 313- 327.
[Factor impacto: 1.792; Categoría: Psychology, Clinical; Cuartil 2].
- V. Cosi, S., Canals, J., Hernández-Martínez, C., y Vigil-Colet, A. (2010). Parent-child agreement in SCARED and its relationship to anxiety symptoms. *Journal of Anxiety Disorders*, 24, 129- 133.
[Factor impacto: 2.682; Categoría: Psychology, Clinical; Cuartil 1].
- VI. Cosi, S., Hernández Martínez, C., Canals, J., y Vigil-Colet, A. Impulsivity and internalizing disorders in childhood. *Psychiatry Research* (en prensa, DOI: 10.1016/j.psychres.2011.05.036).
[Factor impacto: 2.373; Categoría: Psychiatry; Cuartil 2]

2. INTRODUCCIÓN

*No te asustes si me ves retroceder alguna vez,
será que estoy cogiendo impulso.*

Anónimo

2.1. La Impulsividad: una visión desde la Psicología de la Personalidad

La impulsividad es un importante constructo psicológico presente en los principales modelos de personalidad y temperamento, bien como una de las dimensiones esenciales de los mismos o bien como una faceta integrante de factores de segundo orden (i.e. Buss y Plomin, 1975; Cloninger, Pryzbeck, y Svrakic, 1991; Costa y McCrae, 1992; Eysenck y Eysenck, 1985; Gray, 1987; Zuckerman, 1979). Todo ello nos da una idea de la importancia de esta dimensión de la personalidad. La impulsividad también se relaciona con otras dimensiones de personalidad como la extraversión, el neuroticismo, el psicoticismo, la búsqueda de sensaciones, el atrevimiento, etc. (Eysenck y Eysenck, 1977; Evenden, 1999; McCown, Johnson y Shure, 1993; Webster y Jackson, 1997; Zuckerman, 1979)

En los últimos años, la impulsividad ha sido objeto de un creciente interés en el ámbito de las ciencias de la salud. Una de las principales razones que explican esta tendencia es que la impulsividad juega un destacado papel en la comprensión y diagnóstico psicopatológico. De hecho, después del malestar subjetivo, la impulsividad es una de las manifestaciones más prevalentes entre los criterios diagnósticos de los trastornos clasificados en el DSM-IV-TR (APA, 2000; Whiteside y Lynam, 2001).

La impulsividad se asocia frecuentemente a aquellas patologías que implican un déficit en el control de los impulsos, como la agresividad, el abuso de sustancias, la ludopatía, la delincuencia, las conductas antisociales, el trastorno límite de la personalidad, los trastornos alimentarios y el suicidio, entre otros (APA, 2000; Barratt y Slaughter, 1998; Mann, Wateraux, Hass y Malone, 1999; McMurrin, Blair y Egan, 2002; Moeller, Barratt, Dougherty, Schmitz, Swann, 2001a; Petry, 2001; Scarpa y Raine, 2002; Vigil-Colet, Morales-Vives y Tous, 2008; White et al., 1994; Whiteside y Lynam, 2001). Recientes investigaciones señalan que los déficits

de autocontrol en la niñez tienen importantes repercusiones en la edad adulta. Concretamente, el autocontrol infantil predice la salud física y mental, el nivel económico, el abuso de sustancias y las conductas delictivas en la adultez con un poder predictivo comparable a la inteligencia o el estatus socioeconómico familiar (Moffitt et al., 2011).

Como ya hemos mencionado, la impulsividad es una manifestación relevante en una gran variedad de trastornos tanto en adultos como en niños y adolescentes. En estos últimos grupos puede hallarse en el retraso mental, el trastorno por déficit de atención con hiperactividad (TDAH), el trastorno de conducta, el trastorno bipolar, los trastornos de personalidad y el trastorno de conducta desafiante. Sin embargo, exceptuando el TDAH, existen relativamente pocos estudios que clarifiquen el papel de la impulsividad en los trastornos psicopatológicos, siendo todavía más escasos en población infantil.

Así, aunque la impulsividad no es propiamente una entidad nosológica, es un síntoma caudal de muchas de ellas. Además de añadir severidad al trastorno primario, las personas impulsivas presentan menor adherencia al tratamiento (Moeller et al., 2001a; Moeller, et al., 2001b; Swann, et al., 2005), lo cual empeora el pronóstico de esta población.

En cuanto a la incidencia de la impulsividad en las relaciones sociales del individuo, Kelly y Conley (1987) realizaron un estudio longitudinal durante 15 años en el que hallaron que la conducta impulsiva predecía una mayor incidencia de divorcio, una menor satisfacción marital y un mayor consumo de alcohol en varones. Esta afectación de las relaciones sociales también la encontramos en niños. Parece ser la que la impulsividad infantil incrementa el riesgo de interacciones problemáticas con los padres, con los profesores y con los iguales, lo cual a su vez incrementa el riesgo de una socialización insuficiente (Klinterberg, von Knorring, y Orelund, 2004; Zaparniuk y Taylor, 1997). En cuanto al ámbito educativo, la impulsividad se asocia con un menor rendimiento académico, incluso cuando se elimina el efecto del CI (Miyakawa, 2001; Morales-Vives, 2007; Vigil-Colet y Morales-Vives, 2005).

A pesar de su importancia, la investigación de la impulsividad se ha caracterizado por la falta de consenso en cuanto a su definición, sus características, las dimensiones que la componen y, por consiguiente, en su medida (Avila, Cuenca, Felix, Parcet, y Miranda, 2004; Eveden, 1999; Gerbing, Ahadi, y Patton, 1987; Milich y Kramer, 1984; Milich, Hartung, Martin y Haigler, 1994; White et al., 1994). Teniendo esto en cuenta, es necesario establecer en primer lugar qué entendemos por impulsividad en el marco del presente estudio. El diccionario de la Real Academia de la Lengua Española (Real Academia Española, 2001) define a una persona impulsiva como aquella que suele hablar o proceder sin reflexión ni cautela, dejándose llevar por la impresión del momento. Es curioso como la definición del diccionario coincide con la concepción clásica de la impulsividad, entendida como la tendencia a actuar o tomar decisiones de forma inmediata y sin tomar en consideración las consecuencias de la misma y caracterizada por la búsqueda de recompensas inmediatas (Buss y Plomin, 1975; Eysenck y Eysenck, 1977; Moeller et al., 2001a; Patton, Stanford y Barratt, 1995; Schachar, Tannock, y Logan, 1993). Esta definición es la que vamos a utilizar en esta tesis en referencia a la impulsividad en términos generales.

Existe un consenso acerca de la naturaleza multidimensional de la impulsividad, pero no acerca del número de dimensiones que la componen (Carrillo de la Peña, Otero y Romero, 1993; Gerbing et al., 1987; Luengo, Carrillo de la Peña y Otero, 1991; Miller, Flory, Lynam y Leukefeld, 2003; Miller, Joseph y Tudway, 2004; Parker, Bagby y Webster, 1993; Reynolds, Ortengren, Richards y de Wit, 2006; White et al., 1994; Whiteside y Lynam, 2001). Un clásico en este sentido es el estudio con adolescentes de White et al. (1994), quién factorizó once de las medidas más utilizadas para evaluar la impulsividad, obteniendo dos factores independientes: Impulsividad cognitiva e Impulsividad conductual. La primera integrada por tareas de laboratorio y la segunda, por auto-informes y cuestionarios de padres y profesores. Incluso las diferentes tareas conductuales miden componentes diferentes del comportamiento impulsivo: la toma de decisiones impulsiva y

la desinhibición conductual (Reynolds et al., 2006). Kindlon, Mezzacappa y Earls (1995) identificó dos dimensiones similares en niños, las cuales etiquetó como impulsividad cognitiva e impulsividad motivacional. De manera que, aunque la proliferación de diversos instrumentos de impulsividad es un indicador del interés en el constructo, también es una evidencia de la diversidad de aproximaciones teóricas a la misma.

La impulsividad ha sido estudiada por muchos de los teóricos de la Psicología de la Personalidad. Si buscamos el número de citas recibidas de los principales modelos de impulsividad que han dado lugar al desarrollo de instrumentos de medida, Eysenck, Pearson, Easting y Allsopp (1985), Barratt (Patton et al., 1995) y Dickman (1990) son algunos de los más referidos. Es por este motivo y por su vinculación directa con los instrumentos más ampliamente utilizados en la medida de la impulsividad que en esta tesis nos centraremos especialmente en ellos.

El instrumento utilizado en esta tesis se origina en los trabajos de E. S. Barratt. Este autor concebía la impulsividad como un rasgo de personalidad estrechamente relacionado con la extraversión de Eysenck, la búsqueda de sensaciones y la hipomanía (Barratt y Patton, 1983).

Barratt (1983, 1987) explicaba las diferencias individuales en impulsividad a través del tempo cognitivo, es decir, los sujetos impulsivos presentarían dificultades para mantener un determinado tempo o frecuencia, que se manifestaría en un peor rendimiento en tareas de tiempo de reacción o cualquier otro tipo de tarea que requiera respuestas rítmicas. Barratt y Patton (1983) proponían que el nivel de arousal está relacionado con la impulsividad, por lo que los sujetos impulsivos tendrían un reloj interno rápido que les haría responder más rápidamente en determinadas situaciones.

En la construcción del primer cuestionario de impulsividad, el *Barratt Impulsiveness Scale* (BIS), Barratt (1959) analizó la relación de la impulsividad y la ansiedad con la eficiencia psicomotora. La explicación de este modelo unidimensional de la impulsividad se sustenta en la teoría del aprendizaje de Hull/ Spence (Hull, 1943; Spence, 1956), según la cual la

ansiedad se relacionaba con la “fuerza del hábito” y la impulsividad con la “inhibición oscilatoria”, definida como la variabilidad en el rendimiento perceptivo-motor o en tareas de aprendizaje. Así, los primeros análisis de los ítems del BIS, muchos de los cuales no fueron publicados, tenían el objetivo de encontrar correlatos biológicos y conductuales diferenciados para la impulsividad y la ansiedad. En consecuencia, la creación del BIS tenía un doble objetivo: por una parte, establecer un conjunto de ítems de impulsividad que fueran ortogonales a la ansiedad y otras dimensiones relacionadas con el neuroticismo, o como las etiquetaron Barratt y Patton (1983) “dimensiones de sentimientos”; y, por otra parte, que el conjunto de ítems de impulsividad fuera independiente a otras dimensiones “orientadas a la acción” (e.g. búsqueda de sensaciones).

Posteriormente, en 1985, Barratt creó el primer cuestionario que evaluaba la impulsividad como un rasgo multidimensional, con el objetivo de *“describir la impulsividad en las personas “normales”, para llegar a la función de la impulsividad en la psicopatología, y desarrollar una estructura de la personalidad en el que la impulsividad como rasgo de la personalidad puede estar relacionado con otras características”* (Barratt, 1994, p. 63). Con este propósito, Barratt (1985) propuso un modelo multidimensional de la impulsividad, en el que distinguía entre impulsividad motora (IM), no planificada (INP) y cognitiva (IC). La IM se refiere a actuar sin pensar, la INP implica la falta de previsión futura o de planificación y la IC supone la toma de decisiones cognitivas rápidas. Finalmente, Patton, Stanford y Barratt (1995) desarrollaron la última versión del cuestionario, el BIS-11, donde substituyeron la IC por la Impulsividad atencional, que se define como la incapacidad para mantener el foco de atención o la concentración.

Uno de los principales exponentes en el estudio de la impulsividad en el marco de los modelos de personalidad fueron H. J. Eysenck y S. G. B. Eysenck, quiénes sustentaron su teoría de la personalidad en factores biológicos. Inicialmente, Eysenck (1947, 1957, 1967; Eysenck y Eysenck, 1964) postuló un modelo bidimensional de la personalidad compuesto por

las dimensiones de neuroticismo y extraversión. Más tarde, añadieron la dimensión del psicoticismo a su modelo de la personalidad (Eysenck y Eysenck, 1975).

La impulsividad, originalmente, formó parte de la dimensión de extraversión, basada inicialmente en la Teoría de la Inhibición (Eysenck, 1957), dónde propone que los niveles de excitación /inhibición de los procesos corticales serían los responsables de que un individuo sea extravertido o introvertido. Así, una persona extravertida se caracterizará por un bajo nivel de activación cortical, lo que dará lugar a que el sujeto busque la estimulación a través de estímulos externos, mostrando una conducta manifiesta desinhibida. Sin embargo, Eysenck no pudo explicar qué estructuras del SNC eran las responsables del balance de excitación-inhibición. Posteriormente, los avances neurofisiológicos de la época permitieron el desarrollo de la Teoría del nivel Óptimo de Arousal, dónde Eysenck (1967) situó el Sistema Activador Reticular Ascendente (SARA) como la estructura subyacente a la regulación de la activación cortical. Así, los extrovertidos presentan una mayor inhibición cortical a causa de la baja activación del SARA, mientras que en los introvertidos el proceso es inverso.

Pero, ¿qué lugar ocupa la impulsividad en el modelo de Eysenck?. Partiendo de la Teoría del nivel Óptimo de Arousal, la cual hipotetiza que una función de la actividad cortical es inhibir la actividad de las estructuras subcorticales que median la respuesta impulsiva. Entonces, como los individuos impulsivos se caracterizan por un bajo nivel de arousal cortical, fracasan a la hora de inhibir las estructuras subcorticales, por lo que la única forma de aumentar la activación cortical es a través de comportamientos frecuentemente vinculados con la conducta impulsiva.

A pesar de que existe una sección dedicada a los instrumentos de evaluación creados por los tres autores a los que esta tesis hace referencia, para entender la impulsividad dentro del modelo de Eysenck será necesario analizar brevemente la ubicación y el desarrollo de ésta a través de los cuestionarios creados por el mismo.

Inicialmente, la impulsividad formaba parte de la escala de extraversión del *Eysenck Personality Inventory* (EPI, Eysenck y Eysenck, 1964). Posteriormente, al comprobar que dicha escala se componía a su vez de dos factores relativamente independientes de sociabilidad e impulsividad, crearon el *Eysenck Personality Questionnaire* (EPQ; Eysenck y Eysenck, 1975) añadiendo una nueva dimensión de la personalidad: el psicoticismo, dimensión en la que saturaban la mayor parte de ítems de impulsividad.

Posteriormente, Eysenck y Eysenck (1985) crearon un cuestionario específico de impulsividad con dos factores: impulsividad y atrevimiento. La impulsividad se definía como actuar sin considerar las posibles consecuencias de la conducta, mientras que el atrevimiento implicaría actuar a pesar de haber reflexionado sobre las consecuencias o el riesgo implicado, es decir, ser consciente del riesgo de la propia conducta, pero actuar de todos modos. Así, mientras que la impulsividad supondría una asunción de riesgos inconsciente, en el atrevimiento, el individuo busca sensaciones asumiendo un riesgo más o menos controlado.

Esta visión coincide parcialmente con la propuesta que Dickman (1990) formuló desde el enfoque del procesamiento de la información. S. J. Dickman propone una teoría bidimensional de la impulsividad: impulsividad disfuncional y funcional. La primera se refiere a la concepción clásica de la impulsividad como la tendencia a tomar decisiones irreflexivas que conllevan consecuencias negativas para el individuo (e. g. decidirse rápidamente sin pensar en las consecuencias), mientras que la impulsividad funcional se definiría como la tendencia a tomar decisiones rápidas cuando las mismas implican un beneficio personal (e. g. decidirse rápidamente ante una buena oportunidad). Hay que destacar que Dickman puso el énfasis en una cuestión que suele pasarse por alto, no toda la conducta impulsiva es contraproducente. Dickman (1993) examinó la participación de los procesos cognitivos en la impulsividad, concluyendo que las diferencias individuales en impulsividad pueden reflejar diferencias en los mecanismos de la atención. Es decir, los sujetos con una alta impulsividad podrían rendir

potencialmente mejor en tareas donde el foco de atención cambia rápidamente.

2.2. Evaluación de la impulsividad

Dada la extensa variedad de instrumentos que miden este rasgo, nos centraremos en los cuestionarios desarrollados por los principales autores en el estudio de la impulsividad.

2.2.1 Auto-informes de impulsividad en adultos

Existen varios instrumentos de auto-informe específicamente diseñados para evaluar diversos rasgos de la impulsividad.

El cuestionario más antiguo de impulsividad: el *Barratt Impulsiveness Scale* (BIS), fue creado por Barratt (1959) basándose en un modelo unidimensional de la impulsividad. Posteriormente, en el BIS-10, Barratt (1985) propuso un modelo tridimensional de la impulsividad compuesto por IM, INP y IC. Sin embargo, la escala IC ha presentado problemas de replicación y de fiabilidad (Andrés-Pueyo, Pérez y Vigil-Colet, 2004; Gerbing et al., 1987; Luengo et al., 1991). Con el paso de los años, el BIS ha sido varias veces revisado de acuerdo a la reconceptualización del constructo de la impulsividad de Barratt (Parker et al., 1993). Intentando definir más específicamente las dimensiones de impulsividad, Patton et al. (1995) crearon la versión actual, el BIS-11. El análisis de componentes principales halló tres factores de segundo orden y seis de primer orden: IM (factores de primer orden: motor y perseverancia), INP (auto-control y complejidad cognitiva) y Impulsividad atencional (atención e inestabilidad cognitiva) que substituye la IC. Los autores solo proporcionan información acerca de la fiabilidad de la puntuación total ($\alpha = .79- .83$, en diferentes muestras). Sin embargo, un estudio posterior de Stanford et al. (2009) presentó coeficientes

de fiabilidad que oscilaban entre $\alpha = .59$ y $\alpha = .74$ para los factores de segundo orden y entre $\alpha = .27$ y $\alpha = .72$, para los factores de primer orden.

Tal y como hemos visto con anterioridad, el matrimonio Eysenck ha sido uno de los máximos exponentes en la construcción de instrumentos para medir la impulsividad. Originariamente, en el EPI (Eysenck y Eysenck, 1964)—el cual medía extraversión y neuroticismo—la impulsividad, así como la sociabilidad, formaba parte de la extraversión. Posteriormente, refinaron su teoría de la personalidad y construyeron el EPQ (Eysenck y Eysenck, 1975), en el cual añadieron una tercera dimensión: el psicoticismo. Esta dimensión condicionó la saturación factorial de la dimensión de extraversión, ya que la mayor parte de ítems de impulsividad pasaron a formar parte de la nueva dimensión de psicoticismo.

Fue en este punto, cuando Eysenck y Eysenck (1977) decidieron examinar más detenidamente el concepto de la impulsividad con el fin de crear un cuestionario de impulsividad que complementara el EPQ. Para ello, factorizaron cuatro escalas de impulsividad (Thorndike, 1966; Barratt, 1959, 1965; Schalling, 1975), hallando cuatro dimensiones específicas de la conducta impulsiva: impulsividad estricta, asunción de riesgos, falta de planificación y vivacidad. Estos subfactores presentaban un patrón de relaciones diferenciado con las escalas del EPQ, de manera que la extraversión se relacionaba con la asunción de riesgos y la vivacidad, mientras que la falta de planificación y la impulsividad estricta correlacionaban con las escalas de neuroticismo y psicoticismo del EPQ.

Posteriormente, Eysenck y Zuckerman (1978) intentaron dilucidar qué posición ocupaba la búsqueda de sensaciones respecto la impulsividad. Para ello, combinaron los ítems del *Sensation-Seeking Questionnaire* (Zuckerman, Kolin, Price, Zoob, 1964) con los ítems de impulsividad empleados en el anterior estudio de Eysenck y Eysenck (1978). Los análisis mostraron que el factor de vivacidad se relacionaba más con la sociabilidad de la extraversión que con la impulsividad, por lo que se eliminó la escala de vivacidad. El posterior análisis factorial mostró una solución factorial más simple de dos factores: impulsividad y atrevimiento. Esto dio paso a la construcción de un

nuevo cuestionario específico de impulsividad, el *Impulsiveness Questionnaire* (I₅, Eysenck y Eysenck, 1978), cuyas dimensiones, aunque se encontraban correlacionadas, se alineaban con diferentes aspectos de la personalidad. Por una parte, el factor de impulsividad (también denominado impulsividad estricta) estaba claramente relacionado con el psicoticismo del EPQ y, por otra parte, el atrevimiento se relacionaba con la extraversión. Estudios posteriores dieron lugar a nuevas revisiones de la escala hasta acabar configurando la versión actual de la misma, el I₇ (Eysenck et al., 1985), la cual consta de las mismas dos escalas del I₅, ambas con una buena fiabilidad (Impulsividad, $\alpha = .84$ en hombres y $\alpha = .83$ en mujeres; Atrevimiento, $\alpha = .85$ y $\alpha = .84$). Esta nueva versión presenta correlaciones similares a las mostradas por versiones anteriores, la impulsividad se relaciona con el psicoticismo, mientras que el atrevimiento se vincula más con la extraversión.

Finalmente, Dickman (1990), con el fin de evaluar las dimensiones de impulsividad funcional y disfuncional, desarrolló el *Dickman Impulsivity Inventory* (DII). Tanto la escala de impulsividad disfuncional como la funcional poseen buenos coeficientes de fiabilidad ($\alpha = .85$; $\alpha = .74$, respectivamente). Ambas escalas están poco relacionadas ($r = .23$). Hay que añadir que el DII ha sido adaptado a múltiples idiomas, entre ellos el castellano (Chico, Tous, Lorenzo-Seva y Vigil-Colet, 2003), mostrando, una elevada congruencia entre culturas.

2.2.2 Cuestionarios de impulsividad en niños y adolescentes

La evaluación infantil suele realizarse a través de cuestionarios cumplimentados por padres o profesores al considerarse que los niños son menos precisos al evaluar sus conductas (Fink y McCown, 1993).

Sin embargo, esta creencia sólo es cierta en niños pequeños. Los niños mayores de 8 años parecen ser informadores fiables y consistentes de sus propias conductas (Anastasi y Urbina, 1998; Cronbach, 1984). Este hecho adquiere todavía más relevancia en los trastornos interiorizados, ya

que para un observador externo es difícil detectar los procesos internos y subjetivos de otro, por lo que los niños con trastornos interiorizados son mejores informantes que sus padres (Klein, 1991; Muris, Merckelbach, van Brakel y Mayer, 1999; Rapee, Barrett, Dadds, y Evans, 1994).

Debido a la inexistencia de cuestionarios de impulsividad para padres y profesores, no existen estudios que comparen varias fuentes de información en la evaluación de la impulsividad. Sin embargo, un estudio reciente de autocontrol, concepto estrechamente relacionado con la impulsividad, señala que el autocontrol infantil, independientemente de la fuente de información utilizada (observación, cuestionarios de padres y profesores y auto-informes), tiene el mismo poder predictivo de dificultades económicas y de problemas de salud física y mental en la edad adulta (Moffitt et al., 2011).

Si examinamos los instrumentos de impulsividad existentes, sólo encontramos tareas de laboratorio y auto-informes. Aunque hay algunos cuestionarios para padres y profesores que cuentan con alguna escala de impulsividad o la evalúan desde las manifestaciones del TDAH, no hay ningún cuestionario hetero-informado que evalúe exclusivamente la impulsividad. Es más, si tenemos en cuenta la extensa literatura en torno al TDAH, donde la impulsividad es uno de sus rasgos principales, es sorprendente que no hayan proliferado los instrumentos de evaluación de la impulsividad en población infantil. De hecho, solo existen dos auto-informes específicos de impulsividad para niños.

La medida de auto-informe de impulsividad más utilizada en niños es el I₆ Junior (Eysenck, Easting y Pearson, 1984). La primera versión de dicho cuestionario, I₅ Junior, fue desarrollada por Eysenck y Eysenck (1980) con el objetivo de replicar en niños dos dimensiones relacionadas con la impulsividad (I₅, Impulsividad y Atrevimiento), previamente descritas en adultos. Con la versión mejorada del I₅ Junior, el I₆ Junior, incrementaron el número de ítems y obtuvieron mejores coeficientes de fiabilidad. Las escalas muestran una fiabilidad buena, tanto en su versión original inglesa

($\alpha = .74- .81$, dependiendo de la escala y el sexo de los participantes; Eysenck et al., 1984), como en otras versiones como, por ejemplo, la española ($\alpha = .77- .81$ dependiendo también de la escala y del sexo; (Martorell y Silva, 1991). No obstante, la adaptación española se realizó en una muestra compuesta mayoritariamente por adolescentes y algunos de los ítems que componen el cuestionario parecen poco adaptados a nuestra época y cultura (e. g. *¿Te gusta poner mucha salsa de tomate y variantes (cebollitas, pepinillos en vinagre) en tu comida?*).

Por otra parte, debido a que el cuestionario de Dickman es uno de los más utilizados entre adultos por sus buenas características psicométricas, Brunas-Wagstaff et al. (1997) intentó replicar en niños las dimensiones de impulsividad funcional y disfuncional previamente descritas por S. J. Dickman. Para ello desarrolló el *Dickman Impulsivity Inventory for children (DII-c)* el cual, sin embargo, presenta una baja consistencia interna, sobretodo para la escala funcional (disfuncional $\alpha = .60- .73$; funcional $\alpha = .38- .51$, dependiendo del grupo de edad). Estos valores están por debajo de los estándares comúnmente aceptados para considerar que este test es una medida lo suficientemente fiable, particularmente para el caso de la impulsividad funcional. Asimismo, es remarcable que la fiabilidad de la escala disfuncional sólo alcanza valores entorno a $\alpha = .70$ en niños de un rango de edad comprendido entre los 11 y los 12 años, mientras que los niños más jóvenes y los adolescentes presentan valores entorno a $\alpha = .60$.

A diferencia de los cuestionarios de S. G. B. Eysenck y H. J. Eysenck o S. J. Dickman, no existe una versión específica para niños del cuestionario de E. S. Barratt. No obstante, Fossatti et al. (2002) desarrollaron una versión para adolescentes (BIS-11A) del cuestionario BIS-11 para adultos. Dicha versión se caracteriza por una redacción muy simple de sus ítems, lo cual en principio debería facilitar su comprensión por parte de los niños. De hecho, como veremos posteriormente y debido a las limitaciones del DII-c, hemos partido de dicha adaptación para desarrollar una versión infantil del mismo.

Recordemos que la versión adulta original del BIS-11 (Patton et al., 1995) consta de tres factores de segundo orden: Impulsividad motora, no planificada y atencional. Sin embargo, Fossati et al. (2002) hallaron una solución factorial de seis factores de primer orden y dos, de segundo orden. El primero de estos factores de segundo orden era una mezcla de los factores de impulsividad motora y atencional, mientras que el segundo factor se correspondía con la impulsividad no planificada.

El BIS-11A tiene una fiabilidad α de .78 para la puntuación total, pero no dieron ningún tipo de información acerca de la fiabilidad de los factores de primer y segundo orden propuestos. También existe una adaptación hebrea y una alemana y una versión china para padres que muestran consistencias internas similares ($\alpha = .77$ Leshem y Glicksohn, 2007; $\alpha = .74$ Hartmann y Rief, 2011; $\alpha = .79$ Fei, Lin-Yan y Yao-Guo, 2006).

2.2.3 Relaciones entre los cuestionarios de impulsividad

Examinaremos las relaciones entre los cuestionarios comentados con el fin de analizar si miden dimensiones similares de la impulsividad.

Chico (2000) comparó el *Inventario de Impulsividad de Dickman* con el EPQ-R de Eysenck. La escala de impulsividad funcional se relacionó con la extraversión y negativamente con el neuroticismo del EPQ-R; mientras que la impulsividad disfuncional se relacionó positivamente con el psicoticismo.

Dickman (1990), examinó las relaciones entre su cuestionario y el EPI. En concreto, la impulsividad del EPI estaba más asociada con la impulsividad disfuncional ($r = .51$) que con la funcional ($r = .34$). La impulsividad estricta del I_7 (Eysenck y Eysenck, 1977) también estuvo más relacionada con la impulsividad disfuncional ($r = .73$) que con la impulsividad funcional ($r = .23$). Es más, la correlación desatenuada entre la impulsividad disfuncional y la estricta es 1, lo que indica que ambas escalas evalúan exactamente la misma dimensión de impulsividad (Eysenck, 1993; Vigil-Colet, 2007). Finalmente, la impulsividad funcional presentaba una relación moderada con el atrevimiento ($r = .44$) (Eysenck y Eysenck, 1978).

El único estudio que examina las relaciones entre los cuestionarios de impulsividad infantil es el de Brunas-Wagstaff et al. (1997), quienes replicaron en niños los hallazgos encontrados en adultos. Concretamente, la escala disfuncional correlaciona .57 con la impulsividad de Eysenck y la funcional, .35 con el atrevimiento.

Barratt (1985) comparó sus tres escalas de impulsividad con las propuestas por Eysenck, mostrando que la IM, la INP y la IC se asociaban únicamente a la impulsividad estricta del I₅ de Eysenck. Con su construcción de la nueva versión, el BIS-11, Patton et al., (1995) señalaron que, desde un punto de vista conceptual, la IM y la INP eran similares a la impulsividad estricta de Eysenck (Eysenck y Eysenck, 1977), mientras que la Impulsividad atencional del BIS-11 no presenta ninguna similitud con los subrasgos de Eysenck. Resultados similares hallaron Andrés-Pueyo et al. (2004) con el BIS-10, encontrando solamente dos factores: IM y INP. El primero de ellos se asemejaba también con la impulsividad estricta y con la disfuncional de Dickman; mientras que el segundo se refería a reflexión y a la planificación. Tampoco obtuvieron ningún factor de IC, además, la fiabilidad de la escala era muy baja ($\alpha = .37$).

Recientemente, Stanford et al. (2009) relacionaron el BIS-11 con el I₇, hallando que la impulsividad de Eysenck se relacionaba con todas las subescalas del BIS-11 ($r = .44 - .57$).

En un estudio donde factorizaron diferentes cuestionarios de impulsividad, Whiteside y Lynam (2001) y Miller et al. (2004) nos ofrecen una interesante visión de conjunto respecto las relaciones entre estos tres cuestionarios: la impulsividad disfuncional satura en la misma dimensión que las tres escalas del BIS-11 y que la impulsividad estricta del I₇, mientras que la impulsividad funcional y el atrevimiento saturaban en otra dimensión.

Así, parece haber un acuerdo entre los diferentes autores de que existe una impulsividad caracterizada por actuar sin pensar, dejándose llevar por el ímpetu del momento que se corresponde con la impulsividad estricta de Eysenck, la impulsividad disfuncional de Dickman y la motora,

no planificada y atencional de Barratt. Sin embargo, existe otro tipo de impulsividad más adaptativa vinculada con la impulsividad funcional de Dickman y con el atrevimiento de Eysenck, la cual también presenta relaciones con la impulsividad cognitiva de Barratt (Cosi, Vigil-Colet, Canals y Lorenzo-Seva, 2008c; Miller, Joseph y Tudway, 2004; Whiteside y Lynam, 2001)

2.3. Impulsividad y trastornos emocionales

Es tan misterioso el país de las lágrimas...

Antonie de Saint-Exupery

Desde una aproximación dimensional de la psicopatología, Achenbach (1966) postuló la existencia de dos dimensiones de las conductas anormales: exteriorizada e interiorizada. La primera dimensión se caracteriza por una falta de regulación del comportamiento que incluye: peleas, desobediencia, rabia, destrucción, delincuencia y agresividad; mientras que la repercusión básica de la segunda dimensión es de tipo emocional (ansiedad, depresión, retraimiento, timidez y somatizaciones).

Tradicionalmente, los trastornos exteriorizados se han relacionado con la impulsividad y la desinhibición (Sher y Trull, 1994), mientras que el afecto negativo y el neuroticismo se han vinculado con los trastornos de tipo interiorizado (Ruipérez, Ibañez, Lorente, Moro y Ortet, 2001). En este sentido, si exceptuamos los estudios de manía, suicidio y depresión, existen pocas referencias en la literatura que relacionen la impulsividad con la psicopatología interiorizada.

Los trastornos emocionales, como la ansiedad y la depresión, tienen un gran impacto funcional que se traduce en dificultades psicosociales (baja autoestima, disminución de las relaciones sociales y del rendimiento académico), a la vez que aumentan el riesgo de padecer otro trastorno y de continuar en la adultez (AACAP, 1997; Biedel y Turner, 2005; Grupo de

Trabajo de la Guía de Práctica Clínica sobre la Depresión Mayor en la Infancia y en la Adolescencia, 2009; Martin y Volkmar, 2007). Recientemente, la Organización Mundial de la Salud (OMS) ha publicado una revisión acerca de los diferentes factores que contribuyen al fracaso escolar (Suhrccke y de Paz Nieves, 2011), en el que los autores concluyen que los trastornos de ansiedad y depresión, entre otras variables, afectan negativamente al progreso académico de los niños y adolescentes. Asimismo, Fombonne, Wostear, Cooper, Harrington, y Rutter (2001) señalan que cuando la depresión se asocia a conductas disruptivas, la disfunción social es más severa y duradera.

La OMS advierte que en el 2020 la depresión será la segunda causa de incapacidad en el mundo desarrollado (Murray y López, 1997). Sin embargo, los trastornos interiorizados en niños suelen infradiagnosticarse debido a que no causan problemas tan manifiestos como otras patologías (Monga et al., 2000; National Institute of Mental Health, 2001). Otras causas de este infradiagnóstico en las patologías emocionales son las discrepancias sintomáticas entre la patología infantil y la adulta, las cuales no se recogen totalmente en el DSM-IV-TR ni en la CIE-10, por lo que no existen unos criterios diagnósticos específicos para este grupo de edad. A este hándicap formal hay que añadirle la mayor dificultad que experimentan los niños al identificar y verbalizar sus síntomas y la falta de formación en salud mental en la atención primaria.

Tanto en población comunitaria como en clínica, una notable proporción de niños y adolescentes deprimidos y/o ansiosos padecen varios trastornos psiquiátricos (Berstein y Borchardt, 1991; Fleming y Offord, 1990; Kashani, Dandoy y Orvaschel, 1991). Los trastornos interiorizados suelen co-ocurrir con otro trastorno, tanto de tipo exteriorizado (Caron y Rutter, 1991) como interiorizado. De hecho, los diagnósticos comórbidos más frecuentes son la depresión mayor, los trastornos de ansiedad y los trastornos disruptivos (Angold y Costello, 1993; Goodyer, Herbert, Secher y Pearson, 1997). Concretamente, la conducta disruptiva se ha asociado con trastornos afectivos (Eisenberg et al., 2001; Kasius, Ferdinand, van den Berg y

Verhulst 1997) y con ansiedad (Angold, Costello y Erkanil, 1999). Stringaris y Goodman (2009) han hallado que la dimensión de irritabilidad de la conducta desafiante es un predictor significativo de trastornos emocionales (particularmente de ansiedad y depresión) a los 3 años de seguimiento. Para otros autores (Boylan, Georgiades y Szatmari, 2010), esta comorbilidad longitudinal se produce solamente en varones.

Una de las pocas diferenciaciones sintomáticas entre niños y adultos recogidas en el DSM-IV-TR se encuentra en los trastornos del estado del ánimo, dónde se admite como criterio que los niños deprimidos, a diferencia de los adultos, pueden mostrar irritabilidad en lugar de disforia. Esto puede deberse a que los paciente más jóvenes tienden a expresar el distrés y el afecto negativo mediante sintomatología exteriorizada (Kolvin y Sadowski, 2001).

Esta inclusión de una conducta exteriorizada como criterio para detectar el humor en la depresión infantil puede ser un reflejo del estado de la investigación en la relación entre la impulsividad y los trastornos interiorizados, ya que la mayor parte de estudios que se han llevado a cabo son en depresión. Corruble, Damy y Guelfi (1999), Corruble, Benyamina, Bayle, Falissard y Hardy (2003) y Granö et al. (2007) sugieren que la impulsividad está relacionada con la depresión unipolar en adultos. Sin embargo, pocos estudios han analizado esta relación en la infancia. Una excepción es Cataldo, Nobile, Lorusso, Battaglia y Molteni (2005), quiénes mostraron que los niños deprimidos eran percibidos por sus padres como significativamente más impulsivos que los controles. Además, los estudios epidemiológicos en población adulta muestran una alta comorbilidad entre depresión, ansiedad y trastornos del control de los impulsos (Kessler, Chiu, Demler y Walters, 2005). Sin embargo, sigue habiendo una carencia de estudios en niños que relacionen la depresión, la ansiedad y la impulsividad (Costello, Egger y Angold, 2004). Este es un hecho significativo, ya que la impulsividad y la ansiedad parecen ser las mayores dimensiones de

expresión de patología en la infancia y la adolescencia (Áskenazy et al., 2003). De hecho, Áskenazy et al. hallaron que los adolescentes impulsivos y a la vez ansiosos presentaban más conductas de riesgo severas (i.e. suicidio y trastornos del estado de ánimo) que los subgrupos que solo presentaban impulsividad, ansiedad o el subgrupo control. La ansiedad y la impulsividad también se encuentran relacionadas con otros dos trastornos interiorizados: el trastorno obsesivo compulsivo y el bipolar (Sulkowski et al., 2009; Summerfeldt, Hood, Antony, Richter y Swinson, 2004; Taylor et al., 2008) y con los trastornos disruptivos (Angold et al., 1999).

Finalmente, solamente encontramos un estudio que relacionara la depresión y la ansiedad con la agresión impulsiva, un tipo de agresión caracterizado por altos niveles de impulsividad. Gauthier, Furr, Mathias, Marsh-Richard y Dougherty (2009) encontraron que la agresión impulsiva de los adolescentes estaba relacionada tanto con el neuroticismo del NEO-PI-R informado por los adolescentes como con el reportado por los padres, especialmente con las facetas de depresión y ansiedad. También cabe destacar que las relaciones fueron más consistentes con los auto-informes que con los cuestionarios de los padres.

Con todo ello nos encontramos, por una parte, con una notable escasez de estudios sobre las relaciones entre impulsividad y trastornos emocionales en niños y adolescentes pero, por otra, las manifestaciones clínicas y los pocos estudios existentes parecen indicar la posible existencia de dichas relaciones. Teniendo todo ello en cuenta el principal objetivo de esta tesis será verificar las posibles relaciones entre impulsividad, ansiedad y depresión en población infantil y en el caso que dichas relaciones existan, analizar su magnitud y la utilidad de las medidas de impulsividad como posibles predictores de este tipo de patologías.

3. OBJETIVOS

*En el punto donde se detiene la ciencia,
empieza la imaginación.*

Jules de Gaultier

Partiendo de la escasez de estudios que analicen el papel de la impulsividad en los trastornos emocionales en la infancia, el **principal objetivo** de esta tesis ha sido relacionar la impulsividad infantil con las dos patologías interiorizadas más prevalentes: la ansiedad y la depresión **[Artículo VI]**.

Tal y como hemos visto en el apartado introductorio, existen muy pocos instrumentos de medida de la impulsividad infantil adaptados al español, problema también presente en el ámbito de la evaluación de los trastornos de ansiedad vinculados a las categorías del DSM-IV-TR. Por ello, debimos establecer una serie de objetivos intermedios que nos han permitido llevar a cabo el estudio de las relaciones mencionadas anteriormente. Igualmente, ha sido necesario establecer hasta que punto los niños son buenos informantes de los trastornos interiorizados.

De este modo, y dadas estas limitaciones instrumentales los objetivos intermedios fueron:

1. Adaptar un cuestionario de impulsividad para niños.
 - 1a. Teniendo en cuenta los problemas que presenta el I₆ (Eysenck et al., 1984; Martorell y Silva, 1991) y el buen funcionamiento del inventario de Dickman (Chico et al., 2003; Dickman, 1990) en adultos, nuestro primer objetivo fue adaptar la versión infantil del inventario de Impulsividad funcional y disfuncional de Dickman (DII-c; Brunas-Wagstaff et al., 1997). **[Artículo I]**.
 - 1b. Sin embargo, debido a que la fiabilidad de las escalas del DII-c no fue adecuada, adaptamos la versión adolescente del BIS-11 (BIS-11A; Fossati et al., 2002) la cual, por la redacción clara y sencilla de los ítems, se podía considerar idónea para ser administrada a niños. Así, nuestro objetivo fue adaptar el BIS-11A al español para población infantil y analizar la estructura factorial subyacente y su fiabilidad. **[Artículo II]**
2. Teniendo en cuenta la falta de instrumentos que evalúen la agresividad en población infantil, nuestro siguiente objetivo ha sido desarrollar un cuestionario de agresividad infantil informado por profesores y analizar

sus propiedades psicométricas. Este cuestionario fue creado con el fin de comparar la magnitud de las relaciones entre impulsividad y psicopatología interiorizada con las relaciones entre impulsividad y conducta agresiva. **[Artículo III]**

3. Adaptar el *Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders* (SCARED) como instrumento autoinformado y heteroinformado de ansiedad. **[Artículo IV]**
 - 3.1. Analizar la estructura factorial y la fiabilidad de la versión para niños del SCARED.
 - 3.2. Examinar las diferencias en las puntuaciones de los diversos factores de ansiedad en relación a la edad y al sexo de los participantes.
 - 3.3. Crear un cuestionario de cribado rápido de la ansiedad a partir de los ítems del SCARED, analizando su fiabilidad y comparándola con la versión de 5 ítems de Birmaher et al. (1999). **[Artículo IV]**
4. Investigar el acuerdo entre padres y niños en los síntomas de ansiedad según el SCARED, así como comparar los síntomas del SCARED con los del diagnóstico clínico con el fin de establecer el mejor informante y determinar si la conjunción de las dos fuentes de información (padres o niños) incrementa el valor predictivo del SCARED **[Artículo V]**.

4. MÉTODO

*No hay enigmas, si un problema puede
plantearse, es que puede resolverse.*

Ludwig Wittgenstein

4.1. Diseño del estudio

Para realizar el estudio epidemiológico de casos- controles de trastornos interiorizados (ansiedad y depresión) se empleó un diseño en doble fase.

4.2. Participantes

En la primera fase, los participantes fueron 1508 niños (720 niños y 788 niñas), de edades comprendidas entre los 8 y los 12 años ($M = 10.23$; $DT = 1.23$), de los cuales 658 pertenecían a escuelas públicas y 850 a concertadas.

El 41% de los niños pertenecían a familias con un nivel socioeconómico bajo, el 39% a familias con un nivel socioeconómico medio y el 20% tenían un nivel alto.

Un 87,4% de la muestra era nacional (la mayor parte nacida en Cataluña), mientras que un 14,9% era población inmigrante, siendo Sudamérica el continente de origen más prevalente. La población inmigrante estaba conformada por un 6,3% de niños de habla hispana y un 8,6% de habla no hispana.

La muestra de la primera fase se utilizó para desarrollar los instrumentos de los objetivos 1a, 1b y 3 (artículos I, II y IV)

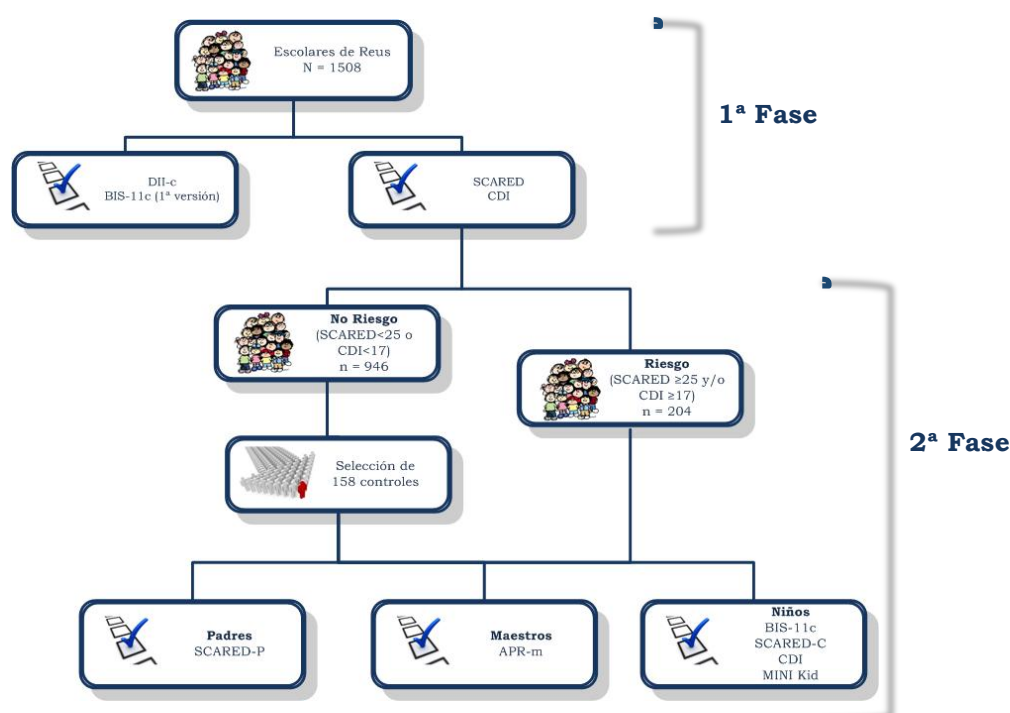
En la segunda fase del estudio se seleccionaron a los niños en riesgo de padecer algún trastorno emocional (ansiedad y/o depresión). Un niño era considerado en riesgo si tenía una puntuación igual o superior al percentil 75 en el SCARED y/o una puntuación igual o mayor de 17 en el CDI (Birmaher et al., 1999; Canals, Doménech-Llaberia, Fernández-Ballart y Martí-Henneberg, 2002). También se reclutó un niño control por cada tres en riesgo, emparejado con éstos en edad, sexo y tipo de escuela. En total, fueron seleccionados 562 escolares (254 niños y 308 niñas) de 9 a 13 años ($M = 11.24$; $DT = 1.04$) y sus respectivos padres. 264 niños iban a escuelas públicas y 298 a escuelas concertadas.

El grupo en riesgo lo conformaban 404 niños, mientras que el grupo control estaba formado por 158 niños.

Debido a la mayor proporción de niños con riesgo de ansiedad y/o depresión que conformaban la muestra objeto de estudio, decidimos realizar una serie de análisis comparativos entre los grupos control y de riesgo para examinar si la naturaleza de la muestra podía alterar los resultados obtenidos. El test Z de Fisher indicó que las correlaciones entre impulsividad, ansiedad, depresión y agresividad no diferían significativamente entre ambos grupos. Por lo tanto, las relaciones entre ambas variables fueron bastante similares en muestras clínicas y comunitarias. También volvimos a calcular la matriz de correlaciones entre las escalas de ansiedad, depresión y las escalas de impulsividad controlando la agresividad, pero tampoco hallamos ningún cambio relevante en los coeficientes de correlación. Estos resultados parecen indicar que la composición de la muestra no afecta las correlaciones de forma importante.

La muestra de la segunda fase fue utilizada para responder a los objetivos 1b, 2, 4 y el objetivo principal planteado en esta tesis (artículos III, V y VI).

Figura 1. Descripción de la muestra.



4.3. Instrumentos

Adaptamos una versión española del *Dickman's Impulsivity Inventory for children* (DII-c; Brunas- Wagstaff et al., 1997) la cual consistía en 20 ítems con el mismo formato de respuesta binario que el *Dickman's Impulsivity Inventory* para adultos (DII; Chico et al., 2003). No nos extenderemos en describir las propiedades psicométricas del DII-c debido a que ya fueron previamente detalladas en la introducción. En cuanto a la versión española empleada en esta tesis (Cosi et al., 2008a), presenta una fiabilidad α de .47 para la escala disfuncional y .46 para la funcional.

La adaptación española del *Barratt Impulsiveness Scale- 11 for children* (BIS-11c; Cosi et al., 2008c) constaba inicialmente de 30 ítems, los cuales se distribuían a través de una estructura de tres factores: IM, INP e IC. Dos de estas escalas presentaban una fiabilidad buena o suficiente; sin embargo, la IC mostraba una fiabilidad al límite de lo aceptable ($\alpha = .60$), probablemente debido a que solo constaba de tres ítems. Esta escala también presentó problemas de fiabilidad en las diferentes versiones del BIS (Stanford et al., 2009). Teniendo esto en cuenta, Cosi, Vigil-Colet y Canals (2008b) desarrollaron una versión mejorada de la escala BIS-11c, cuyo contenido íntegro puede verse en Chahín, Cosi, Lorenzo-Seva y Vigil-Colet (2010), estando disponible en <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?ID=3830>. Esta nueva versión añadió tres nuevos ítems de IC, lo cual mejoró la fiabilidad hasta llegar a valores aceptables ($\alpha = .70$). Así, esta nueva versión, después de depurar los ítems, consta de 27 ítems con un formato de respuesta de cuatro puntos. Las tres escalas que conforman el cuestionario mejorado presentan buenos índices de fiabilidad (IM, $\alpha = .80$; INP, $\alpha = .73$; IC, $\alpha = .70$). Esta estructura de tres factores fue posteriormente replicada en una muestra de niños colombianos (Chahin et al., 2010). Cabe señalar que la baja relación existente entre las diferentes escalas que integran el BIS-11c y la relación inversa de la IC con las escalas restantes parecen

indicar que es poco recomendable la utilización de la puntuación total del BIS-11c como una medida de impulsividad general.

Administramos la versión española del *Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders* (SCARED; Birmaher et al., 1999), tanto a los niños como a sus respectivos padres (SCARED-C y SCARED-P, respectivamente), con el objetivo de evaluar los síntomas de trastornos de ansiedad a través de 41 ítems con un formato de respuesta de tres puntos. La versión original del cuestionario está formado por cinco escalas: Pánico o Ansiedad somática, Ansiedad Generalizada, Ansiedad de Separación, Fobia Social y Fobia Escolar.

Birmaher et al. (1999) informan de una fiabilidad entorno a $\alpha = .90$ para la puntuación total del SCARED-C Y del SCARED-P, mientras que las diferentes subescalas oscilan entre una $\alpha = .78$ y $\alpha = .87$.

Recientemente, Hale, Crocetti, Raaijmakers, y Meeus (2011) han publicado un meta-análisis acerca de las propiedades psicométricas del SCARED en diferentes culturas, donde hallan una fiabilidad media de $\alpha = .91$ para la puntuación total. Respecto los cinco factores descritos por Birmaher et al. (1999), hallaron una fiabilidad media de $\alpha = .84$ para Pánico; $\alpha = .80$ para Fobia Social; $\alpha = .81$ para Ansiedad de Separación; $\alpha = .72$ para Ansiedad Generalizada y $\alpha = .62$ para el factor de Fobia Escolar. Varios estudios han avalado también su validez convergente al relacionarse con otros cuestionarios de ansiedad como el *State-Trait Anxiety Inventory for Children* o el *Revised Children's Manifest Anxiety Scale* (Birmaher et al., 1999; Boyd, Ginsburg, Lambert, Cooley, y Campbell, 2003; Hale, Raaijmakers, Muris, y Meeus, 2005; Muris, Merckelbach, Ollendick, King, y Bogie, 2002a; Muris, Schmidt y Merckelbach, 2000b; Wren, Bridge, y Birmaher, 2004; Wren et al., 2007) y con la sección de trastornos de ansiedad de la *Diagnostic Interview Schedule for Children* (Muris, Merckelbach, Mayer y Prins, 2000a). Birmaher et al. (1999) también aportan datos de la buena validez discriminante del SCARED, el cual es capaz de distinguir entre niños

deprimidos y ansiosos, así como entre trastornos de ansiedad y trastornos disruptivos.

La versión española del SCARED (Vigil-Colet et al., 2009) empleada en esta tesis presenta una estructura factorial de cuatro factores: Pánico o Ansiedad Somática, Ansiedad Generalizada, Ansiedad de Separación y Fobia Social. No obstante, los autores no hallaron el factor de Fobia Escolar descrito por Birmaher et al. (1999). Los cuatro factores encontrados presentan índices de fiabilidad α que oscilan entre .69 y .78, mientras que la escala total muestra una fiabilidad de .86.

El *Children's Depression Inventory* (CDI; Kovacs, 1985) es uno de los auto-informes más utilizados para evaluar la depresión infantil. El CDI consta de 27 ítems (formato de respuesta de tres puntos) que se distribuyen a través de cinco escalas: Humor negativo, Problemas interpersonales, Ineficacia, Anhedonia y Autoestima. La versión española utilizada en esta tesis (del Barrio, Moreno-Rosset y López-Martínez, 1999) presenta una fiabilidad α de .85 para la escala total.

La *Mini- International Neuropsychiatry Interview for Kid* (M.I.N.I.-Kid; Sheehan et al., 1998) es una entrevista diagnóstica estructurada que evalúa 24 trastornos del eje I a partir de los criterios diagnósticos del DSM-IV-TR y la CIE-10 en niños y adolescentes de 6 a 17 años. La M.I.N.I. Kid posee una buena fiabilidad y una alta concordancia con la *Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School Aged Children-Present and Lifetime Version* (Sheehan et al., 2010). Esta entrevista estructurada se administra al propio niño con presencia o no de los padres, dependiendo de la edad del niño. En nuestro estudio se administró únicamente a los niños.

Para esta tesis, únicamente utilizamos los síntomas de los trastornos de ansiedad de la M.I.N.I. Kid que coincidían con los evaluados por el SCARED (Trastorno de pánico, Fobia social, Trastorno de ansiedad generalizada y Trastorno de ansiedad de separación). Estos trastornos de

ansiedad presentan buenas propiedades psicométricas ($AUC = .84$; $\kappa = .59$; sensibilidad = $.90$; especificidad = $.77$).

En la *Escala de Agresividad Proactiva- Reactiva para maestros* (APR-m; Cosi et al., 2009) los profesores evalúan la agresividad infantil a través de 8 ítems con un formato de respuesta de cuatro puntos, distribuidos entre los dos factores que integran la escala: Agresividad Proactiva (AP) y Agresividad Reactiva (AR). Estos ítems fueron creados a partir de los cuestionarios de Brown, Atkins, Osborne y Milnamow (1996), Dodge y Coie (1987) y Raine et al. (2006). Para ello los ítems de dichos cuestionarios fueron traducidos y retrotraducidos independientemente por dos lingüistas nativos ingleses, sin encontrar diferencias significativas entre la retrotraducción y la versión original. Posteriormente, los ítems fueron evaluados por expertos en la materia, quienes consideraron si cada ítem estaba relacionado con Agresividad Proactiva (AP), Agresividad Reactiva (AR) o ninguna de las dos. Finalmente, el cuestionario constó de los 4 ítems con mayor acuerdo en AP y los 4 ítems con mayor acuerdo en AR.

La APR-m presenta coeficientes de fiabilidad buenos, tanto para la escala total ($\alpha = .91$) como para AP y AR ($\alpha = .90$; $\alpha = .91$, respectivamente).

4.4. Procedimiento

Para acceder a las escuelas, se obtuvo el permiso de la Delegación Territorial de Educación y de los directores de los centros participantes en el estudio. También se obtuvo el consentimiento informado de los padres de los niños que participaron en el estudio.

- 1ª fase (curso 2006- 2007): Se seleccionaron aleatoriamente por zonas 13 escuelas públicas y concertadas de la población de Reus (Tarragona), formando así, una muestra representativa de la población de cuarto, quinto y sexto de primaria. A cada niño cuyos padres hubieran consentido su participación en el estudio, se le administró

un cuestionario de cribado de ansiedad (SCARED-C) y de depresión (CDI) y un cuestionario de impulsividad (DII-c). Los cuestionarios se administraron al grupo clase por parte de psicólogos. El objetivo de esta primera fase del estudio fue detectar posibles casos de trastornos interiorizados en función del punto de corte establecido con los instrumentos de cribado. Estos casos, junto a los controles pasaron a la segunda fase del estudio.

Transcurrido el periodo necesario para introducir los cuestionarios de la primera fase, seleccionar los sujetos en riesgo y sus controles y contactar de nuevo con las escuelas, procedimos a iniciar la segunda fase del estudio. Este tiempo pudo abarcar entre 4 y 9 meses, teniendo en cuenta que había el periodo vacacional.

- *2ª fase (2007 y 2008)*: La segunda fase del estudio se realizó a las mismas 13 escuelas (primaria y secundaria) de Reus junto a 6 institutos públicos de secundaria de la misma población, donde ya se habían incorporado algunos escolares.

Los niños completaron los mismos cuestionarios de la primera fase: CDI, SCARED-C junto al cuestionario de impulsividad BIS-11c, en grupos de 3-4 niños y también se les administró individualmente la entrevista estructurada M.I.N.I.-Kid por parte de un psicólogo, con el objetivo de realizar un diagnóstico clínico. Además, se complementó con llamadas telefónicas a los padres para recopilar la información necesaria para el diagnóstico.

A los niños que participaron en esta segunda fase del estudio se les entregó un sobre con el cuestionario de ansiedad SCARED-P para que fuera cumplimentado por sus respectivos padres.

Por último, se requirió al profesor tutor de cada alumno que rellenara el APR-m y que informara del rendimiento académico del alumno en una escala de 5 puntos (0 = muy inferior a la media; 4 = muy superior a la media).

S. RESULTADOS

*Prediction is very difficult,
especially if it's about the future.*

Niels Bohr



I. Functional and dysfunctional impulsivity in childhood and adolescence.

Psychological Reports, 2008, 103, 67-76. © Psychological Reports 2008

FUNCTIONAL AND DYSFUNCTIONAL IMPULSIVITY IN CHILDHOOD AND ADOLESCENCE^{1,2}

SANDRA COSI, FABIA MORALES-VIVES, JOSEPA CANALS,
URBANO LORENZO-SEVA, AND ANDREU VIGIL-COLET

Universitat Rovira i Virgili

Summary.—There are few self-reports of impulsivity dealing with children, although this personality trait has been related to many behaviour problems in both children and adolescents. The appropriateness of the Dickman Impulsivity Inventory for Children (DII-c) and the Dickman Impulsivity Inventory (DII) to measure impulsivity in children and adolescents was assessed. The factorial structure of the DII-c and the internal consistencies for both inventories suggest the measured dimensions are not consistent until adulthood. These self-report measures are not appropriate for children and adolescents.

In recent years there has been a great deal of research related to the personality dimension of impulsivity. This interest reflects the relation between impulsivity and many behaviour disorders associated with lack of impulse control, such as violence risk, aggression, pathological gambling, substance abuse, etc. Most research has used different psychometric measures of impulsivity, either singly or conjointly, most often Eysenck's I7 questionnaire (Eysenck, Pearson, Easting, & Allsopp, 1985), the Barratt Impulsivity Scale (BIS-11; Patton, Stanford, & Barratt, 1995), or the Dickman Impulsivity Inventory (DII; Dickman, 1990). Taking into account the consensus on the multidimensional nature of impulsivity, several authors have tried to specify the number and nature of dimensions of impulsivity by applying factor analysis or structural equation modeling to various self-report measures of impulsivity (Gerbing, Ahadi, & Patton, 1987; Whiteside and Lynam, 2001; Miller, Flory, Lynam, & Leukefeld, 2003; Miller, Joseph, & Tudway, 2004). Most studies confirm that scales such as Dysfunctional Impulsivity in the DII, Impulsiveness in Eysenck's I7 questionnaire, and the BIS-11 tend to show high loadings on the same dimension (Whiteside & Lynam, 2001). The characteristics of these scales are closely related to most of the classical definitions, which tend to consider impulsivity as a negative trait related to the tendency to act without forethought in spite of the consequences of one's

¹Address correspondence to A. Vigil-Colet, Ph.D., Universitat Rovira i Virgili, Departament de Psicologia, Carretera de Valls S/N, 43007 Tarragona, Spain or e-mail (andreu.vigil@urv.cat).

²This research was partially supported by a grant from the Catalan Ministry of Universities, Research and the Information Society (2005SGR00017) and by a grant from the Spanish Ministry of Education and Science (SEJ2005-09170-C04-04.PSIC), with the collaboration of the European Fund for the Development of Regions.

actions. This is the definition used in this paper in reference to impulsivity in general terms.

Few self-reports of impulsivity have been developed for use with children, although impulsivity in children and adolescents has been related previously to different behaviour problems such as hyperactivity, conduct disorders, bipolar disorders, borderline personality, maladaptive aggression, scholastic failure, learning problems, etc.

The most widely used self-report measure of impulsivity for children is Eysenck's I6 questionnaire (Eysenck, Easting, & Pearson, 1984). The I6 was developed to replicate with children two specific dimensions related to impulsivity (Impulsiveness and Venturesomeness) previously described for adults. These scales have shown good internal consistencies in their original English version and also in other adaptations, such as the German one (Eysenck, *et al.*, 1984; Stadler & Janke, 2003). A second measure proposed for assessing impulsivity in children was the Dickman Impulsivity Inventory for Children (DII-c) developed by Brunas-Wagstaff, Tilley, Verity, Ford, and Thompson (1997). This inventory tried to replicate the dimensions of Dysfunctional Impulsivity and Functional Impulsivity, concepts proposed by Dickman (1990). Functional impulsivity is related to a tendency to make quick decisions when appropriate to the situation. Dysfunctional impulsivity is related to speedy and nonreflective decisions which have negative consequences for the individual. Several studies have shown that the Dickman Impulsivity Inventory (1990), developed to measure both kinds of impulsivity, has good convergent validity. Dysfunctional impulsivity is closely related to measures such as the Impulsivity scale of Eysenck's I7 questionnaire or the scales of Barratt's BIS-11 questionnaire, while functional impulsivity seems to be more related to such measures as the Venturesomeness scale of the I7 questionnaire (Caci, Nadalet, Baylé, Robert, & Boyer, 2003; Miller, *et al.*, 2004; Vigil-Colet & Morales-Vives, 2005; Vigil-Colet, 2007). Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997) adapted the items of the DII and rewrote them so that they could be understood by children. They tried to keep the new items as close as possible to the two underlying constructs of Dickman's original items. This process involved reducing the questionnaire from 23 items of the DII to 20 items in the new version to avoid difficulty by children in understanding some of the items.

Nevertheless, the resulting DII-c showed poor internal consistency with children, especially for Functional Impulsivity. Values of internal consistency for Dysfunctional Impulsivity ranged from .60 to .73, while for Functional Impulsivity, values ranged from .38 to .50. Further, a theoretical criterion was used to assign the items to the Functional or Dysfunctional Impulsivity scales, so the two-factor structure of the questionnaire was not tested by statistical methods (Brunas-Wagstaff, *et al.*, 1997).

As far as convergent validity is concerned, Brunas-Wagstaff, *et al.* found the same pattern of relationships described for adults between DII-c and the I6 questionnaire for children (Eysenck, *et al.*, 1984). Functional Impulsivity was related to venturesomeness and Dysfunctional Impulsivity was related to the Impulsivity scale. Taking into account the reliability problems exposed above, Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997) proposed that functional impulsivity may emerge as a consistent trait only as children get older. This hypothesis should be tested because it may explain the differences in the internal consistencies between functional impulsivity in children and adults. These differences could also reflect differences between the DII-c and DII. It is not clear that the DII-c shows the same two-factor structure as the DII. The DII-c was administered to a sample of children and the DII to a sample of adolescents. If functional impulsivity is a trait whose development is related to age, then functional impulsivity should show poorer internal consistencies in children than in adolescents, and the latter should show lower internal consistencies than those typically reported for adults.

METHOD

Participants

Participants in Sample 1 were 466 children (225 boys and 241 girls) ages 8 to 12 years ($M=10.1$, $SD=1.0$), attending six state primary schools in Reus, Catalonia, Spain. The average age was 10.2 yr. for boys and 10.1 yr. for girls, a nonsignificant mean difference. Participants in Sample 2 were 241 volunteer secondary school students (107 boys and 134 girls) from two state schools in Tarragona, Catalonia, Spain. Participants were 12 to 17 years ($M=14.2$, $SD=1.0$). The average age for boys and girls was 14.1 and 14.3 yr., respectively, also a nonsignificant mean difference.

Procedure

For both samples, all the tests were administered to groups of 15 to 20 individuals in their classrooms by professional psychologists.

Measures

The Dickman Impulsivity Inventory for Children (Brunas-Wagstaff, *et al.*, 1997) was developed by translating the items of the DII-c from English into Spanish. This version was independently translated back into English by another translator who found no differences between his back-translation and the original version. The DII-c has 20 items of the same binary format as those in the DII. The Spanish adaptation of the Dickman Impulsivity Inventory (Dickman, 1990; Spanish adaptation, Chico, Tous, Lorenzo-Seva, & Vigil-Colet, 2003) was used in this study. An analysis using consensus oblimin rotation showed that the two-factor structure of this adaptation was equivalent to both the original version and adaptations in other languages.

TABLE 1
 LOADING MATRIX FOR CHILD VERSION OF DICKMAN IMPULSIVITY INVENTORY (BRUNAS-WAGSTAFF, *et al.*, 1997) (N = 466)

Item	Type	Loadings			
		F1	F2	F3	F4
6. I like to play games or sports where you have to choose your next move quickly.	F*	.78	.03	-.04	-.29
10. I would be good at a game where you have to choose your next move quickly to win.	F	.49	.01	.01	-.17
15. If my friends ask me a question, I can think up a good answer quickly.	F	.35	.37	-.07	-.04
20. I am good at making up my mind quickly, like when I have to choose something in a shop but I haven't got much time.	F	.38	-.01	.06	.03
2. I like to think carefully about what I want to say.	F	.17	.28	.04	.17
4. I often do things without thinking about what might happen.	D	.02	.55	.01	-.07
14. I often make mistakes because I don't think before I do something.	D	-.09	.82	-.00	-.08
1. I am good at grabbing something quickly before anyone else gets it.	F	.09	.07	.32	-.14
5. I often arrange to meet my friends without thinking about whether I am meant to be doing something else.	D	-.10	.13	.51	-.19
7. If I am given money to save up for something I would like, new clothes or a computer, I spend it right away rather than saving it.	D	.04	-.12	.62	-.26
12. If I know I have homework to do for school tomorrow I might watch my favourite TV programme instead, even though I know I'll get into trouble.	D	-.01	.09	.65	-.16
13. Before I decide to do something important I like to think about it for a long time.	D	-.01	-.12	.47	.14
16. I am good at doing puzzles carefully.	D	.05	.18	.22	-.07
3. If my friend asks me to go out I like to think about it; I don't like to say "yes" or "no" straightaway.	F	.11	.13	.08	.32
8. I enjoy working out the answer to a question slowly and carefully.	D	.01	.06	.13	.38
9. I like to take my time deciding about things, like which shoes or jacket to wear.	F	.13	.07	.17	.26
11. Whenever I go anywhere I like to walk slowly; I don't like to walk fast or run.	F	.26	.00	.03	.40
17. If someone gave me a present before my birthday, I would save it until my birthday before opening it.	D	.10	.06	.14	.24
18. It takes me a long time to say what I am thinking.	D	.10	.01	.13	.60
19. I like to do things slowly, even when what I am doing is not very difficult.	F	.05	.04	.23	.55

Note.—Items are reproduced with permission of Elsevier Limited, copyright holder and publisher of *Personality and Individual Differences*.
 *F is Functional, D is Dysfunctional.

Data Analysis

Scores were analyzed using SPSS 14.0 and FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006) because the latter allows factor analysis using a tetrachoric correlation matrix and gives complementary analyses (such as the parallel analysis) which are not provided by most of the commercial statistical packages.

RESULTS

Exploratory factor analysis of the DII-c was based on tetrachoric correlations and use of unweighted least squares as the extraction method. To obtain a simple factor solution, a Promin (Lorenzo-Seva, 1999) rotation was used allowing factors to become oblique, if necessary, for factor simplicity. Both scree test and parallel analysis identified four dimensions underlying the correlation matrix which accounted for 47% of the variance. Table 1 shows the obtained loadings. As can be seen, the structure is quite different from the two-dimensional structure proposed by Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997). Although Factors I and III are mainly composed of items of Functional and Dysfunctional Impulsivity, respectively, there are two more factors, II and IV, which are composed of items of both kinds of impulsivity. Further, most of the factors are loaded by relatively few items, and many items have very low loadings, both which imply unacceptable internal consistency values for these factors. The factors showed low to moderate associations which ranged from .10 to .39.

In Table 2 are means, standard deviations, item-total correlations, and values for internal consistencies of the four extracted factors. Although the item means are not extreme values, the internal consistencies are a long ways from the usual cutoff ($\alpha = .70$) as a lower-bound of sufficient internal reliability (Nunnally, 1978). Moreover, most of the items showed low item-total correlations. Most of them were below the value of .30 Kline (1986) proposed as sufficient, so it seems that the scales' reliability cannot be increased by removing items because the low reliability is not due to the effect of a reduced number of unreliable items. Finally, there was no meaningfully substantive interpretation for these four factors. Also inspected were other factor solutions (i.e., two- and three-factor solutions), but neither led to reasonably reliable factors.

To make present results comparable to those reported by Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997), raw scores were computed by adding the participants' responses to each item of the two scales they proposed. Note that items were added by following the proposal made by Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997). Then the internal consistency indexes were computed for both scales of DII-c and for the scales of DII for the adolescent sample. Table 3 shows the internal consistency indexes obtained and those from two studies of

TABLE 2
 MEANS, STANDARD DEVIATIONS, ITEM-TOTAL CORRELATIONS, AND INTERNAL CONSISTENCY RELIABILITY (CRONBACH ALPHA) FOR FOUR FACTORS OF DII-C

Factor	Item*	M	SD	r _{it}	α
I	6. I like to play games or sports where you have to choose your next move quickly.	.68	.47	.30	.42
	10. I would be good at a game where you have to choose your next move quickly to win.	.80	.40	.23	
	15. If my friends ask me a question, I can think up a good answer quickly.	.65	.48	.21	
	20. I am good at making up my mind quickly, like when I have to choose something in a shop but I haven't got much time.	.35	.48	.19	
II	2. I like to think carefully about what I want to say.*	.59	.49	.15	.41
	4. I often do things without thinking about what might happen.	.48	.50	.31	
	14. I often make mistakes because I don't think before I do something.	.54	.50	.29	
III	1. I am good at grabbing something quickly before anyone else gets it.	.35	.48	.16	.39
	5. I often arrange to meet my friends without thinking about whether I am meant to be doing something else.	.27	.44	.21	
	7. If I am given money to save up for something I would like, new clothes or a computer, I spend it right away rather than saving it.	.24	.43	.25	
	12. If I know I have homework to do for school tomorrow I might watch my favourite TV programme instead, even though I know I'll get into trouble.	.14	.34	.23	
	13. Before I decide to do something important I like to think about it for a long time.*	.11	.31	.13	
IV	16. I am good at doing puzzles carefully.*	.64	.44	.13	.57
	3. If my friend asks me to go out I like to think about it; I don't like to say "yes" or "no" straightaway.*	.44	.50	.25	
	8. I enjoy working out the answer to a question slowly and carefully.*	.42	.49	.31	
	9. I like to take my time deciding about things, like which shoes or jacket to wear.*	.50	.50	.22	
	11. Whenever I go anywhere I like to walk slowly; I don't like to walk fast or run.*	.42	.49	.29	
	17. If someone gave me a present before my birthday, I would save it until my birthday before opening it.*	.56	.50	.21	
	18. It takes me a long time to say what I am thinking.*	.42	.49	.35	
	19. I like to do things slowly, even when what I am doing is not very difficult.*	.46	.50	.39	

Note.—Items are reproduced with permission of Elsevier Limited, copyright holder and publisher of *Personality and Individual Differences*.

*Reverse scored item.

adult samples (Dickman, 1990; Chico, *et al.*, 2003). As can be seen, neither the indexes for the DII-c nor those for the DII have internal consistencies which justify the use of these tests with children and adolescents. Furthermore, even the α values higher than the 95% confidence interval for both scales in children and adolescents were below $\alpha = .70$. The same table shows the indexes obtained for adults of the original sample of Dickman (1990) and for a Spanish sample (Chico, *et al.*, 2003). Internal consistencies are adequate.

TABLE 3
 INTERNAL CONSISTENCIES (α) OF IMPULSIVITY MEASURES FOR
 CHILD, ADOLESCENT, AND ADULT SAMPLES

Test	Sample	Scale			
		Functional		Dysfunctional	
		α	CI 95%	α	CI 95%
DII-c	Children	.47	.40, .55	.46	.38, .53
DII	Adolescents	.45	.38, .53	.60	.55, .69
DII (Dickman, 1990)	Adults	.83		.86	
DII (Chico, <i>et al.</i> , 2003)	Adults	.77		.76	

Descriptive statistics for the DII and DII-c [considering the scales proposed by Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997) for DII-c] are presented in Table 4. For children, the means for both Functional and Dysfunctional Impulsivity scales were quite similar to the ones reported by Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997). Boys had higher scores only on Functional Impulsivity. For adoles-

TABLE 4
 MEANS AND STANDARD DEVIATIONS ON FUNCTIONAL AND DYSFUNCTIONAL
 SCALES BY SEX OF CHILDREN AND ADOLESCENT SAMPLES

Group and Scale	All		Boys		Girls		<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
DII-c (Children)							
Functional	5.22	2.02	5.76	1.79	4.71	2.09	< .01
Dysfunctional	3.45	1.88	3.67	1.93	3.25	1.82	> .05
DII (Adolescents)							
Functional	4.93	2.01	5.21	2.04	4.70	1.95	> .05
Dysfunctional	4.54	2.51	4.51	2.51	4.69	2.53	> .05

cents there were no significant differences between sexes for either Dysfunctional or Functional Impulsivity scores. There was little association between Functional and Dysfunctional Impulsivity scores for both children ($r = .31$, $p < .01$) and adolescents ($r = .15$, $p < .01$). Within these samples, there was no relationship with age.

DISCUSSION

The presented results indicate that the proposal of Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997) that functional impulsivity (and probably dysfunctional) do not emerge as a consistent trait in children was supported; the consistency of these traits or at least their measures in adolescents is also questionable. The absence of a two-factor structure in the children's sample and the low reliability of responses to questionnaires seem to indicate inadequacy as a self-report measure of impulsivity in children and adolescents.

Although both Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997) and the present analyses show that DII-c is not appropriate for assessing children's impulsivity, some of the differences between the reliabilities obtained for the dysfunctional scale must be discussed. In the present study the α reliability of this scale was .46, while in Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997) α was .67. Of course, such a difference may be attributable to a lack of equivalence of their questionnaire and the present adaptation but there seems possible another explanation. As discussed above, the current sample of children was 8 and 12 years of age, while the sample used by Brunas-Wagstaff, *et al.* included three age groups: 8- to 9-yr.-olds ($n=120$), 11- to 12-yr.-olds ($n=77$), and 15- to 16-yr.-olds ($n=125$). Estimates of reliability may be affected by the abnormal distribution of ages and the fact that 40% of the sample were adolescents, not children.

Another issue is whether the reliabilities obtained with children and adults are different because DII and DII-c are not the same questionnaire. Therefore, one possible criticism is that the usual development of functional and dysfunctional impulsivity is not related to age, because the reliabilities have been estimated when different tests were used. Nevertheless, the results for the adolescent group were obtained with the same test as that given adults. The reliabilities for young people were lower than for adults which, in this case, cannot be attributable to the use of different tests.

Children's lower self-assessment and likely lower reading skills make it difficult to obtain reliable and valid measures using self-reports (Zaparniuk & Taylor, 1997). Nevertheless, several studies have shown that it is possible to reach sufficient or good reliability values developing measures of impulsivity in children using self-reports (Eysenck, *et al.*, 1984; Stadler & Janke, 2003), so further research is needed to develop new questionnaires. One should not forget that there are few self-report scales of impulsivity for children. This question is important for two main reasons. Firstly, impulsivity can be more accurately assessed by combining measures from a variety of approaches, such as laboratory tasks, self-reports, and teachers' or parents' reports, in a comprehensive assessment which taps all personality dimensions and cognitive processes related to impulsivity. From this viewpoint, the development of new measures may help an overall assessment. Secondly, im-

pulsivity is multidimensional in nature, so different scales are needed to measure all these dimensions. For instance, although the Impulsivity scale of Eysenck's I7 questionnaire and the Dysfunctional Impulsivity scale of the DII seem to measure the same dimension, the Venturesomeness scale of the I7 and the Functional Impulsivity scale measure different dimensions of impulsivity (Vigil-Colet, 2007). Taking into account the problems found with DII-c, it may be interesting to assess whether other scales developed for adolescents, such as the BIS-11-a (Fossati, Barratt, Acquarini, & Di Ceglie, 2002), are suitable for use with children when measuring impulsivity dimensions other than the one measured by the I7.

REFERENCES

- BRUNAS-WAGSTAFF, J., TILLEY, A., VERITY, M., FORD, S., & THOMPSON, D. (1997) Functional and dysfunctional impulsivity in children and their relationship to Eysenck's Impulsiveness and Venturesomeness dimensions. *Personality and Individual Differences*, 22, 19-25.
- CACI, H., NADALET, L., BAYLÉ, F. J., ROBERT, P., & BOYER, P. (2003) Functional and dysfunctional impulsivity: contribution to the construct validity. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 107, 34-40.
- CHICO, E., TOUS, J. M., LORENZO-SEVA, U., & VIGIL-COLET, A. (2003) Spanish adaptation of Dickman's Impulsivity Inventory, its relationship to Eysenck's personality questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 35, 1883-1892.
- DICKMAN, S. J. (1990) Functional and dysfunctional impulsivity, personality and cognitive correlates. *Journal of Personality and Social Personality*, 58, 95-102.
- EYSENCK, S. B. G., EASTING, G., & PEARSON, P. R. (1984) Age norms for impulsiveness, venturesomeness and empathy in children. *Personality and Individual Differences*, 5, 315-321.
- EYSENCK, S. B. G., PEARSON, P. R., EASTING, G., & ALLSOPP, J. P. (1985) Age norms for impulsiveness, venturesomeness and empathy in adults. *Personality and Individual Differences*, 6, 613-619.
- FOSSATI, A., BARRATT, E. S., ACQUARINI, E., & DI CEGLIE, A. (2002) Psychometric properties of an adolescent version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 for a sample of Italian high school students. *Perceptual and Motor Skills*, 95, 621-635.
- GERBING, D. W., AHADI, S. A., & PATTON, J. H. (1987) Toward a conceptualization of impulsivity: components across the behavioral and self-report domains. *Multivariate Behavioral Research*, 22, 357-379.
- KLINE, P. (1986) *A handbook of test construction*. London: Methuen & Co.
- LORENZO-SEVA, U. (1999) Promin: a method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365.
- LORENZO-SEVA, U., & FERRANDO, P. J. (2006) FACTOR: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments, & Computers*, 38, 88-91.
- MILLER, E., JOSEPH, S., & LUDWAY, J. (2004) Assessing the component structure of four self-report measures of Impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 37, 349-358.
- MILLER, J., FLORY, K., LYNAM, D., & LEUKEFELD, C. (2003) A test of the four-factor model of impulsivity-related traits. *Personality and Individual Differences*, 34, 1403-1418.
- NUNNALLY, J. C. (1978) *Psychometric theory*. (2nd ed.) New York: McGraw-Hill.
- PATTON, J. H., STANFORD, M. S., & BARRATT, E. S. (1995) Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51, 768-774.
- STADLER, C., & JANKE, W. (2003) Concurrent validity of the German version of S. B. Eysenck's Impulsiveness Questionnaire for Children. *Personality and Individual Differences*, 35, 51-58.
- VIGIL-COLET, A. (2007) Impulsivity and decision-making in the balloon analogue risk-taking task. *Personality and Individual Differences*, 43, 37-45.

- VIGIL-COLET, A., & MORALES-VIVES, F. (2005) How impulsivity is related to intelligence and academic achievement. *The Spanish Journal of Psychology*, 8, 199-204.
- WHITESIDE, S. P., & LYNAM, D. R. (2001) The five factor model and impulsivity: using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 30, 669-689.
- ZAPARNIUK, J., & TAYLOR, S. (1997) Impulsivity in children and adolescents. In C. D. Webster & M. A. Jackson (Eds.), *Impulsivity: theory, assessment and treatment*. New York: Guilford. Pp. 158-179.

Accepted July 7, 2008.



II. Psychometric properties of the Spanish adaptation of the BIS-11a scale for children.

Psychological Reports, 2008, 103, 336-346. © Psychological Reports 2008

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SPANISH ADAPTATION OF THE BARRATT IMPULSIVENESS SCALE-11-A FOR CHILDREN^{1,2}

SANDRA COSI, ANDREU VIGIL-COLET,
JOSEPA CANALS, AND URBANO LORENZO-SEVA

*CRAMC (Research Center for Behaviour Assessment)
Psychology Department, Universitat Rovira i Virgili*

Summary.—Given difficulty in having children assess their own behaviour, there are few self-reports on child impulsivity. With the exception of Eysenck's 16 questionnaire, there are no self-report measures of impulsivity in children with good psychometric properties. The present study tested the possibility of using the adolescent version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 with children. For this purpose the questionnaire was translated and backtranslated and administered to school children (182 boys and 195 girls) ages 8 to 12 years ($M=10.4$, $SD=0.9$). The data were analysed by exploratory factor analysis, to evaluate the factorial structure of the questionnaire, the fit of the proposed solution, and internal consistency reliabilities. Results seem to indicate that this questionnaire may be useful in assessing impulsivity in children. The three-factor structure showed slight differences with the initial questionnaire proposed by Barratt and had good or sufficient internal consistency (depending upon the scale) across the 8- to 12-yr.-old age range.

Recently impulsivity has been the focus of a great deal of research given its relationship in many psychiatric disorders, including aggression, antisocial behaviours, and substance abuse. The importance of this personality dimension during childhood and adolescence has also been established and related to a wide variety of behaviour problems, such as hyperactivity, conduct disorders, bipolar disorders, borderline personality, maladaptive aggression, scholastic failure, learning problems, etc. (Fink & McCown, 1993; Zaparniuk & Taylor, 1997; American Psychiatric Association, 2000; Vigil-Colet & Morales-Vives, 2005; Jensen, Youngstrom, Steiner, Findling, Meyer, Malone, *et al.*, 2007). Despite the importance of impulsivity in children, only a few measures specifically apply to this population.

Impulsivity of children is often measured using rating scales completed by adults or behavioural tasks such as the Matching Familiar Figures Test or the Continuous Performance Test. Self-reports are not as frequently used with children as with adults because it is assumed that children are less accurate at assessing their own behaviours (Fink & McCown, 1993). As self-

¹Address correspondence to Urbano Lorenzo-Seva, Departament de Psicologia, Universitat Rovira i Virgili, Carretera de Valls s/n, 43007 Tarragona, Spain, or e-mail (urbano.lorenzo@urv.cat).

²This research was partially supported by a grant from the Catalan Ministry of Universities, Research and the Information Society (2005SGR00017) and by a grant from the Spanish Ministry of Education and Science (SEJ2005-09170-C04-04/PSIC) with the collaboration of the European Fund for the Development of Regions.

report and behavioural tasks might measure different components of impulsive behaviour, use of both seems better (Reynolds, Ortengren, Richards, & de Wit, 2005).

Few impulsivity self-report scales have been specifically designed for children. Two that have are Eysenck's 16 impulsivity scale and the children's adaptation of Dickman's Impulsivity Inventory (DII-c; Dickman, 1990) (Eysenck & Eysenck, 1980; Eysenck, Easting, & Pearson, 1984; Brunas-Wagstaff, Tilley, Verity, Ford, & Thompson, 1997). The 16 questionnaire was developed by Eysenck and Eysenck (1980) to (1) replicate in children two specific dimensions related to impulsivity (impulsiveness and venturesomeness) that had been previously described in adults and (2) place them in a dimensional system of personality defined by Extraversion, Neuroticism, and Psychoticism. These scales have shown good internal consistencies for the original English version and also for the German and Spanish adaptations although the latter version was not tested with an adolescent sample (Eysenck & Eysenck, 1980; Silva, Martorell, & Clemente, 1987; Stadler & Janke, 2003).

The Dickman scales were used to replicate the dimensions of dysfunctional impulsivity and functional impulsivity proposed by Dickman (1990). This inventory, however, showed poor internal consistency with children, particularly for functional impulsivity. The internal consistencies for dysfunctional impulsivity ranged from .60 to .73 while for functional impulsivity α ranged .38 to .50 (Brunas-Wagstaff, *et al.*, 1997). These internal consistencies are below the commonly accepted standard for a test to be considered sufficiently reliable, particularly for functional impulsivity. It should be noted that dysfunctional impulsivity only reached values of .70 for children in the 11- to 12-yr.-old range, while for younger children and adolescents the values were around .60.

Another test that may be suitable for children is the adolescent version of the Barratt Impulsiveness Scale-11-A, developed by Fossati, Barratt, Acquarini, and Di Ceglie (2002). Barratt (1985) proposed three main dimensions of impulsiveness: Motor impulsiveness, cognitive and not planning. Cognitive Impulsiveness involved making quick cognitive decisions, motor impulsiveness involved acting without thinking, and not planning impulsiveness involved a lack of "futuring" or planning. However, development of the scale showed three second-order factors, only two of which (motor impulsiveness and not planning impulsiveness) had been defined initially. A new factor, Attentional impulsiveness was introduced instead of the initially proposed cognitive impulsiveness (Patton, Stanford, & Barratt, 1995). Other studies have also not found the cognitive impulsiveness factor while the other two were clearly established (Gerbing, Ahadi, & Patton, 1987; Luengo, Carrillo-de-la-Pena, & Otero, 1991).

The scale by Fossati, *et al.* (2002) attempted to adapt the items of the Barratt Impulsiveness Scale-11 to the characteristics of an adolescent population. The authors proposed a factorial solution of six first-order factors and two second-order factors. The first of these second-order factors was a mixture of the motor impulsiveness and attentional impulsiveness factors proposed by Patton, *et al.* (1995). The second factor was not planning impulsiveness. Taking this result into account, Fossati, *et al.* (2002) proposed that impulsiveness is much less differentiated in adolescence, which may explain the presence of only two second-order factors instead of three.

Nevertheless, we do not believe that the procedure employed was most appropriate for developing a new test, since they conducted seven confirmatory factor analyses to test the goodness of fit of the consecutive models. We believe that at this stage in the development of a scale, it is much more appropriate to use an exploratory analysis to remove the problematic items than a confirmatory method in an exploratory way. Furthermore, some items of the Barratt Impulsiveness Scale-11-A (Items 21, 23, 24, and 29) had low loadings ($<.20$) which questions their appropriateness. Finally, Fossati, *et al.* (2002) reported a Cronbach alpha for the total score of .78, but they gave no information about the scales related to the six primary factors or the two secondary factors they proposed. An adaptation of this scale in Hebrew gave a similar internal consistency of $\alpha = .77$ (Leshem & Glicksohn, 2007).

Despite all these unresolved questions about the development of the scale, there is a need for measuring impulsivity in children, so it is of interest to assess whether the Barratt Impulsiveness Scale-11-A can be used. Most of the items on the scale are quite simple and clear, which should facilitate children's answers and, if there is a clear factorial structure, lead to sufficient internal consistency. These are empirical issues that need to be assessed. The main goal of this paper, then, is to analyse the factorial structure and psychometric properties of the test in a sample of children.

METHOD

Participants

Participants were 182 boys and 195 girls ages 8 to 12 years, with a mean of 10.4 yr. ($SD = 0.9$) from six state primary schools in Reus, Spain.

Measures

The Barratt Impulsiveness Scale-11c was developed by translating the items of the Barratt Impulsiveness Scale-11-A (Fossati, *et al.*, 2002) from Italian into Spanish. This version was independently translated back into Italian by an Italian linguist who found no significant differences between his back-translation and the original. The Barratt Impulsiveness Scale-11c contained 30 items (cf. Table 1) with the same 4-point response format of the Barratt Impulsiveness Scale-11 and the Barratt Impulsiveness Scale-11-A

BARRATT IMPULSIVENESS SCALE FOR CHILDREN

339

TABLE I
 ROTATED FACTOR LOADINGS FOR BARRETT IMPULSIVENESS SCALE 11c

Item	Motor	Not Planning	Cognitive
2. I do things without thinking.	.51	-.28	.17
4. I am happy-go-lucky.	.35	-.09	.13
5. I do not "pay attention."	.60	-.08	-.08
8. I am self-controlled. (R)	.34	.12	.01
11. I cannot stand still at movies or school.	.44	-.05	.03
14. I say things without thinking.	.53	-.29	.13
16. I often change my mind.	.49	.12	.03
17. I act "on impulse."	.68	-.19	.15
18. I get easily bored when solving thought problems.	.63	.07	-.12
19. I act on the spur of the moment.	.56	.04	.03
21. I change friends.	.57	.19	-.09
22. I buy things on impulse.	.58	-.13	-.03
24. I change hobbies and sports.	.47	.06	-.03
25. I spend more than I should.	.63	-.02	-.12
26. When I think about something, other thoughts pop-up in my mind.	.60	-.02	-.10
28. I am restless at the movies or lectures.	.57	-.04	-.02
1. I plan what I have to do. (R)	.12	.56	.18
7. I plan my spare time. (R)	.16	.55	.01
10. I am a "saver." (R)	-.12	.43	-.01
12. I like to think carefully about things. (R)	.17	.51	-.18
13. I plan for my future. (R)	.31	.40	.09
15. I like to think about complex problems. (R)	.05	.37	.23
20. I am a great thinker. (R)	-.13	.56	-.01
23. I can think about one problem at a time. (R)	-.02	.54	.08
30. I am future oriented. (R)	.20	.73	.06
3. I make up my mind quickly.	.09	.02	.59
6. My thoughts are racing too fast.	-.13	.13	.79
9. I concentrate easily.	-.27	.27	.34

(Never/Almost Never, Sometimes, Often, Always/Almost always). Answers were scored with 0, 1, 2 and 3 points respectively.

Procedure

The Spanish adaptation of the Barratt Impulsiveness Scale-11-A for children (Barratt Impulsiveness Scale-11c) was administered to groups of 15 to 20 children by professional psychologists. Forty-five participants who had problems understanding Spanish (immigrant children) were removed from the sample, so the 377 children included in the final analysis spoke Spanish fluently.

Data Analysis

Data were analysed using SPSS 14.0 and FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). FACTOR was used for exploratory factor analysis in addition to SPSS 14.0 because it enabled use of polychoric correlation matrices

and gave complementary analyses such as parallel analysis (Horn, 1965; see also Lance, Butts, & Michels, 2006; Lautenschlager, 1989), which are not provided by other software such as SPSS. We performed exploratory factor analysis using unweighted least squares as the extraction method and Promin as the oblique rotation method.

RESULTS

Preliminary Analyses

Univariate and multivariate means and standard deviations were computed for the 30 items. Means ranged from .28 to 2.18 and variance ranged from 0.40 to 1.16. Polychoric correlation is advised when the distributions of ordinal items are asymmetric or have excess kurtosis. If both indices are lower than 1.00 in absolute value, then it is advisable to use the Pearson procedure (Muthén & Kaplan, 1985, 1992). In present data, some skewness and kurtosis indices were beyond this range, so a polychoric correlation matrix was computed. The value of the Kaiser-Meyer-Olkin index was .809. Kaiser (1974) pointed out that values below 0.5 are unacceptable and those about 0.8 good, so the correlation matrix seemed suitable for factor analysis.

The multivariate kurtosis coefficient was 966.3, and the corresponding significance test ($Z=29.9$; $p<.001$) indicated that the multivariate distribution deviated significantly from a normal multivariate distribution. In this situation a factor analytic method that assumes normal multivariate distribution is not advisable, so a factor extraction method such as unweighted least squares was preferred.

Exploratory Factor Analysis

We used the FACTOR program to compute the exploratory factor analysis. The scree test (Cattell, 1966) shown in Fig. 1 suggested three dimensions should be extracted. Parallel analysis (Lattin, Carroll, & Green, 2003) was also computed (see Fig. 1). The test again indicated that three dimensions underlay the correlation matrix, so the inventory could be considered to be three-dimensional. Two items were removed because they showed very low communalities ($<.06$). They were Item 27, "I am more interested in the present than in the future," and Item 29, "I like to play chess or checkers." Item 27 may be difficult for children to understand and answer, which may be the bases for low loadings. Item 29, on the other hand, refers to games not usually played by children nowadays. Subsequent analyses were computed without these items.

The correlation matrix was factor-analysed using the unweighted least squares extraction method. The Goodness of Fit Index (GFI) was computed to measure model fit; that is, total variance explained by the number of di-

BARRATT IMPULSIVENESS SCALE FOR CHILDREN

341

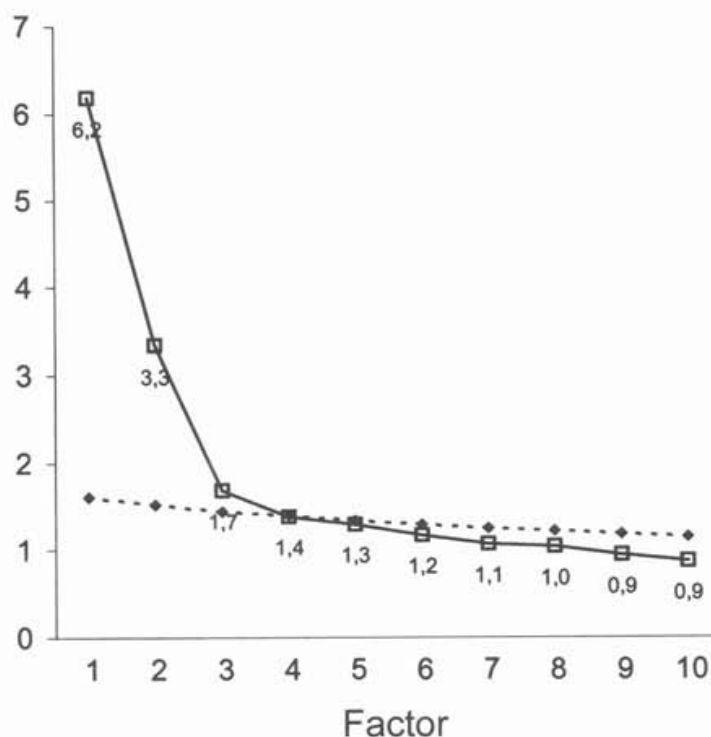


FIG. 1. Scree plot for factor analysis with eigenvalues (□) and superimposed parallel analysis (◆)

mensions extracted. A value of GFI higher than 0.95 indicates a well fitting model (Hu & Bentler, 1999). With present data, a GFI of .96 was obtained, so the fit of the model was good.

The Root Mean Square of Residuals was 0.061, whereas Kelly's criterion showed the expected mean value of this index for an acceptable model was 0.052. We inspected the distribution of standardized residuals. A high standardized residual value between two items reflects correlated errors for the items. The standardized residual between Items 11 and 28 was 6.5, and is high enough to explain the slight misfit indicated by the RMSR index. Although both items contained similar concepts, both were retained so that the Spanish version of the questionnaire was as similar as possible to the original version.

To obtain a simple factor solution, Promin (Lorenzo-Seva, 1999) was used. This rotation method allows factors to become oblique, if necessary, for the sake of simplicity. Most rotation methods require items to be pure measures of a single trait to obtain the simplest possible factor solution after rotation. However, the assumption that all items in a multidimensional questionnaire are pure measures of a single trait is unrealistic (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2000). Promin can usually deal with these situations better than other rotation methods (Lorenzo-Seva, 1999), so it was chosen.

To assess the factor simplicity (Kaiser, 1974) of the rotated solution (Table 1), Bentler's (1977) Simplicity index (S) was computed and a value of 1 indicates maximum factor simplicity). The value of index S (.97) suggested that the factor simplicity of the solution was high. This simplicity of the factor structure enabled identification of the three factors as Motor Impulsivity, Not Planning Impulsivity, and Cognitive Impulsivity. Factor names proposed by Barratt were maintained although the item content does not exactly fit these factors. Note, the first factor was comprised by items related to motor and cognitive impulsivity, the second by items of not-planning, and the third by items of cognitive impulsivity.

TABLE 2
 INTERFACTOR CORRELATION MATRIX

Measure	Motor	Not Planning	Cognitive
Motor			
Not Planning	.29		
Cognitive	.14	.10	

The oblique pattern matrix and the corresponding interfactor correlation matrix are shown in Tables 2 and 3. The interfactor correlation matrix showed moderate correlations (absolute values between .10 and .29). Table 3 shows the orthogonally rotated pattern matrix (varimax). This pattern allows an interested researcher to apply rotation procedures other than the one proposed.

TABLE 3
 ORTHOGONALLY ROTATED PATTERN MATRIX

Item	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1	.05	.20	.53
2	.62	-.11	.24
3	.17	-.58	-.05
4	.39	-.10	.07
5	.61	.11	.05
6	-.06	-.81	-.14
7	.01	.08	.52
8	.30	-.10	-.13
9	.35	.41	.35
10	.26	.07	.40
11	.46	.00	.03
12	.02	-.11	.47
13	-.19	.14	.40
14	.64	-.07	.24
15	.00	.27	.26

(continued on next page)

BARRATT IMPULSIVENESS SCALE FOR CHILDREN

TABLE 3 (CONT'D)
 ORTHOGONALLY ROTATED PATTERN MATRIX

Item	Factor 1	Factor 2	Factor 3
16	.46	-.03	-.14
17	.76	-.09	.14
18	.59	.13	-.09
19	.56	-.01	-.06
20	.31	.09	.52
21	.49	.09	-.20
22	.61	.07	.10
23	.18	.17	.50
24	.44	.04	-.08
25	.62	.15	-.01
26	.59	.12	.00
28	.57	.05	.01
30	.03	.17	.69

Primary Data and Psychometric Properties of Scales

Table 4 shows descriptive statistics for the total score and the three scales of the Barratt Impulsiveness Scale-11c. As can be seen, no scale showed excessive skewness or kurtosis, and all the indexes were below 1.00 in absolute value. Only sex differences for 1c were found; boys scored higher than girls ($F_{1,375} = 13.15, p < .01$). Nevertheless, the effect size was very small ($\eta^2 = .034$).

TABLE 4
 MEANS AND STANDARD DEVIATIONS FOR FOUR SCALES AND TOTAL
 SCORE OF BARRATT IMPULSIVENESS SCALE-11C

Measure	M	SD	Skewness	Kurtosis
Total Score	28.56	8.65	.38	.11
Motor	11.46	7.11	.81	.35
Not Planning	12.44	4.91	-.14	-.53
Cognitive	4.66	2.21	.07	-.55

Table 5 shows internal consistencies for the total score and the three scales of the Barratt Impulsiveness Scale-11c taking into account the whole sample and different age groups. As can be seen, the Motor Impulsivity scale showed good internal consistency values for both the whole sample and the different age groups, while the Total score and the Not-planning Impulsivity scale showed acceptable internal consistency values. The Cognitive Impulsivity scale, on the other hand, showed poor internal consistency although one notes there are only three items, which makes it difficult to obtain suitable reliability coefficients. This table also shows that internal consistencies are quite stable across age groups.

TABLE 5
 INTERNAL CONSISTENCIES AND 95% CONFIDENCE INTERVALS (CI) FOR α FOR THREE SCALES
 AND TOTAL SCORE OF BARRATT IMPULSIVENESS SCALE-11C ACROSS AGES

Sample	n	Motor		Not Planning		Cognitive		Total	
		α	CI	α	CI	α	CI	α	CI
All	377	.82	.79-.84	.71	.66-.75	.60	.52-.66	.76	.72-.79
8-9 yr.	74	.81	.74-.87	.69	.57-.78	.70	.56-.80	.68	.57-.78
10 yr.	130	.80	.75-.85	.72	.64-.79	.58	.43-.69	.74	.66-.80
11-12 yr.	173	.83	.79-.86	.71	.64-.77	.56	.43-.66	.80	.75-.84

DISCUSSION

Results presented above indicate that the Barratt Impulsiveness Scale-11c may be useful in assessing impulsivity of children by self-report. Nevertheless, the factorial structure of the questionnaire is quite different from the six-factor structure with two second-order factors proposed by Fossati, *et al.* (2002) for the Barratt Impulsiveness Scale-11-A and resembles the three components motor impulsiveness, cognitive impulsiveness, and not planning impulsiveness proposed initially by Barratt (Barratt, 1985). The items included in motor impulsiveness included items related to the factors of motor impulsiveness, lack of delay, and perseverance proposed by Fossati, *et al.* (2002), the items of the second factor not planning impulsiveness were mainly related to the factors of cognitive complexity and self-control, and the three items of the third factor cognitive impulsiveness were not related to any specific factors proposed. This structure indicates that, although the motor impulsiveness scale is more related to motor impulsiveness, it is a general factor of impulsivity, while the not planning impulsiveness scale is not a planning factor. On the other hand, the content of the items with highest loadings on cognitive impulsiveness (“I make up my mind quickly” and “My thoughts are racing too fast”) seem to indicate that this factor is quite similar to Functional Impulsivity proposed by Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997); it is related to speed in information processing and coincides with Barratt’s (1985) proposal that Cognitive Impulsivity is the tendency to make quick cognitive decisions.

One possible explanation for the differences between the impulsivity factors found for children, adolescents, and adults may be that the structure of impulsivity changes across ages. In this respect, Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997) proposed that it may be difficult to find a consistent functional impulsivity factor for children because this dimension only emerges as a consistent trait in older children. Other studies (for example, Leshem & Glicksohn, 2007) found that the structure of impulsivity changed as function of age. They reported that impulsivity in adolescents seems to have a two-factor structure (general impulsivity and cognitive impulsivity), while for adults there were three factors (general impulsivity and two cognitive impulsivity

factors). Nevertheless, present data suggest a cognitive factor might be found for children, although it is related to making quick decisions instead of to attention.

The internal consistency of the full scale was similar to that for the Barratt Impulsiveness Scale-11c and the Italian and Hebrew versions (α s = .76, .78, and .77, respectively). Nevertheless, the reliabilities of the scales were different and their relationships low, which may indicate that the full scale can only be used as an overall measure of impulsivity and with caution. For the specific scales, motor impulsivity showed good internal consistency while not planning impulsivity showed sufficient consistency and cognitive impulsivity low consistency. Moreover, the internal consistencies were quite similar (with the exception of cognitive impulsivity across the ages tested here, namely 8 to 12 years).

One must take into account that the cognitive impulsivity factor has only three items, so internal consistency reliability is low; new items could improve α , perhaps by adapting some items of the functional impulsivity scale proposed by Brunas-Wagstaff, *et al.* (1997) to the 4-point response format of the Barratt Impulsiveness Scale-11c since there is similarity of content of the items on the cognitive impulsivity and functional impulsivity scales. Such research would allow judging more clearly whether there is a cognitive impulsivity factor for children.

Once the internal consistency reliability of the Barratt Impulsiveness Scale-11c has been more clearly estimated, further research must concern validities of the scores. Both convergent and predictive validity must be assessed using other impulsivity questionnaires and experimental tasks, and other measures often related to impulsivity at different ages such as aggressive behaviours (Vigil-Colet, Morales-Vives, & Tous, *in press*).

REFERENCES

- AMERICAN PSYCHIATRIC ASSOCIATION. (2000) *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (DSM-IV-TR). Washington, DC: Author.
- BARRATT, E. S. (1985) Impulsiveness subtraits: arousal and information processing. In J. T. Spence & C. E. Izard (Eds.), *Motivation, emotion and personality*. New York: North-Holland/Elsevier Science. Pp. 137-145.
- BENTLER, P. M. (1977) Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*, 59, 567-579.
- BRUNAS-WAGSTAFF, J., TILLEY, A., VERITY, M., FORD, S., & THOMPSON, D. (1997) Functional and dysfunctional impulsivity in children and their relationship to Eysenck's impulsiveness and venturesomeness dimensions. *Personality and Individual Differences*, 22, 19-25.
- CATTELL, R. B. (1966) The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- DICKMAN, S. J. (1990) Functional and dysfunctional impulsivity, personality and cognitive correlates. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(1), 95-102.
- EYSENCK, S. B. G., EASTING, G., & PEARSON, P. R. (1984) Age norms for impulsiveness, venturesomeness and empathy in children. *Personality and Individual Differences*, 5, 315-321.
- EYSENCK, S. B. G., & EYSENCK, H. J. (1980) Impulsiveness and venturesomeness in children. *Personality and Individual Differences*, 1, 73-78.
- FERRANDO, P. J., & LORENZO-SEVA, U. (2000) Unrestricted versus restricted factor analysis of multidimensional test items: some aspects of the problem and some suggestions. *Psicológica*, 21, 301-323.

- FINK, A. D., & McCOWN, W. G. (1993) Impulsivity in children and adolescents: measurement, causes and treatment. In W. G. McCown, J. L. Johnson, & M. B. Shure (Eds.), *The impulsive client, theory, research and treatment*. Washington, DC: American Psychological Association. Pp. 279-308.
- FOSSATI, A., BARRATT, E. S., ACQUARINI, E., & DI Ceglie, A. (2002) Psychometric properties of an adolescent version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 for a sample of Italian high school students. *Perceptual and Motor Skills*, 95, 621-635.
- GERBING, D. W., AHADI, S. A., & PATTON, J. H. (1987) Toward a conceptualization of impulsivity: components across the behavioral and self-report domains. *Multivariate Behavioral Research*, 22, 357-379.
- HORN, J. L. (1965) A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- HU, L., & BENTLER, P. M. (1999) Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- JENSEN, P. S., YOUNGSTROM, E. A., STEINER, H., FINDLING, R. I., MEYER, R. E., MALONE, R. P., CARLSSON, G. A., COCCARO, E. F., AMAN, M. G., BLAIR, J., DOGHERTY, D., FERRIS, C., FLYNN, L., GREEN, E., HOAGWOOD, K., HUTCHINSON, J., LAUGHREN, T., LEVE, L., NOVINS, D. K., & VITELLO, B. (2007) Consensus report on impulsive aggression as a symptom across diagnostic categories in child psychiatry: implications for medication studies. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 46, 309-321.
- KAISER, H. F. (1974) An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- LANCE, C. E., BUTTS, M. M., & MICHELS, L. C. (2006) The sources of four commonly reported cutoff criteria: what did they really say? *Organizational Research Methods*, 9, 202-220.
- LATTIN, J., CARROLL, D. J., & GREEN, P. E. (2003) *Analyzing multivariate data*. Pacific Grove, CA: Duxbury Press. Pp. 114-116.
- LAUTENSCHLAGER, G. J. (1989) A comparison of alternatives to conducting Monte Carlo analyses for determining parallel analyses criteria. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 365-395.
- LESHEM, R., & GLICKSOHN, J. (2007) The construct of impulsivity revisited. *Personality and Individual Differences*, 43, 681-692.
- LORENZO-SEVA, U. (1999) Promin: a method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365.
- LORENZO-SEVA, U., & FERRANDO, P. J. (2006) FACTOR: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments, & Computers*, 38, 88-91.
- LUENGO, M. A., CARRILLO-DE-LA-PENA, M. T., & OTERO, J. M. (1991) The components of impulsiveness: a comparison of the 1.7 impulsiveness questionnaire and the Barratt Impulsiveness Scale. *Personality and Individual Differences*, 12, 657-667.
- MUTHÉN, B., & KAPLAN, D. (1985) A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171-189.
- MUTHÉN, B., & KAPLAN, D. (1992) A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: a note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 19-30.
- PATTON, J. H., STANFORD, M. S., & BARRATT, E. S. (1995) Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51, 768-774.
- REYNOLDS, B., ORTENGREN, A., RICHARDS, J. B., & DE WIT, H. (2005) Dimensions of impulsive behaviour: personality and behavioural measures. *Personality and Individual Differences*, 40, 305-315.
- SILVA, F., MARTORELL, M. C., & CLEMENTE, A. (1987) The 16 Questionnaire: Spanish adaptation. *Evaluación Psicológica/Psychological Assessment*, 3, 55-78.
- STADLER, C., & JANKE, W. (2003) Concurrent validity of the German version of S. B. G. Eysenck's Impulsiveness Questionnaire for Children. *Personality and Individual Differences*, 35, 51-58.
- VIGIL-COLET, A., & MORALES-VIVES, F. (2005) How impulsivity is related to intelligence and academic achievement. *The Spanish Journal of Psychology*, 8, 199-204.
- VIGIL-COLET, A., MORALES-VIVES, F., & TOUS, J. (in press) The relationships between functional and dysfunctional impulsivity across samples. *The Spanish Journal of Psychology*.
- ZAPARNIUK, J., & TAYLOR, S. (1997) Impulsivity in children and adolescents. In C. D. Webster & M. A. Jackson (Eds.), *Impulsivity: theory, assessment and treatment*. New York: Guilford. Pp. 158-180.

Accepted August 4, 2008.



III. Desarrollo del cuestionario de agresividad proactiva y reactiva para profesores: estructura factorial y propiedades psicométricas.

Desarrollo del cuestionario de agresividad proactiva/reactiva para profesores: estructura factorial y propiedades psicométricas

Sandra Cosi Muñoz, Andreu Vigil-Colet y Josepa Canals Sans
Universitat Rovira i Virgili

En este estudio se ha desarrollado un cuestionario de agresividad proactiva/reactiva en castellano para niños. Debido a las dificultades para administrar autoinformes en niños, dicho cuestionario se diseñó para ser rellenado por sus profesores. Para ello se partió de distintos cuestionarios en lengua inglesa y mediante criterio de jueces se seleccionaron 8 ítems. El análisis factorial exploratorio realizado sobre una muestra de 267 niños mostró la existencia de dos factores, uno correspondiente a la agresividad proactiva y otro a la reactiva formado por cuatro ítems cada uno. Ambas escalas presentaron una elevada fiabilidad y se relacionaron con un criterio externo, en este caso el rendimiento académico.

Development of the proactive/reactive questionnaire for teachers: factor structure and psychometric properties. The main purpose of this study was to develop a proactive/reactive aggression questionnaire for children in Spanish, reported by teachers. To develop the questionnaire, we selected eight items from the most widely used questionnaires in English using the criteria of a group of experts. Exploratory factor analysis on a sample of 267 children yielded two dimensions, one of proactive and the other of reactive aggression, consisting of four items each. Both scales showed good reliability and were related to an external criterion such as academic performance.

En las últimas décadas se ha observado un creciente interés en el estudio, evaluación y tratamiento de la agresividad, consecuencia del incremento de las conductas agresivas en las sociedades occidentales, y del gran impacto social de sus efectos en los ámbitos educativo, laboral y familiar. De la relevancia de este fenómeno nos da una idea el hecho que en nuestro país aproximadamente el 40 por ciento de los estudiantes ha presenciado o participado en conductas agresivas en el entorno escolar (Cangas, Gázquez, Pérez-Fuentes, Padilla y Miras, 2007).

Por otra parte, el comportamiento agresivo en la niñez presenta unas características diferenciales respecto del que se suele dar en la edad adulta. De este modo, los niños tienden a utilizar formas directas de agresión que posteriormente, al interactuar con los procesos de socialización, acostumbran a convertirse en formas indirectas en la edad adulta (Björkqvist, 1994; Ortega y Monks, 2005).

La mayoría de clasificaciones de la conducta agresiva coinciden en señalar al menos dos tipos básicos de comportamiento agresivo, el primero caracterizado por una respuesta de tipo emocional con un fuerte componente impulsivo y de falta de control del comportamiento y el segundo caracterizado por una utilización instrumental de la conducta agresiva caracterizada por una baja impulsividad y la existencia de un propósito concreto. Esta dife-

renciación se encuentra tanto al clasificar la agresividad en animales como predatoria versus defensiva, como en humanos al diferenciar entre agresividad impulsiva y no impulsiva, que en muchas ocasiones es categorizada respectivamente como proactiva (AP) o reactiva (AR) en niños (Kempes, Mathys, de Vries y van Engeland, 2005).

En el caso concreto de la AP, ésta se define como aquella agresividad premeditada y guiada por un objetivo concreto, motivada básicamente por una recompensa externa. La AR, por su parte, se entiende como aquel comportamiento agresivo que se presenta ante el comportamiento de otro individuo que es percibido como amenazante (Dodge, 1991; Dodge y Coie, 1987).

La importancia de la diferenciación entre agresión proactiva y reactiva en niños fue postulada inicialmente por Dodge y Coie (1987) al señalar que la mayoría de estudios anteriores incidían en el estudio de uno de estos dos tipos de agresión, desarrollando instrumentos de medida y programas de intervención que tan solo eran aplicables a una de las dos manifestaciones de la conducta agresiva. Como consecuencia no se tenía en cuenta la importancia de contemplar tanto los aspectos relacionados con la provocación de la conducta agresiva, como los relacionados con la agresión como una conducta instrumental. Desde este punto de vista, el marco de referencia teórico de la agresión proactiva se encontraría en las teorías del aprendizaje social de Bandura (1973) que entienden la conducta agresiva como una conducta aprendida controlada por recompensas externas. De este modo, la agresión proactiva tendría como función ayudar al individuo a conseguir un objetivo concreto. La agresión reactiva, por su parte, se originaría en el modelo de la frustración-agresión revisado por Berkowitz (1990) que propone que la conducta agresiva es una reacción hostil fundamentada en la ira ante una frustración.

No obstante, la distinción entre la AR y AP no sería más que una consideración de tipo taxonómico si ambos tipos de agresividad no tuvieran unas propiedades predictivas específicas ante distintas conductas relacionadas con el comportamiento agresivo. En este sentido, numerosos estudios han demostrado la existencia de estos comportamientos problemáticos que pueden ser pronosticados a partir de las puntuaciones en AP o AR en la niñez.

Así, por ejemplo, Raine, Dodge, Loeber, Lynam et al. (2006), llevaron a cabo un estudio longitudinal en el que comprobaron que las puntuaciones en AP a los 7 años son un buen predictor de la presencia de psicopatía, conductas violentas y delincuencia a los 16, mientras que las puntuaciones en AR son un buen predictor de la impulsividad, la ansiedad social y la hostilidad. En el mismo sentido, Vitaro, Gendreau, Tremblay y Oligny (1998) encontraron que a los 12 años la AP, pero no la AR, predice la delincuencia durante la adolescencia, mientras que Pulkkinen (1996) encontró un resultado similar al relacionar la AP en la niñez y la adolescencia con la delincuencia en la edad adulta.

Un segundo ámbito en el que la agresión proactiva y reactiva en la niñez parece jugar un papel relevante es el del abuso de sustancias. En este sentido, diversos estudios muestran que la AP está relacionada con el consumo de drogas y alcohol (Connor, Steingard, Anderson y Melloni, 2003; Fite, Colder, Lochman y Wells, 2007).

Finalmente, tanto la AP como la AR están relacionadas con la tendencia a ser un agresor en los procesos de bullying, mientras que algunos estudios señalan que la AR está relacionada con mayores niveles de victimización, así como con trastornos negativistas desafiantes o el trastorno con déficit de atención por hiperactividad (Camodeca, Goossens, Terwogt y Schuengel, 2002; Salmivalli y Nieminen, 2002; Salmivalli y Helteenvuori, 2007).

No obstante diversos estudios señalan que ambos tipos de agresión acostumbra a presentarse de forma conjunta, siendo la combinación de puntuaciones elevadas en ambos tipos de agresión los que están relacionadas con comportamientos delictivos, como, por ejemplo, la asociación con bandas juveniles (Barker, Tremblay, Nagin, Vitaro y Lacourse, 2006).

Todos estos resultados nos hablan de la importancia de la agresividad en la niñez y, como consecuencia, de la necesidad de disponer de instrumentos de evaluación válidos y fiables en este ámbito. En lo relativo a la medida de la agresividad adulta existen instrumentos ampliamente contrastados, como puede ser el cuestionario de agresividad de Buss y Perry (1992), que son también apropiados para poblaciones adolescentes y que presentan propiedades psicométricas satisfactorias en nuestro idioma (Andreu, Peña y Graña, 2002; Morales-Vives, Codorniu-Raga y Vigil-Colet, 2005; Santisteban, Recio y Alvarado, 2007). No obstante, existe una notable falta de instrumentos para la evaluación de la agresividad en niños. Por otra parte, teniendo en cuenta las dificultades existentes para que los niños evalúen su comportamiento mediante autoinformes, la mayoría de instrumentos se han centrado en la evaluación de la agresividad mediante cuestionarios informados por los padres o los profesores.

En el caso de la evaluación de la AP y AR, el instrumento más ampliamente utilizado es el cuestionario para profesores de Dodge y Coie (1987). Este cuestionario consta de tres ítems para cada una de las dimensiones puntuadas mediante una escala de 5 puntos. A pesar de que el análisis factorial exploratorio mostró que todos los ítems se ajustaban a la dimensión con la que estaban relacionados, el factor de AP presentó un autovalor inferior al punto

convencional de corte de 1.0. No obstante, los autores defendieron la existencia de este factor por su relevancia teórica y por las características diferenciales de los dos tipos de agresividad al predecir diversos criterios. Además estudios posteriores demostraron un mejor ajuste para la solución de dos factores que para la unidimensional (Poulin y Boivin, 2000). Finalmente, cabe señalar que ambos tipos de agresividad presentaron una elevada intercorrelación ($r=0.71$) y fiabilidades en torno a $\alpha=0.90$.

Debido a los problemas observados en la escala de Dodge y Coie (1987), especialmente en lo referente al número de dimensiones extraídas, otros autores han intentado desarrollar versiones revisadas de esta escala. Una de las más conocidas fue desarrollada por Brown, Atkins, Osborne y Milnamow (1996), que elaboraron un cuestionario añadiendo ítems al propuesto originalmente por Dodge y Coie (1987). En este caso fue el factor de AP el que explicó una proporción de varianza mucho mayor que el de reactiva, aunque en ambos casos se obtuvieron autovalores mayores que 1. Por otra parte ambos factores presentaron de nuevo una elevada intercorrelación ($r=0.70$), no obstante esta elevada correlación entre ambos factores es habitual en este ámbito. De hecho, un metanálisis llevado a cabo por Polman, Orobio de Castro, Koops, van Boxtel y Merk (2007), sobre 51 estudios que evalúan la agresión proactiva y reactiva utilizando distintos tipos de evaluación, obtuvo una correlación media entre ambas de $r=0.64$, aunque el mismo estudio señala una clara distinción entre ambos tipos de agresión.

Tal y como podemos observar, uno de los principales problemas en el desarrollo de este tipo de escalas es el establecimiento de su estructura factorial. El hecho de que la varianza explicada por el primer factor sea mucho mayor que la explicada por el segundo (que en algunos casos presenta un autovalor menor que 1) y la elevada correlación entre los factores, parece apuntar hacia una estructura unidimensional que ha sido explicada en algunos casos por los altos niveles de co-ocurrencia de ambos tipos de agresividad (Polman et al., 2007). Por otra parte, la capacidad de las puntuaciones en AP y AR para predecir distintos comportamientos, así como algunos estudios de tipo confirmatorio parecen apuntar hacia la viabilidad de la solución bifactorial. Hay que señalar que los estudios en los que se fundamentan las dos pruebas más utilizadas, la de Dodge y Coie (1987), y la de Brown et al. (1996), llevaron a cabo un análisis de componentes principales (ACP) en lugar de llevar a cabo un análisis factorial (AF), el cual está mucho más indicado cuando, como en este caso, se supone la existencia de dos variables latentes. Por otra parte, el reducido número de ítems implica aún una mayor diferencia entre las soluciones obtenidas mediante ACP y AF. Finalmente, el número de factores a retener dependió en un caso de consideraciones de tipo teórico y en el otro de la regla de Kaiser (1960) del autovalor mayor que 1 que tiende a sobrestimar el número de factores necesarios.

A partir de lo expuesto anteriormente, el presente trabajo pretende desarrollar un cuestionario de AP/AR informado por profesores a partir de los disponibles en lengua inglesa, teniendo en cuenta los problemas y limitaciones anteriormente señalados. A pesar de que también existen cuestionarios diseñados para ser contestados por los padres, consideramos inicialmente más interesante desarrollar un cuestionario para profesores dado que la conducta agresiva en los niños se acostumbra a producir mayoritariamente en sus interacciones con otros niños. El desarrollo del cuestionario se centrará en los siguientes puntos:

1. Seleccionar los ítems que se incluyen en el cuestionario a partir de un criterio de jueces sobre la pertenencia de los mismos a la escala de AP o AR, construyendo un pool inicial de ítems a partir de los utilizados en las versiones inglesas de diversos cuestionarios.
2. Reducir al mínimo el número de ítems que forman cada escala. Hay que tener en cuenta que al ser una escala informada por profesores, en muchas ocasiones el docente debe informar de un número elevado de sujetos, con lo que un cuestionario con un bajo número de ítems facilitará esta labor. Por otra parte tanto los cuestionarios disponibles obtienen una elevada fiabilidad con un reducido número de ítems.
3. Utilizar el AF en lugar del ACP al analizar la estructura factorial de la escala. Por otra parte utilizar métodos más apropiados que el de Kaiser o consideraciones teóricas para decidir el número de factores a retener, como el análisis paralelo (Lattin, Carroll y Green, 2003).
4. En el caso que se confirme la estructura bidimensional del cuestionario, analizar la co-ocurrencia de los dos tipos de agresividad.

Metodo

Participantes

La muestra utilizada para el desarrollo del cuestionario estuvo formada por 267 niños (117 niños y 150 niñas) con edades comprendidas entre los 9 y 13 años ($M= 10.66$, $Sd= 1.44$). 39 niños eran inmigrantes (mayoritariamente sudamericanos), 136 pertenecían a familias con un nivel socioeconómico bajo, 91 a familias con un nivel medio y 40 a familias con un nivel alto. Los participantes cursaban sus estudios en 11 escuelas públicas y concertadas. Dichas escuelas fueron elegidas al azar entre el total de escuelas públicas y concertadas de la ciudad de Reus (Tarragona). Previamente se obtuvo el permiso del Departamento de Educación de la Generalitat, de cada uno de los centros, así como el consentimiento informado de los padres de cada niño.

Instrumentos

Escala de agresividad proactiva-reactiva para maestros (APRM): para desarrollar esta escala, en una primera fase, con el fin de obtener el pool inicial de ítems se utilizó el método de retrotraducción descrito por Hambleton (2005). Con este propósito se utilizaron dos profesores nativos ingleses del servicio lingüístico de la URV con experiencia previa en adaptaciones de instrumentos psicométricos. Uno de ellos llevó a cabo la traducción inglés-español de los ítems que forman las escalas de AP/AR de los cuestionarios de Dodge y Coie (1987), Brown et al. (1996) y Raine et al. (2006), mientras que el segundo llevó a cabo la retrotraducción de los ítems al inglés.

Una vez comprobada por ambos expertos la inexistencia de discrepancias entre las retrotraducciones y las versiones originales, los 47 ítems resultantes fueron evaluados por 20 investigadores relacionados con el estudio de la agresividad que juzgaron si cada uno de ellos estaba relacionado con la AP, AR o no era específico. Los 4 ítems con mayor acuerdo en AP y AR (superior en todo caso al 85%) fueron los seleccionados para formar parte del cuestionario. De este modo el cuestionario lo formaron 8 ítems (véase

tabla 1) a los que el profesor debe responder mediante una escala Likert de 4 puntos (1= Nunca/Casi nunca; 2= A veces; 3= A menudo; 4= Siempre/Casi siempre) sobre la frecuencia con que cada comportamiento está presente en el niño evaluado. Aunque el cuestionario original de Dodge y Coie (1987) alcanzaba una fiabilidad satisfactoria con tan solo 3 ítems por factor, se decidió desarrollar inicialmente el instrumento con 4 ítems por factor dado que aunque un modelo bidimensional con tres ítems por factor está justamente identificado en el caso de factores correlacionados, se recomienda un mínimo de cuatro variables por factor para obtener estimaciones estables y poder evaluar la bondad de ajuste (Mulaik, 1972). Por otra parte, en el caso de utilizar tan solo tres ítems por factor, si alguno de los mismos hubiera presentado un comportamiento poco satisfactorio que recomendara eliminarlo no se podría valorar el modelo bidimensional. De este modo, se pretende conseguir unas escalas con el mínimo número de ítems posibles pero que permitan la valoración de un modelo bidimensional.

El análisis de datos se llevó a cabo utilizando los programas SPSS 15.0 y FACTOR 7.2 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006). La utilización del programa FACTOR para el análisis factorial exploratorio se debe a la posibilidad del mismo de llevar a cabo el análisis utilizando matrices de correlación policóricas y por que proporciona diversos análisis como el análisis paralelo que no están disponibles en el SPSS.

Procedimiento

Los cuestionarios fueron cumplimentados de forma voluntaria por el profesor tutor de cada niño. Todos los profesores contactados ($N= 39$) completaron los cuestionarios. Junto con esta información se solicitó al profesor que evaluara el rendimiento académico del alumno en una escala de 1 a 5 puntos (1= Muy inferior a la media ; 5= Muy superior a la media). Esta información sobre el rendimiento académico se utilizó como criterio externo dado que la agresividad en niños y adolescentes suele estar negativamente relacionada con el rendimiento académico (Morales-Vives, 2007).

Resultados

En primer lugar, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio sobre la matriz de correlaciones policóricas con el fin de determinar la estructura factorial del cuestionario. Dado que el coeficiente multivariado de curtosis mostró la ausencia de normalidad multivariante ($M_c= 131$, $z= 33.98$ $p<0.01$) se utilizó como método de extracción el de mínimos cuadrados no ponderados, pues es preferible en este tipo de situaciones. La prueba de esfericidad de Barlett fue significativa ($\chi^2= 1969$, $p<0.01$), obteniéndose un índice Kaiser-Meyer-Olkin de 0.898, lo cual señaló la adecuación de los datos para la aplicación de un análisis factorial.

La figura 1 muestra los autovalores correspondientes a los factores obtenidos. Puede observarse que tanto aplicando el criterio de Kaiser, como el scree-test o el análisis paralelo, el número de factores recomendados son 2, por lo que se aceptó una solución bifactorial que explicó el 78% de la varianza.

Con el objetivo de obtener una solución factorial simple se utilizó el método de rotación Promin (Lorenzo-Seva, 1999), el cual tiende a obtener una solución lo más simple posible incluso en aquellos casos en que alguno de los ítems muestre una estructura compleja.

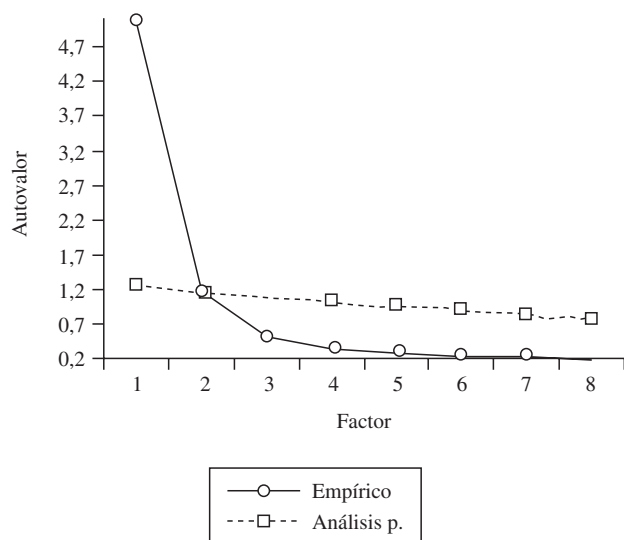


Figura 1. Representación gráfica del análisis paralelo

Número	Ítem	Proactiva	Reactiva	Media	D.T.	r _{it}
2	Utiliza la fuerza física para dominar	0.77	0.10	0.36	0.71	0.82
3	Amenaza a otros niños	0.86	0.07	0.35	0.65	0.89
6	Se pelea con otras pandillas o niños para impresionar a los demás	0.83	0.02	0.32	0.67	0.84
8	Hace daño a los demás para ganar un juego	0.90	-0.14	0.28	0.48	0.78
1	Se enfada cuando se le provoca	0.05	0.83	0.99	0.90	0.80
4	Se enfada mucho cuando se le corrige	0.19	0.53	0.53	0.78	0.62
5	Se enfada cuando le amenazan	-0.07	0.92	0.97	0.84	0.81
7	Cuando se meten con él, reacciona	-0.06	0.90	1.20	0.83	0.78
Autovalor		5.1	1.2			
% Varianza explicada		63.34	14.6			

La tabla 1 muestra la matriz de saturaciones de la solución factorial obtenida que permite identificar claramente los factores de AP y AR. Con el fin de evaluar el ajuste de esta solución, se calculó la raíz media cuadrática residual, obteniendo un valor RMSR= 0.0189 que indicó un buen ajuste, dado que en este caso el límite superior para considerar un ajuste aceptable según el criterio de Kelly es de 0.059. Por otra parte, un segundo análisis factorial forzando una solución unidimensional mostró que la misma no era aceptable (RMSR= 0.11).

Con el fin de evaluar la simplicidad de la solución factorial obtenida se utilizó el índice de Bentler de simplicidad (1977) según el cual valores cercanos a 1 señalan una máxima simplicidad de la solución obtenida. En nuestro caso un valor S= 0.99 indica una elevada simplicidad de la solución obtenida. Al igual que en estudios previos, se obtuvo una elevada correlación entre los factores (r= 0.673).

Una vez establecida la bidimensionalidad del cuestionario se llevaron a cabo dos análisis factoriales sobre los ítems que componían cada una de las escalas con el fin de estudiar su unidimensionalidad. En ambos casos tanto el análisis paralelo como el criterio de Kaiser señalaron la unidimensionalidad de las escalas, siendo el autovalor correspondiente al segundo factor claramente inferior a 1 (0.33 y 0.51 para AP y AR, respectivamente).

La tabla 2 muestra la fiabilidad de las escalas (α de Cronbach). Puede comprobarse que tanto las dos escalas de agresividad como la puntuación global del cuestionario muestran una elevada fiabilidad. Por lo que se refiere a las características de los ítems (véase tabla 1) éstos mostraron una falta de normalidad debida fundamentalmente a la presencia de un sesgo positivo en la mayoría de ellos que reflejaría la tendencia de los evaluadores a juzgar los comportamientos agresivos como poco frecuentes. Por otra parte, en todos los casos se encontró una elevada correlación ítem-total que puede venir en parte determinada por un efecto de método como consecuencia de la tendencia a adjudicar puntuaciones más o menos elevadas en función del profesor.

En la tabla 3 podemos observar los estadísticos descriptivos para las dos escalas y los valores correspondientes por sexos. Puede comprobarse cómo los niños obtuvieron puntuaciones significativamente superiores a las niñas. No obstante, cuando se compararon las puntuaciones en AR utilizando como covariante la AP la diferencia no fue significativa. De este modo las diferencias debidas al sexo pueden ser atribuidas al elevado componente físico de la AP.

Con el fin de analizar dicha co-ocurrencia se recodificaron las puntuaciones en ambos tipos de agresividad con tres puntos de corte equivalentes utilizando los centiles 33 y 66, de tal modo que cada individuo fue categorizado como alto, medio o bajo para cada tipo de agresividad. A continuación se realizó una tabla de contingencias cruzando ambas variables (véase tabla 4). Como puede comprobarse, efectivamente existe un elevado número de individuos con puntuaciones altas tanto en AP como en AR (42). Por el contrario, tan solo 2 individuos presentaron puntuaciones elevadas en AP y bajas en AR. Por otra parte, un número considerable de niños presentaron puntuaciones altas (24) o medias (58) en AR y bajas en AP. Estos resultados parecen indicar que aunque hay una elevada co-ocurrencia de ambos tipos de agresividad, existe un número relevante de niños que presentan tan solo niveles altos de AR, mientras que los niveles altos de AP casi siempre van acompañados de un nivel alto de AR.

Escala	α	Intervalo confianza 95%
Proactiva	0.908	0.889 - 0.925
Reactiva	0.898	0.877 - 0.915
Total	0.907	0.889 - 0.923

Escala	Total		Niños		Niñas		(p)
	Media	Desv.	Media	Desv.	Media	Desv.	
Proactiva	2.03	2.07	2.68	2.55	1.53	1.41	<0.01
Reactiva	4.67	3.00	5.54	3.28	3.99	2.56	<0.01

La tabla 5 muestra la matriz de correlaciones entre ambas escalas de agresividad y el rendimiento académico informado por los profesores tutores. Tal y como puede comprobarse, ambos tipos de agresividad están relacionados inversamente con el rendimiento académico. A pesar de que el rendimiento presenta una mayor relación con AP que con AR, ambas correlaciones no difieren significativamente ($z = 0.71$ $p > 0.05$).

Tabla 4
Co-ocurrencia de los dos tipos de agresividad

		Proactiva		
		Baja	Media	Alta
Reactiva	Baja	94	4	2
	Media	58	13	14
	Alta	24	16	42

Tabla 5
Matriz de correlaciones entre las escalas y el rendimiento académico informado por los profesores

	Proactiva	Reactiva	Rendimiento
Proactiva	–		
Reactiva	0.629**	–	
Rendimiento	-0.252**	-0.195**	–

** $p < 0.01$

Discusión y conclusiones

Los resultados expuestos anteriormente señalan la posible adecuación del cuestionario APR-m en la evaluación de la agresividad en niños dado que las escalas que conforman el cuestionario presentan una fiabilidad satisfactoria. Por otra parte, esta fiabilidad, tal y como se había planteado en los objetivos, se ha conseguido con un cuestionario compuesto de un número reducido de ítems.

Tal y como expusimos en la introducción, diversos estudios han discutido la conveniencia de proponer una estructura uni o bidimensional al evaluar la AP y la AR. El presente estudio parece apuntar hacia la adecuación de una estructura bidimensional por los siguientes motivos:

En primer lugar se han utilizado distintas técnicas para determinar el número de factores a extraer, apuntando todas ellas hacia una solución de dos factores que, por otra parte, presenta un buen ajuste y una elevada simplicidad.

En segundo lugar, a pesar de que existe una elevada co-ocurrencia de los dos tipos de agresividad, un elevado porcentaje de niños presenta niveles medios o elevados de AR conjuntamente con una baja AP. La utilización de una escala unidimensional no permitiría discriminar este grupo de niños que posiblemente puedan convertirse en una población de riesgo para los trastornos asociados a la AR, como pueden ser la victimización o la ansiedad social, así como para padecer procesos de bullying. Por otra parte, y a pesar de su baja frecuencia, sería interesante analizar si las relaciones encontradas entre AP, psicopatía y delincuencia en la edad adulta son más frecuentes en los niños que presentan la combinación de baja AR y alta AP, puesto que combinarían la utilización

de la agresividad como un medio para obtener un objetivo combinada con una baja reactividad emocional.

Finalmente, tal y como señalamos en la introducción, diversos estudios han mostrado que la AP y la AR en la niñez son predictores de distintas conductas desadaptadas en la adolescencia y en la edad adulta. Lógicamente, en futuras investigaciones debería estudiarse si esta capacidad predictiva diferencial también está presente en la escala que proponemos. Dichos estudios no podrían llevarse a cabo a partir de una escala unidimensional.

No obstante, una de las limitaciones del presente estudio es su naturaleza exploratoria, por lo que en futuras investigaciones sería conveniente llevar a cabo una validación de la estructura bifactorial propuesta en una nueva muestra mediante metodologías confirmatorias.

En relación a las diferencias encontradas al comparar las puntuaciones de niños y niñas, hemos observado cómo éstas se centran especialmente en la AP. Un análisis de los ítems que componen la escala AP nos muestra que tres de los cuatro hacen referencia a pelearse, hacer daño o utilizar la fuerza física. Como consecuencia esta escala está compuesta por ítems relacionados con la agresividad directa y más concretamente con la agresividad física, que es la más frecuente en la niñez (Björkqvist, 1994). Distintos estudios han mostrado que los niveles de agresividad en hombres y mujeres son equivalentes en prácticamente todos los tipos de agresividad, con la excepción de la agresividad física, que es sistemáticamente mayor en hombres (Buss y Perry, 1992; Bernstein y Gesn, 1997; Condon, Morales-Vives, Ferrando y Vigil-Colet, 2006). Estos resultados podrían explicar las diferencias encontradas entre niños y niñas en AP. Por otra parte hemos comprobado que las diferencias en AR vienen determinadas por su elevada relación con la AP.

La utilización de un criterio externo como el rendimiento académico, que habitualmente presenta una relación inversa baja o moderada con la agresividad, nos ha permitido aportar una primera evidencia en relación a la validez criterial del cuestionario que presentamos. No obstante, cabe señalar que el rendimiento académico ha sido determinado a partir de la apreciación de los tutores, por lo que en futuros estudios deberían verificarse estos resultados utilizando otros indicadores de rendimiento académico. Del mismo modo sería conveniente analizar las relaciones entre el APR-m y otros criterios que frecuentemente se encuentran asociados con la agresividad, como puede ser la impulsividad.

Finalmente, a pesar de que la mayoría de cuestionarios diseñados para evaluar la AP/AR son informados por profesores, recientemente Kempes, Matthys, Maassen, van Goozen y van Engeland (2006) han desarrollado un cuestionario para padres, obteniendo una estructura bifactorial que fue confirmada mediante AFC en una segunda muestra, presentando además una elevada fiabilidad. Partiendo de estos resultados consideramos que en el futuro sería interesante desarrollar una escala similar ya que podría aportar una puntuación complementaria a la del profesor, dado que al tener un mejor conocimiento del evaluado, podrían suplir el hecho que, en algunos casos, se basarían en una menor observación del niño interactuando con otros.

En este sentido creemos que el desarrollo de nuevas medidas complementarias mejoraría en gran medida la evaluación de la AP/AR en niños, dado que por una parte aportarían evidencias de validez convergente de los distintos instrumentos de medida y, por otra, eliminarían una de las principales limitaciones de este estudio que es la precisión de las evaluaciones realizadas por los profesores. En este sentido Kempes et al. (2005), han señalado que cuando se relacionan dichas evaluaciones con medidas observacionales de agresión se obtienen correlaciones bajas o moderadas.

El hecho de que los profesores en muchas ocasiones deban llevar a cabo sus evaluaciones sobre un número elevado de niños puede afectar a la precisión de las mismas, de tal modo que sería deseable una aproximación que implicara en la evaluación de la agresividad tanto a los profesores como a los padres, utilizando de forma complementaria medidas observacionales. En este sentido el presente estudio aportaría una herramienta apropiada para evaluar una de dichas facetas.

Agradecimientos

Esta investigación ha sido subvencionada por el Ministerio de Ciencia y Tecnología, proyecto número SEJ2005-09170-C04-04, con la colaboración del Fondo Europeo para el Desarrollo de las Regiones, por el Fondo de Investigaciones Sanitarias (PI07/0839) y por una beca de la Consejería de Universidades, Investigación e Innovación de la Generalitat de Catalunya (2005SSGR00017).

Referencias

- Andreu, J.M., Peña, M.E., y Graña, J.L. (2002). Adaptación psicométrica de la versión española del cuestionario de agresión. *Psicothema*, 14, 476-482.
- Bandura, A. (1973). *Aggression: A social learning analysis*. Englewood Cliffs, N.J. Prentice-Hall.
- Barker, E.D., Tremblay, R.E., Nagin, D.S., Vitaro, F., y Lacourse, E. (2006). Development of male proactive and reactive physical aggression during adolescence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 47, 783-790.
- Bentler, P.M. (1977). Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*, 59, 567-579.
- Berkowitz, L. (1990). On the formation and regulation of anger and aggression: A cognitive-neoassociationistic analysis. *American Psychologist*, 45, 494-503.
- Bernstein, I.H., y Gesn, P.R. (1997). On the dimensionality of the Buss/Perry aggression questionnaire. *Behavioral Research and Therapy*, 35, 563-568.
- Björkqvist, K. (1994). Sex differences in physical, verbal and indirect aggression: A review of recent research. *Sex Roles*, 30, 177-188.
- Brown, K., Atkins, M.S., Osborne, M.L., y Milnamow, M. (1996). A revised teacher rating scale for reactive and proactive aggression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 24, 473-480.
- Buss, A.H., y Perry, M.P. (1992). The aggression questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(3), 452-459.
- Camodeca, M., Goossens, F.A., Terwogt, M.M., y Schuengel, C. (2002). Bullying and victimization among school-age children: Stability and links to proactive and reactive aggression. *Social Development*, 11, 332-335.
- Cangas, C., Gázquez, J.J., Pérez-Fuentes, M.C., Padilla, D., y Miras, F. (2007). Evaluación de la violencia escolar y su afectación personal en una muestra de estudiantes europeos. *Psicothema*, 19, 114-119.
- Condon, L., Morales-Vives, F., Ferrando, P.J., y Vigil-Colet, A. (2006). Sex differences in the full and reduced versions of the aggression questionnaire: A question of differential item functioning? *European Journal of Psychological Assessment*, 22, 92-97.
- Connor, D.F., Steingard, R.J., Anderson, J.J., y Melloni R.H. (2003). Gender differences in reactive and proactive aggression. *Child Psychiatry and Human Development*, 33, 279-294.
- Dodge, K.A. (1991). The structure and function of reactive and proactive aggression. En D.J. Pepler y K.H. Rubin (Eds.): *The development and treatment of childhood aggression* (pp. 201-218). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Dodge, K.A., y Coie, J.D. (1987). Social-information-processing factors in reactive and proactive aggression in children's peer groups. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 1146-1158.
- Fite, P.J., Colder, C.R., Lochman, J.E., y Wells, K.C. (2007). The relation between childhood proactive and reactive aggression and substance use initiation. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 36, 261-271.
- Hambleton, R.K. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. En R.K. Hambleton, P.F. Merenda y C. Spielberger (Eds.): *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). London. L.E.A.
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kempes, M., Matthys, W., de Vries, H., y van Engeland, H. (2005). Reactive and proactive aggression in children: A review of theory, findings and the relevance for child and adolescent psychiatry. *Eur Child Adolesc Psychiatry*, 14, 11-19.
- Kempes, M., Matthys, W., Maassen, G., van Goozen, E., y van Engeland, H. (2006). A parent questionnaire for distinguishing between reactive and proactive aggression in children. *Eur Child Adolesc Psychiatry*, 15, 38-45.
- Lattin, J., Carroll, D.J., y Green, P.E. (2003). *Analyzing multivariate data* (pp. 114-116). Pacific Grove, Duxbury Press.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365.
- Lorenzo-Seva, U., y Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers*, 38, 88-91.
- Morales-Vives, F. (2007). *El efecto de la impulsividad sobre la agresividad y sus consecuencias en el rendimiento de los adolescentes*. Tesis doctoral. Universidad Rovira i Virgili.
- Morales-Vives, F., Codorniu-Raga, M.J., y Vigil-Colet, A. (2005). Psychometric properties of the reduced versions of Buss and Perry's Aggression Questionnaire. *Psicothema*, 17, 96-100.
- Mulaik, S.A. (1972). *The foundations of factor analysis*. New York: McGraw-Hill.
- Ortega, R., y Monks, C. (2005). Agresividad injustificada entre preescolares. *Psicothema*, 17, 453-458.
- Polman, H., Orobio de Castro, B., Koops, W., van Boxtel, H.W., y Merk, W.W. (2007). A meta-analysis of the distinction between reactive and proactive aggression in children and adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 35, 522-535.
- Poulin, F., y Boivin, M. (2000). Reactive and proactive aggression: Evidence of a two-factor model. *Psychological Assessment*, 12, 115-122.
- Raine, A., Dodge, K., Loeber, R., Gatzke-Kopp, L., Lynam, D., Reynolds, C., Stouthamer-Loeber, M., y Jianghong, L. (2006). The reactive-proactive aggression questionnaire: Differential correlates of reactive and proactive aggression in adolescent boys. *Aggressive Behavior*, 32, 159-171.
- Salmivalli, C., y Nieminen, E. (2002). Proactive and reactive aggression among school bullies, victims and bully-victims. *Aggressive Behavior*, 28, 30-44.
- Santisteban, C., Alvarado, J.M., y Recio, P. (2007). Evaluation of a Spanish version of the Buss and Perry aggression questionnaire: Some personal and situational factors related to the aggression scores of young subjects. *Personality and Individual Differences*, 42, 1453-1462.
- Salmivalli, C., y Helteenvuori, T. (2007). Reactive, but not proactive aggression predicts victimization among boys. *Aggressive Behavior*, 33, 198-206.
- Vitaro, F., Gendreau, P.L., Tremblay, R.E., y Oligny, P. (1998). Reactive and proactive aggression differentially predict later conduct problems. *Journal of Child Psychological Psychiatry*, 39, 377-385.



IV. The factorial structure of the 41-item version of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a Spanish population of 8 to 12 years-olds.



The factorial structure of the 41-item version of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a Spanish population of 8 to 12 years-old¹

Andreu Vigil-Colet² (*Universidad Rovira i Virgili, Spain*),
Josepa Canals (*Universidad Rovira i Virgili, Spain*),
Sandra Cosí (*Universidad Rovira i Virgili, Spain*),
Urbano Lorenzo-Seva (*Universidad Rovira i Virgili, Spain*),
Pere Joan Ferrando (*Universidad Rovira i Virgili, Spain*),
Carmen Hernández-Martínez (*Universidad Rovira i Virgili, Spain*),
Claustra Jané (*Universidad Autònoma de Barcelona, Spain*),
Ferran Viñas (*Universidad de Girona, Spain*), and
Edelmira Doménech (*Universidad Autònoma de Barcelona, Spain*)

ABSTRACT. On this instrumental study we intend to analyse the factorial structure of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a Spanish sample using exploratory and confirmatory factorial analysis. As a second objective we intend to develop a short form of it for rapid screening and, finally, to analyze the reliabilities of both questionnaires. The SCARED was administered to a community sample of 1,508 children aged between 8 and 12 years. The sample was randomly split using half for the exploratory analysis and the other half for the confirmatory study. Furthermore a reduced version of the SCARED was developed using the Schmid-Leiman procedure. Exploratory Factor Analysis yielded a four factor structure comprised of Somatic/panic, Generalized anxiety, Separation anxiety and Social phobia factors.

¹ This research was partially supported by a grant from the Catalan Ministry of Universities, Research and the Information Society (2005SGR00017) and by two grants of the “Fondo de Investigaciones Sanitarias» (PI07/0839 and PI04/0978), Spanish Ministry of Health and Consumption.

² Correspondence: Research Center for Behavior Assessment. Dept. Psicología. Universidad Rovira i Virgili. Ctra. de Valls, s/n. 43007 Tarragona (España). E-mail: andreu.vigil@urv.cat

This structure was confirmed using Confirmatory Factor Analysis. The four factors, the full scale and the short scale showed good reliabilities. The results obtained seem to indicate that the Spanish version of the SCARED has good internal consistency, and along with other recent results, has a structure of four related factors that replicates the dimensions proposed for anxiety disorders by the DSM-IV-TR.

KEYWORDS. Anxiety assessment. Anxiety disorders. Anxiety screening. Instrumental study.

RESUMEN. El presente estudio instrumental pretende analizar la estructura factorial del *Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED)* en una muestra española utilizando tanto análisis factorial exploratorio como confirmatorio. Como objetivo secundario se pretende desarrollar una versión reducida utilizable como instrumento de cribaje y, finalmente, analizar las propiedades psicométricas de ambos cuestionarios. El *SCARED* fue administrado a una muestra comunitaria de 1.508 niños de entre 8 y 12 años. Dicha muestra fue subdividida de forma aleatoria utilizando la primera mitad para el análisis exploratorio y la segunda para el confirmatorio. Además se desarrolló una versión reducida utilizando el procedimiento de Schmid-Leiman. El análisis factorial exploratorio reveló una estructura de 4 factores: *Somático/pánico, Ansiedad generalizada, Ansiedad de separación y Fobia social*. Esta estructura fue confirmada mediante el análisis factorial confirmatorio. Los cuatro factores, la escala completa y la escala reducida mostraron fiabilidades satisfactorias. Los resultados obtenidos parecen indicar que la versión española del *SCARED*, al igual que algunos estudios recientes, presenta una estructura de cuatro factores relacionados que replican las dimensiones propuestas para los trastornos de ansiedad del DSM-IV-TR.

PALABRAS CLAVE. Evaluación de la ansiedad. Trastornos de ansiedad. Cribaje de la ansiedad. Estudio instrumental.

Several epidemiological studies indicate that anxiety disorders are one of the most prevalent categories of psychopathology among children and adolescents (American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 1997; Anderson, Williams, Mc Gee, and Silva, 1987; Ollendick, King, and Muris, 2002; Spence, 1998). Available data from the community suggest that 2.8% to 27% of children and adolescent might be affected by some form of broadly conceptualized anxiety disorder (Costello, Egger, and Angold, 2005; Costello, Mustillo, Erlanki, Keeler, and Angold, 2003; Krain *et al.*, 2007) and half of these estimates put the figure above 10% (Costello and Angold, 1995). Separation anxiety disorder (SAD), generalized disorder (GAD), and specific phobias seemed to be the most common anxiety disorders in childhood (Bernstein, Borchardt, and Perwien, 1996).

Anxiety disorders, as with other internalizing disorders, are often underdiagnosed, because anxious children do not cause problems. However, there are reasons why it is important to identify childhood anxiety disorders: their relation to psychosocial difficulties,

(Brent *et al.*, 1998; Clarke, Hops, Lewinsohn, and Andrews, 1992; Messer and Beidel, 1994), the risk of developing other comorbid psychiatric disorders (Curry and Murphy, 1995; Thapar and McGuffin, 1997) and their continuity into adulthood (Keller *et al.*, 1992; Pfeffer, Lipkins, Plutchik, and Mizruchi, 1988). Taking into account the high prevalence and the negative consequences of childhood anxiety disorders, Birmaher *et al.* (1997) pointed out that a reliable and valid self-reported instrument needed to be developed to screen anxiety disorders symptoms and to provide diagnostic information about the different types of anxiety disorders. For this reason they developed the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED).

The SCARED is a 38 item self-report questionnaire. According to its authors, it measures five child and adolescent symptom dimensions, specifically: SAD, GAD, panic disorder (PD), social phobia symptoms (SP) and school anxiety. Due to the difficulties in discriminating between the social phobia factor and other anxiety disorders, Birmaher *et al.* (1999) re-examined the questionnaire adding three new items for SP, thus developing the final 41-item version of the SCARED (Birmaher *et al.*, 1999). Several studies have shown that SCARED is reliable, most of them obtained reliabilities in the range $\alpha = .70 - .85$ depending upon the scale, and showed good convergent validity when it was related to other anxiety scales such as the State-Trait Anxiety Inventory for Children or the Revised Children's Manifest Anxiety Scale (Birmaher *et al.*, 1999; Boyd, Ginsburg, Lambert, Cooley, and Campbell, 2003; Hale, Raaijmakers, Muris, and Meeus, 2005; Muris, Merckelbach, Gadet, and Meesters, 2000; Muris, Merckelbach, Ollendick, King, and Bogie, 2002; Wren *et al.*, 2007; Wren, Bridge, and Birmaher, 2004). Thus, a sufficient number of studies have given support to the reliability and validity of the SCARED.

Referring to the factorial structure of SCARED, the seminal papers of Birmaher *et al.* (1997, 1999) reported a five factor structure, but other studies, such as Boyd *et al.* (2003) or Wren *et al.* (2007), found in the first case a four factor structure, the school phobia factor being integrated into the generalized anxiety factor, and a three factor structure in the second case. In Birmaher *et al.*'s original paper in 1997, four of the anxiety scales represented anxiety disorders corresponding to DSM categories. The fifth, the school phobia scale, according to Birmaher *et al.* (1997), could be best considered as a separate anxiety category.

Analyzing the revised 66 item version of SCARED (SCARED-R) developed by Muris, Merckelbach, Schmidt, and Mayer (1999), they reported a unidimensional solution, only finding other subscales when the factorial analysis was performed on parts of the SCARED-R. The same authors analyzed the initial 38 items version of SCARED finding also a strong first factor, although a confirmatory factorial analysis (CFA) reported a good fit for a five factors solution. Nevertheless, other CFA analyses performed on the SCARED showed a bad fit with the five factors solution and a good fit for both one and five factors solutions (Boyd *et al.*, 2003; Hale *et al.*, 2005).

The empirical evidence on its internal structure is one of the key aspects in test selection in psychological research (Carretero-Dios and Pérez, 2007). Given the diversity of factorial structures reported for the SCARED, we believe that some methodological issues must be studied if the lack of consensus on the factorial structure is to be

explained and the internal structure of SCARED determined. To begin with, most of the structures have used principal components analysis as the extraction method including both the seminal papers by Birmaher *et al.* (1997, 1999) and more recent studies such as those by Linyan, Kai, Fang, Yi, and Xueping (2008) and Muris *et al.* (2006). This method is questionable when, as in this case, a latent variable is intended to explain the relationships between the items. Furthermore, most of the exploratory factor analysis (EFA) studies have applied an orthogonal rotation which is only appropriate when the different factors are supposed to be independent. It seems difficult to suppose that different factors related to anxiety disorders are totally independent. There are three more facts that question this independence. One refers to the fact that those CFAs which reported a good fit with the five factor structure tested models with correlated factors. The second refers to the high internal consistencies reported for the full scale of the SCARED (around $\alpha = .90$), which are difficult to reach if the items implied in the scale belong to five independent subscales. Thirdly, many studies analyzing the factorial structure of the SCARED have found that the first factor to be extracted explains much more variance than the other factors, which may indicate the presence of an overall factor that explains the relationships between the subscales. Moreover, most of the EFA have been done using product moment correlations when, usually, a 3-point response format, such as the SCARED format, implies that the distribution of the items is usually non-normal, with asymmetric distribution and/or with an excess of kurtosis. In these cases polychoric correlation instead of Pearson correlation is advised (Muthén and Kaplan, 1992).

From the point of view of the sample size, some studies analysed moderate or large samples (around 500 individuals) whereas others analyzed small samples (around 200 individuals) and so do not provide a stable solution for a questionnaire of 41 items. Furthermore, when CFA has been performed, the sample sizes meant they could not be split in order to test the structure found by EFA in a different sample. Thus, the structure found in CFA may be contaminated by the characteristics of the sample used in the EFA. Finally, as Ferrando and Lorenzo-Seva (2000) pointed out, when personality or psychopathology questionnaires obtained by EFA are tested using CFA, the model proposed is usually rejected, although a series of different exploratory studies have previously replicated the same factorial structure. This case is especially usual in multidimensional questionnaires with a moderate or high number of items in each subscale. In these cases they propose that unrestricted models are more appropriate for testing the model fit in CFA. Moreover, children are less accurate than adults in assessing their own behaviours so less restrictive models are more suitable than restrictive ones.

The purpose of the present research, which may be considered an instrumental study according to Montero and León's (2007) research classification, is to analyze the factorial structure of the SCARED in a sample sufficiently large so as to allow it to be split into two subsamples, one for the EFA and the other for the CFA. In the first subsample an EFA analysis using polychoric correlations and oblique rotation procedures will be performed. Results obtained will be confirmed with a restricted CFA in the second subsample. On the other hand, we expect that the different subscales of the SCARED

are not independent, therefore we expect there is a second order factor that explains the interrelationships between them. To test this we will introduce a second order factor in the CFA to evaluate this possibility. If we find this structure of correlated factors we think that it may be useful for developing a short form of the SCARED choosing the items that are more closely related to the overall factor. We think that such a short form may be useful as a fast screening test for anxiety disorders. Finally, previous research has shown that anxiety is related to sex and age. In this respect, females have a higher risk of anxiety disorder symptoms while age is related to a decrease in separation anxiety and an increase in generalized anxiety in early childhood (Essau, Muris, and Ederer, 2002; Hale *et al.*, 2005; Wren *et al.*, 2007). Taking into account these results, we will test whether these age and sex differences are also found in the Spanish version of SCARED.

Method

Participants

The participants were 1,508 children (720 boys and 788 girls) aged between 8 and 12 years with a mean of 10.23 years ($SD = 1.23$). A total of 41% of the children belonged to families of a low socio-economic status, 39% to families of medium socio-economic status, and 20% to families of high socio-economic status. The children came from thirteen primary schools in Reus (Spain) which were chosen randomly from the state schools and state-subsidized private schools in the town. Reus is a medium-sized town of 100.000 habitants. The questionnaires of 18 children were excluded due to missing data in the test. The sample was then randomly split into two subsamples of 745 participants. The first consisted of 351 boys and 394 girls with a mean age of 10 years ($SD = 1.17$) and the second consisted of 359 boys and 386 girls with a mean of 10.26 years ($SD = 1.29$). Neither age ($t_{1488} = 1.02$; $p > .05$) nor sex rates ($\chi^2_1 = 2.42$; $p > .05$) differed across subsamples.

Instruments

The SCARED is a self-report questionnaire assessing anxiety disorder symptoms in children and adolescents from 8 to 18 years old. The scale is composed of 41-items and children are asked the frequency of each symptom on a 3-point-scale: 0 (*Almost never*), 1 (*Sometimes*), and 2 (*Often*). The Spanish version of the SCARED was developed using the back-translation method described by Hambleton (2005). The original items were first translated from English into Spanish by an English native speaker. The manuscript was independently translated back into English by another English native speaker. The original and back-translated versions were compared by the translators and two members of the research team who did not find significant differences between back-translations and the original versions.

Data analysis was performed using the software SPSS 15, LISREL 8.5 and FACTOR 7.2.

Procedure

The children who participated in this study completed the SCARED in their classrooms. Professional child psychologists gave the instructions on how to answer the test and helped them during the session. Before the study their parents received a letter which informed them about the study and they gave written informed consent. A total of 80% of the parents gave their consent and agreed to participate.

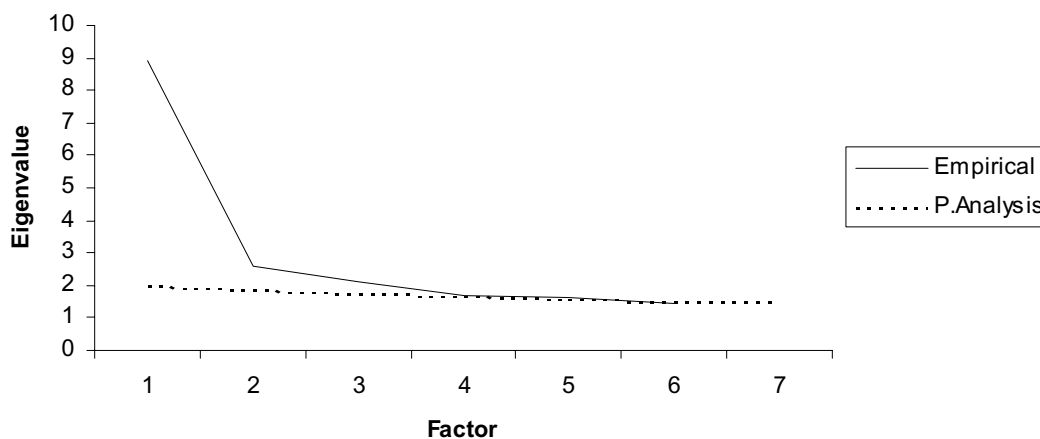
Results

Exploratory Factor Analysis

EFA was performed using the half of the total sample ($n = 745$). Analysis was performed using the software FACTOR 7.2 (Lorenzo-Seva and Ferrando, 2006) because software such as SPSS only allows the use of Pearson correlation matrixes. The loadings on the second order factor which was used to develop the short version of SCARED were computed using the hierarchical factor analysis developed by Schmid and Leiman (1957).

Taking into account that 29 items showed skeweness or kurtosis greater than one in absolute values, we did the EFA using polychoric correlations. The value of the Kaiser-Meyer-Olkin index was .80, so we concluded that the correlation matrix was suitable for factor analysis. The multivariate kurtosis coefficient was 2070.152 ($Z = 70.59$; $p < .001$). In this situation a factor analysis method that assumes normal multivariate distribution is not advisable. For this reason we chose Unweighted Least Squares as the factor extraction method. The scree test (Cattell, 1966) shown in Figure 1 suggested that four dimensions underlay the data. Parallel analysis (Lattin, Carroll, and Green, 2003) was also computed (see Figure 1). The test again indicated that four dimensions underlay the correlation matrix, so the inventory could be considered to be four dimensional.

FIGURE 1. Scree plot and parallel analysis for factor analysis.



To obtain a rotated solution we used direct oblimin procedure, so an oblique rotation procedure was applied. The four factors obtained after rotation were those initially proposed by Birmaher *et al.* (1997) related to the DSM-IV classification of anxiety disorders: *Panic/somatic*, *Generalized anxiety*, *Separation anxiety*, and *Social phobia*. Nevertheless the items of the school phobia factor did not load on a single factor, their loadings being spread across the remaining four factors. As Table 1 shows, most of the intercorrelations between the factors were moderate or high which indicates that these measures are not independent and that their relationships may be due to a second order factor.

TABLE 1. Correlation matrix between factors.

	<i>Somatic/Panic</i>	<i>Social Phobia</i>	<i>General</i>	<i>Separation Anxiety</i>
Somatic/panic	-			
Social phobia	.01	-		
General	.48	.17	-	
Separation anxiety	.49	.26	.44	-

Although scree-test and parallel analysis advised a 4-factor solution, we also tested a 5-factor solution to determine the possible presence of a school phobia factor. When this solution was tested we found a fifth factor related to school phobia, but this factor was highly related to the somatic-panic factor ($r = .70$) which makes it difficult to consider it as a separate factor.

Confirmatory Factor Analysis

CFA was performed using the software LISREL 8.5 on the second half of the sample ($n = 745$). The restricted model was specified by means of two marker variables which define recognizable factors. Usually these variables are items that show high loadings in the specified factor and low or null loadings in the others (Cattell, 1988). For this purpose the two items with highest loadings in each factor (and loadings below 0.20 in the other factors) in the EFA were used as markers of each factor. The remaining items are left free to load on every factor. A second order factor was introduced to explain the relationships between primary factors.

To perform the restricted CFA we use the two items with highest loadings on each factor in the EFA as marker items in the CFA. These items were 27 and 38 for the somatic/panic factor, 26 and 32 for the social phobia factor, 21 and 35 for the generalised anxiety factor, and finally, 4 and 13 for the separation phobia factor. Furthermore we specified a second order factor of general anxiety.

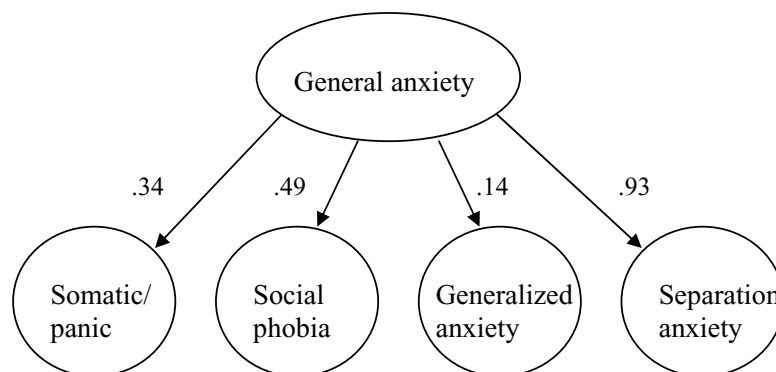
The CFA was performed using the Unweighted Least Squares (ULS) procedure, which does not assume a multivariate normal distribution. As the Chi-square is not applicable to the ULS method, we used $\hat{\chi}^2$ indexes. The goodness of fit statistics showed that the data of the second sample fitted quite well to the four-factor structure proposed ($RMSEA = .04$ [.037 – .043]; $NFI = .96$; $CFI = .98$; $GFI = .98$; $AGFI = .97$). Table 2 shows the loadings of the items for the restricted factor solution with the four factors

proposed. In addition, Figure 2 shows the path diagram for the first and second order factors.

TABLE 2. Restricted factor solution for the SCARED items and Schmid-Leiman loadings for second order factor (10 greatest loadings in bold).

Item	Factor				
	Somatic/ panic	Social phobia	Generalized anxiety	Separation anxiety	Second order
1. When I feel frightened, it is hard to breathe.	.57				.54
6. When I get frightened, I feel like passing out.	.50				.52
12. When I get frightened, I feel like I am going crazy.	.43				.61
15. When I get frightened, I feel like things are not real.	.34				.51
18. When I get frightened, my heart beats fast.	.27				.40
19. I get shaky.	.33				.52
22. When I get frightened, I sweat a lot.	.43				.39
24. I get really frightened for no reason at all.	.32				.51
27. When I get frightened, I feel like I am choking.	.65				.60
34. When I get frightened, I feel like throwing up.	.47				.53
36. I am scared to go to school.	.26				.52
38. When I get frightened, I feel dizzy.	.62				.58
3. I don't like to be with people I don't know well.		.22			.07
10. I feel nervous with people I don't know well.		.24			.32
26. It is hard for me to talk with people I don't know well.		.58			.23
32. I feel shy with people I don't know well.		.71			.22
39. I feel nervous when I am with other children or adults and I have to do something while they watch me		.27			.41
40. I feel nervous when I am going to parties, dances, or any place where there will be people that I don't know well.		.31			.37
41. I am shy.		.52			.24
5. I worry about other people liking me.			.24		.37
14. I worry about being as good as other kids.			.25		.19
21. I worry about things working out for me.			.63		.36
23. I am a worrier.			.41		.39
28. People tell me that I worry too much.			.29		.38
31. I worry that something bad might happen to my parents.			.30	.37	.40
33. I worry about what is going to happen in the future.			.38		.20
35. I worry about how well I do things.			.69		.39
37. I worry about things that have already happened.			.29		.40
2. I get headaches when I am at school.				.30	.41
4. I get scared if I sleep away from home.				.42	.34
7. I am nervous.				.31	.13
8. I follow my mother or father wherever they go.				.14	.39
9. People tell me that I look nervous.				.35	.43
11. I get stomachaches at school.				.25	.47
13. I worry about sleeping alone.				.47	.46
16. I have nightmares about something bad happening to my parents.				.60	.55
17. I worry about going to school.				.32	.49
20. I have nightmares about something bad happening to me.				.56	.56
25. I am afraid to be alone in the house.				.39	.46
29. I don't like to be away from my family.				.28	.31
30. I am afraid of having anxiety (or panic) attacks.				.29	.52

FIGURE 2. Path diagram for first and second order factors.



Taking into account previous literature, we also tested two alternative models: the unidimensional model and the five-factor model. Both the unidimensional model ($RMSEA = .061$ [.058 - .063]; $NFI = .80$; $CFI = .85$; $GFI = .84$; $AGFI = .82$) and the five-factor model ($RMSEA = .055$ [.053 - .058]; $NFI = .84$; $CFI = .88$; $GFI = .88$; $AGFI = .84$) gave a poorer fit than the proposed four-factor model.

Invariance of the data structure for both genders was assessed in a general way by testing the hypothesis of equal covariance matrices in both groups. Assessment of this hypothesis is relatively simple, and can be carried out with a standard SEM package by testing a factor-analytic model in which: a) the number of factors is specified to be the same as the number of variables; b) the pattern loading matrix is identity, and c) the residual covariance matrix is a null matrix. With these restrictions, the hypothesis of invariant covariance matrices is assessed by testing the equality of the inter-factor covariance matrices. Acceptance of this hypothesis means that any factorial model that involves these matrices can be considered to be invariant in both genders and, therefore, justifies the joint analysis of the male and female data as belonging to a single group.

In the present case, the invariant-covariance model had a rather good fit, more so taking into account the power of the goodness-of-fit statistics when both the sample and the model are very big. The value of the chi-squared goodness-of-fit statistic was 1,162 with 861 associated degrees of freedom. The point estimated value of the $RMSEA$ was .02 and the corresponding 90% confidence interval was (.018 - .028). Finally the values of the γ - GFI and the TLI - $NNFI$ goodness-of-fit statistics were .98 and .97, respectively. Therefore, it seems reasonable to assume that the structure of the data is essentially the same in both genders, so all the respondents can be considered to belong to a single group.

Table 2 shows the loadings of the SCARED items on the second order factor developed by the Schmid-Leiman method. We developed this short version by choosing the ten items with highest loadings in this overall anxiety factor. As can be seen, the chosen items for the short version of the SCARED belonged to the *Somatic/panic* factor (7 items) and the *Separation anxiety* factor (3 items).

Reliabilities and descriptive statistics of the resulting scales

Table 3 shows reliability coefficients (α) for the full scale, the short scale and the subscales of SCARED. As can be seen all the measures showed sufficient or good reliabilities, with them being especially high for the two overall measures (full and short scales) and for the somatic/panic factor.

TABLE 3. Reliabilities (α) for the four scales, the short version and the total score of SCARED (Interval confidence for reliabilities at a 95% level between brackets).

<i>Scale</i>	<i>Reliability</i>
Somatic/panic	.78 (.765 - .798)
Social phobia	.69 (.673 - .720)
Generalized anxiety	.69 (.672 - .718)
Separation anxiety	.70 (.687 - .730)
Full scale	.86 (.857 - .877)
Short version	.78 (.763 - .796)

Table 4 shows the descriptive statistics for the full scale and the four scales of the SCARED proposed by the CFA solution across gender and age levels. We performed a factorial analysis of variance with gender and age as factors for the full scale and the four scales of SCARED. The analysis was performed in the 9-12 age range because there were very few 8-year-old children ($n = 8$), which means that it is not recommendable to include them in a factorial analysis of variance.

Gender had a significant effect ($p < .01$) on the full scale and on the social phobia ($\eta^2 = .013$), generalised anxiety ($\eta^2 = .007$) and separation anxiety ($\eta^2 = .006$) scales. In all cases we obtained small effect sizes and girls scored higher than boys. The age factor was significant only for the generalised anxiety and the separation anxiety scales ($p < 0.01$; $\eta^2 = .018$). Finally, no age by gender interaction was significant.

TABLE 4. Descriptive statistics for the full scale and subscales of SCARED across gender and age levels.

	<i>Age</i>	<i>Full scale</i>		<i>Somatic/panic</i>		<i>Social phobia</i>		<i>Generalised anxiety</i>		<i>Separation anxiety</i>	
		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Boys	9	23.32	11.97	4.04	3.91	5.25	2.99	6.67	3.84	6.55	4.09
	10	23.12	10.78	3.84	3.86	5.40	3.02	6.96	3.32	6.02	3.66
	11	23.46	10.30	3.81	3.10	5.76	2.90	7.48	3.35	5.54	3.43
	12	21.86	9.22	3.78	3.52	5.62	2.93	6.75	3.17	4.98	2.83
	Total	23.17	10.76	3.87	3.59	5.51	2.96	7.06	3.45	5.88	3.64
Girls	9	25.98	9.50	4.41	3.48	6.56	2.81	6.98	3.03	7.14	3.55
	10	25.61	10.46	4.17	3.75	6.34	2.82	7.60	3.31	6.59	3.41
	11	25.16	9.90	4.00	3.40	6.16	2.95	8.04	3.46	6.07	3.23
	12	23.57	9.20	3.40	2.78	6.08	2.80	7.68	3.22	5.46	3.12
	Total	25.36	9.94	4.10	3.50	6.31	2.86	7.61	3.31	6.44	3.39

TABLE 4. Descriptive statistics for the full scale and subscales of SCARED across gender and age levels (cont.).

	Age	Full scale		Somatic/panic		Social phobia		Generalised anxiety		Separation anxiety	
		M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
Total	9	24.71	10.81	4.24	3.69	5.93	2.97	6.83	3.43	6.86	3.82
	10	24.45	10.67	4.01	3.81	5.90	2.95	7.30	3.33	6.32	3.54
	11	24.32	10.12	3.91	3.26	5.96	2.93	7.76	3.41	5.81	3.34
	12	22.77	9.21	3.58	3.14	5.87	2.86	7.24	3.22	5.24	2.99
Total		24.31	10.40	3.99	3.54	5.93	2.93	7.34	3.39	6.17	3.53

Discussion

The results obtained using both EFA and CFA seem to indicate that the structure that best fits the SCARED is the one with four related factors. This structure is quite similar to the one reported by Wren *et al.* (2007), the school phobia factor being distributed across the remaining factors, with the result that the resulting structure replicates quite well the four anxiety disorder categories proposed by the DSM-IV-TR. Furthermore, three of the factors (*Somatic/panic*, *Separation anxiety* and *Generalized anxiety*) were closely related to each other, while the social phobia factor was not as closely related.

The model proposed in the CFA shows the existence of an overall anxiety factor that may explain the interrelationships between the factors. This factor may also explain why the first extracted factor of the SCARED and the SCARED-R usually accounts for much more variance than the remaining factors (Muris *et al.*, 1999). Taking this into account, we tried to develop a short version of the SCARED that allows a quick screening procedure. This version has been developed choosing the items with highest loadings in the overall anxiety second order factor and shows a good internal consistency. This is not the first attempt to develop a short scale for the SCARED. Birmaher *et al.* (1999) developed a 5-items (one for each factor) version using discriminant analysis where they kept the items with highest discrimination values between anxious and non-anxious children whilst imposing the restriction that all SCARED scales should be represented. We think that our procedure it is preferable because if the purpose is to develop an instrument that represents an overall index of anxiety disorders it is better to choose the items in terms of their loadings as an overall factor and not take into account the restriction of the primary factor to which they belong. Furthermore, it is difficult to reach a sufficient internal consistency with such a short scale (5 items), in fact, when the short scale proposed by (Birmaher *et al.*, 1999) was tested with our data its internal consistency was very poor ($\alpha = .43$). Nevertheless, further research is needed in order to establish the sensitivity and specificity of the short scale in discriminating between anxious and non-anxious children.

Referring to the reliabilities of the Spanish version of SCARED, both the full scale and the specific scales showed good or sufficient ones, especially in the case of the

full scale and the somatic/panic scale. Although the reliabilities are sufficient in all cases, it should be noted that they were similar or slightly lower than the ones reported in previous studies, such as those of Birmaher *et al.* (1999), or Muris *et al.* (1999). However, most of them included adolescents in the samples whereas our data was obtained from children, which may explain the decrease in reliability on certain scales. A study with a similar age range (Essau *et al.*, 2002) obtained similar internal consistencies to the ones reported in our study.

The results relating gender and SCARED scores showed that girls tend to have higher anxiety levels than boys. This result has been reported in previous research and has been related to the higher risk of anxiety disorder symptoms in females. In the same way results for age are also coherent with previous research which has found that age is related to a decrease in separation anxiety and with an increase in generalized anxiety in the early childhood. It is worth mentioning the absence of significant interactions between age and gender, that is, the differences in anxiety symptoms between boys and girls are stable across the 9 to 12 year-old range. This is an important issue because although gender differences in personality traits related to anxiety such as neuroticism do not emerge until the early adolescence, the differences in anxiety symptoms are present before this moment (Canals, Vigil-Colet, Chico, and Marti-Hennenberg, 2005). It has to be noted that the results reported above have been obtained from a sample of 8 to 12 year olds so we can only establish the validity of the results for this part of the population and further research will have to analyse if this factorial structure is also valid for adolescents.

Finally the study presented above has some limitations that should be addressed in future research. Firstly, self-reports are not as frequently used with children as with adults because it is assumed that children are less accurate at assessing their own behaviours, so although the self-report version of SCARED gives relevant information to diagnose anxiety disorders it should be complemented with other sources of information, such as parents' or teachers' reports. It is important, then, to take into account the low relationships usually found between the self-report and the parent-report versions of SCARED with values between $r = .25$ and $r = .60$, which indicates at both types of questionnaires may give us complementary information (Birmaher *et al.* 1997; Muris *et al.* 1999; Wren *et al.* 2007). Further research should analyse the relationships of both forms of SCARED in the Spanish version and the possible effects of variables such as social desirability or acquiescence on how children and parents respond to SCARED. Secondly, further research should establish the convergent validity of SCARED using other self-reports of anxiety in children which have proved to be related to SCARED's original version: for example, Spence's Children Anxiety Scale, the State-Trait Anxiety Inventory for Children or the Revised Children's Manifest Anxiety Scale (Essau *et al.* 2002; Muris *et al.* 2002). Finally, a second stage of this research should establish the discriminant validity of both the Spanish version of SCARED and its reduced form, and their ability to screen anxiety disorders in children.

References

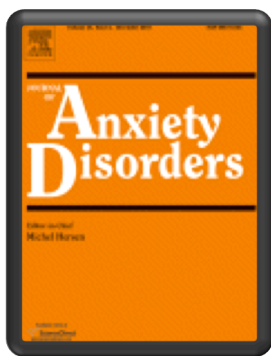
- American Academy of Child and Adolescent Psychiatry (1997). AACAP official action: Practice parameters for the assessment and treatment of children and adolescents with anxiety disorders. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 69S-84S.
- Anderson, J.C., Williams, S., McGee, R., and Silva, P.A. (1987). DSM-III Disorders in preadolescent children: Prevalence in a general sample from the general population. *Archives of General Psychiatry*, 44, 69-76.
- Bernstein, G.A., Borchardt, C.M., and Perwien, A.R. (1996). Anxiety disorders in children and adolescents: A review of the past 10 years. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 35, 1110-1119.
- Birmaher, B., Brent, D.A., Chiappetta, L., Bridge, J., Monga, S., and Baugher, M. (1999). Psychometric properties of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED): A replication study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 38, 1230-1236.
- Birmaher, B., Khetarpal, S., Brent, D., Cully, M., Balach, L., Kaufman, J., and Neer, S. (1997). The screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED): Scale construction and psychometric characteristics. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 545-553.
- Boyd, R.C., Ginsburg, G.S., Lambert, S.F., Cooley, M.R., and Campbell, K.D. (2003). Screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED): Psychometric properties in an african-american parochial high school sample. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 42, 1188-1196.
- Brent, D., Kolko, D.J., Birmaher, B., Baugher, M., Bridge, J., Roth, C., and Holder, D. (1998). Predictors of treatment efficacy in a clinical trial of three psychosocial treatments for adolescent depression. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 37, 906-914.
- Canals, J., Vigil-Colet, A., Chico, E., and Marti-Hennenberg, C. (2005). Personality changes during adolescence. *Personality and Individual Differences*, 39, 179-188.
- Carretero-Dios, H. and Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Cattell, R.B. (1966). The screen test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Cattell, R.B. (1988). The meaning and strategic use of factor analysis. In J.R. Nesselrode and R.B. Cattell (Eds.), *Handbook of experimental multivariate psychology* (pp. 131-203). New York. Plenum Press.
- Clarke, G., Hops, H., Lewinsohn, P.M., and Andrews, J. (1992). Cognitive-behavioral group treatment of adolescent depression: Prediction of outcome. *Behavior Therapy*, 23, 341-354.
- Costello, E.J. and Angold, A. (1995). Epidemiology. In J.S. March (Ed.), *Anxiety disorders in children and adolescents*. New York. Guilford Press.
- Costello, E.J., Egger, H.L., and Angold, A. (2005). The developmental epidemiology of anxiety disorders. Phenomenology, prevalence and comorbidity. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 14, 631-648.

- Costello, E.J., Mustillo, S., Erkanli, A., Keeler, G., and Angold, A. (2003). Prevalence and development of Psychiatric disorders in childhood and adolescence. *Archives of General Psychiatry*, *60*, 837-844.
- Curry, J.F. and Murphy, L.B. (1995). Comorbidity of anxiety disorders. In J.S. March (Ed.), *Anxiety disorders in children and adolescents* (pp. 301-317). New York: Guilford Press.
- Essau, C.A., Muris, P., and Ederer, E.E. (2002). Reliability and validity of the Spence Children's Anxiety Scale and the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders in German children. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *33*, 1-18.
- Ferrando, P.J. and Lorenzo-Seva, U. (2000). Unrestricted versus restricted factor analysis of multidimensional test items: Some aspects of the problem and some suggestions. *Psicológica*, *21*, 301-323.
- Hale, W.W., Raaijmakers, Q., Muris, P., and Meeus, W. (2005). Psychometric properties of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED) in the general adolescent population. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *44*, 283-290.
- Hambleton, R.K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R.K. Hambleton, P.F. Merenda, and C. Spielberger (Eds.) *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). London: L.E.A.
- Keller, M.B., Lavoie, P., Wunder, J., Beardslee, W.R., Schwartz, C.E., and Roth, J. (1992). Chronic course of anxiety disorders in children and adolescents. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *31*, 100-110.
- Krain, A.L., Ghaffari, M., Freeman, J., García, A., Leonard, H., and Pine, D. (2007). Anxiety disorders. In A. Martin and F.R. Volkmar (Eds.), *Lewis's Child and Adolescent Psychiatry: A comprehensive textbook* (pp. 538-547). New York: Lippincott Williams & Wilkins.
- Lattin, J., Carroll, D.J., and Green, P.E. (2003). *Analyzing multivariate data*. Pacific Grove: Duxbury Press.
- Linyan, S., Kai, W., Fang, F., Yi, S., and Xueping, G. (2008). Reliability and validity of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED) in Chinese children. *Journal of Anxiety Disorders*, *22*, 612-621.
- Lorenzo-Seva, U. and Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods, Instruments and Computers*, *38*, 88-91.
- Messer, S.C. and Beidel, D.C. (1994). Psychosocial correlates of childhood anxiety disorders. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *33*, 75-98.
- Montero, I. and León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *7*, 847-862.
- Muris, P., Loxton, H., Neumann, A., du Plessis, M., King, N., and Ollendick, T. (2006). DSM-defined anxiety disorders symptoms in South African youths: Their assessment and relationship with perceived parental rearing behaviors. *Behaviour Research and Therapy*, *44*, 883-896.
- Muris, P., Merckelbach, H., Gadet, B., and Meesters, C. (2000). Monitoring and anxiety disorders in children. *Personality and Individual Differences*, *29*, 775-781.
- Muris, P., Merckelbach, H., Ollendick, T., King, N., and Bogie, N. (2002). Three traditional and three new childhood anxiety questionnaires: Their reliability and validity in a normal adolescent sample. *Behaviour Research and Therapy*, *40*, 753-772.
- Muris, P., Merckelbach, H., Schmidt, H., and Mayer, B. (1999). The revised version of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED-R): Factor structure in normal children. *Personality and Individual Differences*, *26*, 99-112.

- Muthén, B. and Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 19-30.
- Ollendick, T.H., King, N.J., and Muris, P. (2002). Fears and phobias in children: Phenomenology, epidemiology and etiology. *Child and Adolescent Mental Health*, 7, 98-106.
- Pfeffer, C.R., Lipkins, R., Plutchik, R., and Mizruchi, M. (1988). Normal children at risk for suicidal behaviour: A two-year follow-up study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 27, 34-41.
- Schmid, J. and Leiman, J.M. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22, 53-61.
- Spence, S.H. (1998). A measure of anxiety symptoms among children. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 545-566.
- Thapar, A. and McGuffin, P. (1997). Anxiety and depressive symptoms in childhood: A genetic study of comorbidity. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38, 651-656.
- Wren, F.J., Berg, E.A., Heiden, L.A., Kinnamon, C.J., Ohlson, L.A., Bridge, J.A., Birmaher, B., and Bernal, M. (2007). Childhood anxiety in a diverse primary care population: Parent-child reports, ethnicity and SCARED factor structure. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 46, 332-340.
- Wren, F.J., Bridge, J.A., and Birmaher, B. (2004). Screening for Childhood Anxiety in primary care: integrating child and parent reports. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 43, 1364-1371.

Received June 30, 2008

Accepted November 20, 2008

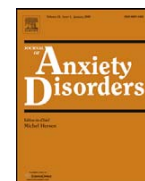


**V. Parent-child agreement in SCARED
and its relationship to anxiety symptoms.**



Contents lists available at ScienceDirect

Journal of Anxiety Disorders



Parent–child agreement in SCARED and its relationship to anxiety symptoms

Sandra Cosi, Josepa Canals, Carmen Hernández-Martinez, Andreu Vigil-Colet*

Rovira i Virgili University, Research Center for Behavior Assessment, Tarragona, Spain

ARTICLE INFO

Article history:

Received 18 March 2009

Received in revised form 28 September 2009

Accepted 28 September 2009

ABSTRACT

The aim of this study is to analyze parent–child agreement in the Spanish version of the Screen for Anxiety Related Emotional Disorders and its relationship with the anxiety symptoms reported in a scheduled interview and the Mini-International Neuropsychiatric Interview for Children and Adolescents in order to establish the best informant and the degree of incremental validity when both sources of information are combined. Results indicated that, as in the original English version, parent–children agreement is low, with parents clearly tending to report fewer severe symptoms than children. When both parent and child versions were related to anxiety symptoms of the scheduled interview, children showed higher relationships than parents with all the anxiety categories reported by the scheduled interview. Children's scores were also the best predictors of anxiety symptoms, while incremental validity of parent's reports was quite low.

© 2009 Elsevier Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Anxiety disorders are one of the most prevalent categories of psychopathology among children and adolescents, with prevalence rates between 5.7% and 17.7% (Costello & Angold, 1995; Costello, Stoudhamer-Loeber, & DeRosier, 1993; Ezpeleta et al., 2007).

Childhood anxiety disorders are of considerable importance because they are related to such psychosocial difficulties as low self-esteem, poor social relationships and decreased academic performance (Biedel & Turner, 2005; Martin & Volkmar, 2007). However, these disorders often go unrecognized and undiagnosed because anxious children cause less manifest problems than children with other pathologies (Monga et al., 2000). Furthermore, anxiety disorders in childhood predict anxiety disorders in adulthood, and they are at strong risk for developing other disorders, such as depression or externalizing disorders (AACAP, 1997; Biedel & Turner, 2005; Brady & Kendall, 1992; Costello, Mustillo, Erkanli, Keeler, & Angold, 2003; Curry & Murphy, 1995; Martin and Volkmar, 2007; Pine & Grun, 1998).

Most anxiety questionnaires do not examine specific anxiety disorders, and are usually designed as overall indicators of anxiety. As a consequence, they are not appropriate for clinical purposes. However, some questionnaires have been developed to assess anxiety following the DSM-IV classification: for example, Spence's

Children's Anxiety Scale (SCAS; Spence, 1997) or the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED; Birmaher et al., 1997).

The SCARED is one of the most widely used questionnaires for assessing anxiety disorders in children. Although a five-factor structure was proposed initially (Birmaher et al., 1997, 1999; Linyan, Kai, Fang, Yi, & Xueping, 2008), consisting of somatic/panic (SP), social phobia (SPH), separation anxiety (SA), generalized anxiety (GA) and school phobia factors, other studies have shown that the four-factor structure which distributes the school phobia factor across the other factors is more suitable (Vigil-Colet et al., 2009; Wren et al., 2007). In the specific case of the Spanish version, Vigil-Colet et al. (2009) found a four-factor structure, with the school phobia factor also distributed across the other factors.

An interesting characteristic of SCARED is that it has parent and self-report versions, which enable the clinician to obtain information from two sources. In child psychopathology, the combination of different sources of information is often required (Ezpeleta et al., 1997; Granero, Ezpeleta, Doménech, & de la Osa, 2008). However, depending on the age of the children and the kind of disorder, degree of parent–child agreement tends to be quite low.

For measures of internalizing disorders the agreements range between $r = .13$ and $r = 0.25$ (Kraemer et al., 2003; Muris, Meesters, & Schouten, 2002). These agreements are slightly higher (around $r = .30$) when common items across informants are used (Achenbach, 1991). Previous studies have found that child–parent agreement for anxiety disorders is low and that parents generally report less frequency of symptoms in their child (Muris, Merckelbach, Van Brakel, & Mayer, 1999). In this respect, a meta-analysis carried out by Achenbach, McConaughy, and Howell (1987) found that parent and child agreement was only moderate

* Corresponding author at: Departament de Psicologia, Universitat Rovira i Virgili, Carretera de Valls s/n, 43007 Tarragona, Spain. Tel.: +34 977558079; fax: +34 977558088.

E-mail address: andreu.vigil@urv.cat (A. Vigil-Colet).

($r = .25$): both teachers and parents reported fewer symptoms than children. Although there is a common belief that parents are more reliable than children under 10 years old, especially in externalizing disorders, children with internalizing disorders (e.g., anxiety disorders) seem to be better informants than their parents (Klein, 1991; Muris et al., 1999; Rapee, Barrett, Dadds, & Evans, 1994).

For specific categories of anxiety disorders, the parent–child agreement is poor to moderate for both clinical and community samples. Parent–child agreement for separation anxiety disorder ranged between .25 and .66, for social phobia between .25 and .55, for generalized anxiety disorder between .28 and .47 and for panic disorder between .30 and .48 (Biedel & Turner, 2005; Grills & Ollendick, 2003; Muris et al., 2002; Nauta et al., 2004).

SCARED has moderate parent–child correlations for both the full scale (ranging from .30 to .40) and for its subscales (ranging from .20 for SP to .47 for SAD) (Muris et al., 1999; Nauta et al., 2004). This poor agreement may be partly explained by such specific characteristics of internalizing disorders as anxiety, the symptoms of which are more difficult for parents to perceive than those of externalizing disorders. In parents, such factors as parental psychopathology may also affect their reports. Furthermore, given the high familial prevalence of anxiety, parents of anxious children may be anxious themselves and their conception of normal anxiety may be biased (Comer & Kendall, 2004; Kristensen & Torgersen, 2006).

Taking into account that on the whole there is poor agreement between children and parents, it is essential to establish if the two kinds of informant give complementary information, thus increasing diagnostic accuracy, or if the discrepancy between informants will lead to diagnostic decisions that depend on the source used (Klein, 1991). This problem is difficult to solve because, as Comer & Kendall (2004) pointed out, there is no gold standard which allows us to determine the validity of child and parent reports.

The principal aim of this study is to use the Spanish version of SCARED to examine the degree of agreement between parents and children for anxiety disorders (Vigil-Colet et al., 2009), and to relate child and parent scores with an external criterion. This criterion will allow us to establish the best informant for assessing anxiety disorders and to determine whether the addition of a second source of information (children or parents) improves the predictive validity of SCARED.

2. Method

2.1. Participants

Participants in this study were 394 children, (174 boys and 220 girls) aged between 9 and 13, with a mean of 11.12 years ($SD = .99$), and their parents. In total, 203 went to state schools and 191 to private schools. These children were selected from an initial sample of 1508 who participated in an epidemiological study of anxiety and depression disorders in 13 primary schools of Reus (Spain) during 2007. In the second phase of the study, the children who were at risk in an anxiety measure (SCARED) and/or in a depression measure (Children Depression Inventory, CDI; Kovacs, 1985) were selected. In addition, one child was also selected for every three at risk, matching for age, gender, and type of school. The risk group consisted of 276 children and the control group of 118. A child was included in the risk group if he/she had a score greater than 25 on SCARED and/or a score greater than 17 on the CDI. These cut-off scores were the ones proposed by Birmaher et al. (1999) and Canals, Domènech-Llabeira, Fernandez-Ballart, & Martí-Henneberg (2002) respectively.

The questionnaires filled in by 30 parents and 1 child were excluded because of missing data.

2.2. Measures

The Screen for Children Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) (Birmaher et al., 1997, 1999) is a self-report questionnaire assessing anxiety disorder symptoms in children and adolescents from 8 to 18 years old. The scale is composed of 41 items and children are asked the frequency of each symptom on a 3-point-scale: 0 (almost never), 1 (sometimes), 2 (often).

We administered the Spanish version of the SCARED to both parents and children (Vigil-Colet et al., 2009). It has four factors: somatic/panic (12 items), generalized anxiety (9 items), separation anxiety (13 items) and social phobia (7 items), and shows a good reliability, estimated by Cronbach's alpha ranging from $\alpha = .70$ to $\alpha = .78$ depending upon the scale. This four-factor structure was found using exploratory factor analysis in a sample of 800 children and was verified using confirmatory factor analysis in a second independent sample of 800 children. The resulting structure replicates the four anxiety disorders categories proposed by the DSM-IV-TR quite well.

The Mini-International Neuropsychiatric Interview for Children and Adolescents (M.I.N.I. Kid; Sheehan et al., 1998) is a structured diagnostic interview for children from 6 to 17 years old based on DSM-IV and ICD-10 psychiatric disorders. With an administration time of approximately 15–30 min, it has the advantage of being a short and accurate instrument to diagnose 23 axis I disorders. In the present study, the disorders assessed were only anxiety disorders (panic disorder with 17 symptoms, social phobia with 4 symptoms, and separation and generalized anxiety disorders with 10 and 9 symptoms, respectively). The number of symptoms was used because its correlation with SCARED scores gave more information than a diagnostic dichotomised variable based upon a cut-off point. The M.I.N.I. Kid is available in different languages and, in the present study, we administered the Spanish version.

2.3. Procedure

The children who participated in the study completed the SCARED in small groups of 3 or 4. Professional child psychologists gave the instructions to answer the test and helped them during the session. The M.I.N.I. Kid (Sheehan et al., 1998) was individually administered by the same psychologists.

Before the study their parents received a letter informing them about the study and gave written informed consent. After the child's assessment, parents answered their version of SCARED at home and returned it to the school.

3. Results

Table 1 shows the descriptive statistics for the total score and the SCARED scales for both parent and child versions. As can be seen, parents tend to show higher positive skewness values for all scales (with the highest value for the SP scale), possible due to their tendency to report fewer symptoms than children. A multivariate analysis of variance comparing child and parent scores showed significant differences ($F(4, 778) = 34.80; p < 0.01$). Univariate post hoc ANOVAS showed that for all scales and for the total scale parents reported lower scores than children at an $\alpha < .01$. That is to say, parents systematically reported less severity in children's anxious behaviour.

Table 2 shows Pearson correlation coefficients between parents and children across the SCARED scales. Agreement was moderate to low, and highest for the SPH and SA scales. Nevertheless, most of the agreement coefficients do not differ significantly from the others, with the exception of SA which was significantly higher than SP ($z = 1.962, p < .05$). The degree of agreement did not depend on children's sex or age.

Table 1
 Descriptive statistics for the scales and total score of SCARED.

Scale	Mean	Std. dev.	Skewness	Kurtosis
Parent				
SP	1.85	2.45	2.31	7.40
SPh	4.16	3.24	0.79	0.19
SA	5.36	4.10	1.00	0.89
GA	5.10	3.01	0.62	0.19
Total	16.48	9.77	0.92	1.02
Child				
SP	3.96	3.48	1.67	3.38
SPh	6.13	3.05	0.01	-0.57
SA	8.00	4.13	0.53	0.32
GA	6.73	3.16	0.22	0.23
Total	24.81	10.41	0.57	0.47

Note: SP=somatic panic scale, SPh=social phobia scale, SA=separation anxiety scale and GA=generalized anxiety scale.

Table 2
 Correlation matrix between children and parent versions of SCARED.

	Parent				
	SP	SPh	SA	GA	Total
Child					
SP	.24**	.09	.25**	.17**	.25**
SPh	.07	.31**	.11*	.10	.20**
SA	.16**	.07	.37**	.16**	.27**
GA	.07	.01	.08	.25**	.13**
Total	.18**	.15**	.29**	.22**	.28**

Agreement values in bold.

* $p < .05$.

** $p < .01$.

Table 3 shows the Pearson correlations between parent and child versions of SCARED with the clinical symptoms recorded by the M.I.N.I. Kid structured interview. As can be seen, the relationships between both measures were higher for children than for parents for all categories, and the correlations for children were significantly higher in the case of SP and GA scales ($z = 3.81$, $p < .01$; $z = 3.17$, $p < .01$, respectively).

To determine the best predictor of anxiety symptoms in children, and by how much combining the two sources of information increased the prediction, we computed several stepwise multiple regressions using parent and child SCARED scores as predictors and the symptoms assessed by M.I.N.I. Kid as criteria. This analysis is shown in Table 4. For all cases, the child scores were the best predictors of anxiety symptoms, although parent scores increased the variance accounted for by the model. Nevertheless, the increase in explained variance obtained when parent scores were introduced was very small (between 1.1% and 4.2%), which implies that most of the information accounted for by parent scores is not complementary to children scores.

4. Discussion

The present study shows that the child–parent agreement using the Spanish version of SCARED is quite low, along the

Table 4
 Multiple regression analysis of SCARED scales on M.I.N.I. Kid symptoms.

	PDS		SPS		SADS		GADS	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Child	0.233**	0.449**	0.121**	0.302**	0.211**	0.381**	0.192**	0.413**
Parent	0.018**	0.136**	0.020**	0.150**	0.042**	0.221**	0.011*	0.106*

Note: PDS=panic disorder symptoms, SPS=social phobia symptoms, SADS=separation anxiety disorder symptoms and GADS=generalized anxiety disorder symptoms.

* $p < .05$.

** $p < .01$.

Table 3
 Correlations between child anxiety symptoms from the M.I.N.I. Kid interview and the parent and child versions of SCARED.

	Symptoms (M.I.N.I. Kid)			
	PDS	SPS	SADS	GADS
Parent				
SP	.24**	.09	.20**	.15**
SPh	.04	.24**	.11*	.05
SA	.20**	.17**	.36**	.23**
GA	.18**	.09	.20**	.20**
Total	.21**	.20**	.30**	.21**
Child				
SP	.48**	.22**	.34**	.39**
SPh	.16**	.35**	.22**	.27**
SA	.28**	.24**	.46**	.39**
GA	.21**	.16**	.19**	.44**
Total	.39**	.32**	.42**	.50**

Note: SP=somatic panic scale, SPh=social phobia scale, SA=separation anxiety scale, GA=generalized anxiety scale, PDS=panic disorder symptoms, SPS=social phobia symptoms, SADS=separation anxiety disorder symptoms and GADS=generalized anxiety disorder symptoms. In bold clinician–parent & clinician–child agreement.

* $p < .05$.

** $p < .01$.

same lines as has been reported for the English version of SCARED and other anxiety measures. From this viewpoint our results are consistent with previous studies, which found poor to moderate levels of parent–child agreement (Grills & Ollendick, 2003; Muris et al., 2002; Nauta et al., 2004). In all scales and for the total score, parents reported less frequency of the anxious symptoms of their children. They also had higher values of positive skewness than children (especially for the SP scale of SCARED), possibly due to their tendency to report the absence of symptoms in many items. Most of the items on the SP scale are difficult to detect for an external observer because they are related to internal processes (i.e., *when I get frightened, I feel like I am going crazy*), which may explain the tendency of parents to report fewer of them. This effect may also be valid for the GA scale, which showed a parent–child agreement similar to SP, because it is difficult for an external observer to detect the tendency to worry and to decide when a general tendency to worry is pathological (Rapee, 1991; Rapee et al., 1994). Other possible explanation is that the parents filled out the questionnaire at home while the children filled them out in groups with the assistance of professional psychologists. Therefore, presence or absence of the psychologist may imply a difference in the response of individuals. Further research should establish if this variable may affect individuals' responses or if the differences between parents and children are independent of the administration situation.

Difficulties linked to observer limitation may also explain why, as in previous studies (Comer & Kendall, 2004; Nauta et al., 2004), parent–child agreement was higher for scales with more observable symptoms (separation anxiety and social phobia) than for scales referring to internal processes (somatic/panic and

generalized anxiety), although the difference was only significant when SP was compared with SA.

On the whole our results seem to indicate that children are better informants than parents of their anxious symptoms. When children and parent versions of SCARED are related to the symptoms recorded with the M.I.N.I Kid, children's reports showed higher correlations for all anxiety categories, and were significantly higher for the SP and GA scales. As we have pointed out above, SP and GA are probably the anxiety disorders which are most difficult to detect for an external observer. Furthermore, when both reports were used as predictors of M.I.N.I Kid symptoms, in all cases child reports were the best predictors, and parents reports increased the explained variance only by very little.

Our results suggest that there is a considerable difference between parent and child reports, and that children the best informants. In consequence, in the specific case of SCARED the information given by children seems to be more valuable than the information provided by parents. Nevertheless, this does not mean that this result can be directly generalized to other tests with children and parent versions, especially when they show a moderate or high parent–children agreement such as the Spence Children's Anxiety Scale (Whiteside & Brown, 2008).

There are certain limitations to our research that should be mentioned. Firstly, although the sample used can be considered to be a community sample, there was a high rate of children with anxiety and depression disorders. This high number of anxious individuals may increase the correlation coefficients, but it does not invalidate the fact that the children were better informants than their parents, who tend to report less anxious symptoms. Nevertheless, further research with other community samples is needed to generalize the results to all the population.

Secondly, the M.I.N.I. Kid is only one of many other external criteria that can be used to assess the validity of children and parents as informants so it is necessary to establish whether the results described above are valid for other criteria. Furthermore, this scheduled interview is based on children's answers which may involve an informant effect that increases its relationships with the child version of SCARED. In this sense it has to be taken into account that this is a limitation difficult to override because, almost any external diagnostic criteria used, will imply children's as informants, so this, informant effect always will increase the relationships between it and the children answers to SCARED. A possible alternative to explore is to introduce a third informant, i.e. teachers to compare the degree of agreement with children and parents although may be difficult to find teachers who can assess accurately internalizing disorders unless of very small classrooms.

Finally, the results were obtained in a sample of children between 9 and 13 years old, so it should be established whether children are still better informants at ages outside this range.

Despite these limitations, the results reported above indicate the importance of child self-reports in anxiety assessment and the need for them to be taken into account in the diagnosis of anxiety disorders, because they are a source of information that may help clinicians in diagnostic decisions.

Acknowledgement

This research was partially supported by a grant from the "Fondo de Investigaciones Sanitarias" (PI07/0839), Spanish Ministry of Health and Consumption.

References

Achenbach, T. M. (1991). The derivation of taxonomic constructs: a necessary stage in the development of developmental psychopathology. In: Cicchetti, D., Toth, S. L.,

- Cicchetti, D., & Toth, S. L. (Eds.), *Rochester symposium on developmental psychopathology: models and integrations*. Vol. 3 (pp.43–74). Rochester, NY: University of Rochester Press.
- Achenbach, T. M., McConaughy, S. H., & Howell, C. T. (1987). Child/adolescent behavioral and emotional problems: implications of cross-informant correlations for situational specificity. *Psychological Bulletin*, 101, 213–232.
- American Academy of Child and Adolescent Psychiatry (AACAP) Official Action. (1997). Practice parameters for the assessment and treatment of children and adolescents with anxiety disorders. *Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 695–845.
- Biedel, D. C., & Turner, S. M. (2005). *Childhood anxiety disorders: a guide to research and treatment*. New York: Routledge.
- Birmaher, B., Khetarpal, S., Brent, D., Cully, M., Balach, L., Kaufman, J., et al. (1997). The screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED): scale construction and psychometric characteristics. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 545–553.
- Birmaher, B., Brent, D. A., Chiappetta, L., Bridge, J., Monga, S., & Baugher, M. (1999). Psychometric properties of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED): a replication study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 38, 1230–1236.
- Brady, E. U., & Kendall, P. C. (1992). Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents. *Psychological Bulletin*, 111, 244–255.
- Canals, J., Doménech-Llaberia, E., Fernandez-Ballart, J., & Martí-Henneberg, C. (2002). Predictors of depression at eighteen. A 7-year follow-up study in a Spanish nonclinical population. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 11, 226–233.
- Comer, J. S., & Kendall, P. C. (2004). A symptom-level examination of parent–child agreement in the diagnosis of anxious youths. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 43, 878–886.
- Costello, E. J., & Angold, A. (1995). Epidemiology. In: J. S. March (Ed.), *Anxiety disorders in children and adolescents* (pp. 109–124). New York: Guilford Press.
- Costello, E. J., Stouthamer-Loeber, M., & DeRosier, M. (1993). Continuity and change in psychopathology from childhood to adolescence. *Paper presented at the annual meeting of the society for research in child and adolescent psychopathology* (cited in Costello, E. J., & Angold, A. (1995). Epidemiology. In: J. S. March (Ed.), *Anxiety disorders in children and adolescents* (pp. 109–124). New York: Guilford Press).
- Costello, E. J., Mustillo, S., Erkanli, A., Keeler, G., & Angold, A. (2003). Prevalence and development of psychiatric disorders in childhood and adolescence. *Archives of General Psychiatry*, 60, 837–844.
- Curry, J. F., & Murphy, L. B. (1995). Comorbidity of anxiety disorders. In: J. S. March & J. S. March (Eds.), *Anxiety disorders in children and adolescents* (pp. 301–317). New York: Guilford Press.
- Ezpeleta, L., de la Osa, N., Doménech, J. M., Navarro, J. B., Losilla, J. M., & Júdez, J. (1997). Diagnostic agreement between clinicians and the diagnostic interview for Children and Adolescents-DICA-R in an outpatient sample. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38, 431–440.
- Ezpeleta, L., Guillamon, N., Granero, N., de la Osa, N., Doménech, J. M., & Moya, I. (2007). Prevalence of mental disorders in children and adolescents from a Spanish slum. *Social Science & Medicine*, 64, 842–849.
- Granero, N., Ezpeleta, L., Doménech, J. M., & de la Osa, N. (2008). What single reports from children and parents aggregate to attention deficit-hyperactivity disorder and oppositional defiant disorder diagnoses in epidemiological studies. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 17, 352–364.
- Grills, A. E., & Ollendick, T. H. (2003). Multiple informant agreement and the anxiety disorders interview schedule for parents and children. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 42, 30–40.
- Klein, R. G. (1991). Parent–child agreement in clinical assessment of anxiety and other psychopathology: a review. *Journal of Anxiety Disorders*, 5, 187–198.
- Kovacs, M. (1985). The children's depression inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin*, 21, 995–998.
- Kraemer, H. C., Measelle, J. R., Ablow, J. C., Essex, M. J., Boyce, W. T., & Kupfer, D. J. (2003). A new approach to multiple informants: mixing and matching contexts and perspectives. *American Journal of Psychiatry*, 160, 1566–1577.
- Kristensen, H., & Torgersen, S. (2006). Social anxiety disorder in 11–12-year-old children: the efficacy of screening and issues in parent–child agreement. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 15, 163–171.
- Linyan, S., Kai, W., Fang, F., Yi, S., & Xueping, G. (2008). Reliability and validity of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED) in Chinese children. *Journal of Anxiety Disorders*, 22, 612–621.
- Martin, A., & Volkmar, F. R. (2007). *Lewis' child and adolescent psychiatry: a comprehensive textbook* (4th ed.). London: Lippincott Williams & Wilkins.
- Monga, S., Birmaher, B., Chiappetta, L., Brent, D., Kaufman, J., Bridge, J., et al. (2000). Screen for child anxiety-related emotional disorders (SCARED): convergent and divergent validity. *Depression and Anxiety*, 12, 85–91.
- Muris, P., Merckelbach, H., Van Brakel, A., & Mayer, B. (1999). The revised version of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED-R): further evidence for its reliability and validity. *Anxiety, Stress & Coping*, 12, 411–425.
- Muris, P., Meesters, C., & Schouten, E. (2002). A brief questionnaire of DSM-IV-defined anxiety and depression symptoms among children. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 9, 430–442.
- Nauta, M. H., Scholing, A., Rapee, R. M., Abbott, M., Spence, S. H., & Waters, A. (2004). A parent-report measure of children's anxiety: psychometric properties and comparison with child-report in a clinic and normal sample. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 813–839.
- Pine, D. S., & Grun, J. B. S. (1998). Anxiety disorders. In: T. B. Walsh (Ed.), *Child psychopharmacology* (1st ed., pp. 115–144). Washington, DC: American Psychiatric Press.

- Rapee, R. M. (1991). Generalized anxiety disorder: a review of clinical features and theoretical concepts. *Clinical Psychology Review*, 11, 419–440.
- Rapee, R. M., Barrett, P. M., Dadds, M. R., & Evans, L. (1994). Reliability of the DSM-III-R childhood anxiety disorders using structured interview: interrater and parent-child agreement. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 33, 984–992.
- Sheehan, D., Lecrubier, Y., Sheehan, K., Amorim, P., Janavs, J., Weiller, E., et al. (1998). The Mini-International Neuropsychiatric Interview (M.I.N.I.): the development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview for DSM-IV and ICD-10. *The Journal Of Clinical Psychiatry*, 59(Suppl. 20), 22–33.
- Spence, S. H. (1997). Structure of anxiety symptoms among children: a confirmatory factor-analytic study. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 280–297.
- Vigil-Colet, A., Canals, J., Cosi, S., Lorenzo-Seva, U., Ferrando, P. J., Hernández-Martínez, C., et al. (2009). The factorial structure of the 41-item version of the Screen for Child Anxiety related Emotional Disorders (SCARED) in a Spanish population of the 8 to 12 years-olds. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 313–327.
- Whiteside, S. P., & Brown, A. M. (2008). Exploring the utility of the Spence Children's Anxiety Scales parent- and child-reports forms in a North American sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 22, 1440–1446.
- Wren, F. J., Berg, E. A., Heiden, L. A., Kinnamon, C. J., Ohlson, L. A., Bridge, J. A., et al. (2007). Childhood anxiety in a diverse primary care population: parent-child reports, ethnicity and SCARED factor structure. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 46, 332–340.



VI. Impulsivity and internalizing disorders in childhood

Psychiatry Research Contact us Help ?
home | main menu | submit paper | guide for authors | register | change details | log out Username: sandracosi Role: Author Version: EES 2011.1

Submissions with an Editorial Office Decision for Author Sandra Cosi

Page: 1 of 1 (1 total completed submissions) Display 10 results per page.

Action	Manuscript Number	Title	Initial Date Submitted	Status Date	Current Status	Date Final Disposition Set	Final Disposition
View Submission R2 View Decision Letter Send E-mail	PSY-D-10-00317	Impulsivity and internalizing disorders in childhood	Jun 16, 2010	May 25, 2011	Completed - Accept	May 25, 2011	Accept

Page: 1 of 1 (1 total completed submissions) Display 10 results per page.

<< Author Main Menu

You should use the free Adobe Acrobat Reader 6 or later for best PDF Viewing results.



[Home](#) | [Privacy Policy](#) | [Terms and Conditions](#) © 2006 - 2011 Elsevier BV.

Date: May 25, 2011
To: "Sandra Cosi" alexandra.cosi@urv.cat
From: "Psychiatry Research" psy-journal@elsevier.com
Subject: Your Submission

Ms. Ref. No.: PSY-D-10-00317R2
Title: Impulsivity and internalizing disorders in childhood
Psychiatry Research

Dear Ms. Sandra Cosi,

I am pleased to confirm that your paper "Impulsivity and internalizing disorders in childhood" has been accepted for publication in Psychiatry Research. We look forward to seeing this interesting report in print.

Thank you for submitting your work to this journal.

With kind regards,

Monte Buchsbaum
Editor-in-Chief
Psychiatry Research

For further assistance, please visit our customer support site at <http://support.elsevier.com>. Here you can search for solutions on a range of topics, find answers to frequently asked questions and learn more about EES via interactive tutorials. You will also find our 24/7 support contact details should you need any further assistance from one of our customer support representatives.

IMPULSIVITY AND INTERNALIZING DISORDERS IN CHILDHOOD

Sandra Cosi, Carmen Hernández-Martínez, Josepa Canals and Andreu Vigil-Colet
Research Center for Behavior Assessment. Department of Psychology, Universitat Rovira i
Virgili, Tarragona, SPAIN

Abstract

Impulsivity has often been related to externalizing disorders, but little is known about how it is related to symptoms of internalizing disorders. This study aims to examine the relationship between impulsivity and depression and anxiety symptoms in childhood and compare it with its relationship with a measure of aggressive behaviour, which is present in many externalizing disorders. We administered the *Barratt Impulsiveness Scale-11 for children*, the *Children's Depression Inventory* and the *Screen for Children's Anxiety Related Emotional Disorders* to a case-control sample of 562 children aged between 9 and 13 who were selected from an epidemiological study of anxiety and depression and whose teachers provided information about their proactive and reactive aggression. Impulsivity was related to measures of anxiety, depression and aggressive behaviour, and showed higher relationships with measures of internalizing symptoms than with aggression. Motor impulsivity, a component of impulsivity related to inhibition deficits, was the component most related to anxiety and depression. Cognitive impulsivity, on the other hand, was negatively related to anxiety and depression. The relationships between impulsivity and symptoms of internalizing disorders seem to indicate that impulsivity should be taken into account not only in externalizing problems, but also in depression and anxiety in children and adolescents.

Keywords: impulsivity, assessment, anxiety, depression, children.

1. Introduction

Impulsivity plays an important role in several theoretical models of personality (i.e. Buss and Plomin, 1975; Eysenck and Eysenck, 1985; Dickman, 1990; Cloninger et al., 1991; Zuckerman et al., 1991). It has been associated to such psychiatric disorders as ADHD, mania, substance abuse and personality disorders (Fink and McCown, 1993; Zaparniuk and Taylor, 1997; APA, 2000; Moeller et al., 2001). Impulsivity is also present in various etiologic theories of psychopathy, crime and substance abuse, indicating that it may be maladaptive (Moffitt, 1993; Lynam, 1996; Stanford et al., 2009).

Impulsivity is fundamental for the understanding and diagnosis of several pathologies because, after distress, it is one of the most common diagnostic criteria in DSM-IV-TR (APA, 2000; Whiteside and Lynam, 2001). In DSM-IV-TR, impulsivity is an essential symptom in several disorders, and the first signs appear in childhood and adolescence (for example, ADHD, conduct disorder and disruptive behaviour disorder). Nevertheless, very few studies have addressed the issue of the role of impulsivity in psychopathological disorders in childhood, with the exception of ADHD. In this regard the prevalence of anxiety or depression disorders in children with ADHD is around one-third (Jensen et al., 1993). Nevertheless, anxiety and depression usually co-occur with the inattentive subtype while the hyperactive/impulsive subtype usually co-occurs with externalising pathologies (Wolrich et al., 1998; Adewuya and Famuyiwa, 2006).

Within the framework of Achenbach's differentiation between externalizing and internalizing disorders (1966), impulsivity and disinhibition have usually been related to externalizing disorders (Sher and Trull, 1994). Neuroticism and negative affect, on the other hand, have been more related to internalizing disorders (Ruipérez et al., 2001). In this regard, with the exception of studies on suicide and depression, and mania, and the results of the inattentive subtype of ADHD mentioned above, there are few references in the literature relating impulsivity and internalizing psychopathology.

There is some evidence to suggest that impulsivity is related to unipolar depression in adulthood (Corruble et al., 1999, 2003; Granö et al., 2007), but few studies have analyzed this relationship in childhood. One exception is Cataldo et al. (2005), who show that depressive children are perceived by their parents as significantly more impulsive than controls. Furthermore, although epidemiological data shows high rates of comorbidity between depression, anxiety and impulse control disorders in adulthood (Kessler et al., 2005), there is a lack of studies in children relating depression and anxiety with impulsivity (Costello et al., 2004). This is not a minor point because in both adolescence and in childhood, impulsivity

and anxiety appear to be major dimensions for the expression of pathology. In this regard Askénazy et al. (2003) reported that impulsive and anxious adolescents had more severe risk behaviours (i.e. suicide and mood disorders) than the impulsive, anxious or control sub-groups. Anxiety and impulsivity are also related to obsessive compulsive and bipolar disorders (Summerfeldt et al., 2004; Taylor et al., 2008; Sulkowski et al., 2009) and often to disruptive behaviour disorders (Angold et al., 1999).

Finally we found only one study that related depression and anxiety with impulsive aggression, a kind of aggression characterized by its high level of impulsivity. Gauthier et al. (2009) found that impulsive aggression in adolescents was related to both the self-reported and the parent-reported scale of neuroticism of the NEO-PI-R, and especially to its depression and anxiety facets. This relationship is stronger with the self-reported scale than with the parent's reported scale.

Bearing in mind that very few studies have been made of impulsivity, depression and anxiety disorders in childhood, the main objective of this study is to examine the relationship between impulsivity and internalizing disorders in a sample of children and young adolescents. We also obtained a measure of aggressive behaviour. Symptoms of aggression are one of the most prevalent criteria in externalizing disorders (APA, 2000). Furthermore, aggressive behaviour has often been related to impulsivity and externalizing psychopathology, so although we do not have any direct measure of externalising pathologies, we will be able to compare the magnitude of the relationships between impulsivity and internalizing disorders with the relationships between impulsivity and aggressive behaviour which is present in many externalizing disorders and has been consistently related to impulsivity (Tremblay et al., 1994; Archer et al., 1995; Barratt et al., 1999; Archer and Webb, 2006; Vigil-Colet et al., 2008).

2. Method

2.1. Participants

The participants were 562 children (254 boys and 308 girls) aged between 9 and 13, with a mean of 11.24 years (S.D. = 1.04). Of these, 264 went to state schools and 298 went to private schools. Because the children came from different types of school we compared all the variables of both groups and found significant differences in only five of them. State-school pupils had higher values on Non-Planning Impulsivity and all Aggression scales and lower values on Cognitive Impulsivity, and Generalized Anxiety. Nevertheless, the effect sizes were quite small (ranging from $d = 0.15$ to $d = 0.20$) so it was not necessary to analyse

both groups separately. During 2007, we performed an epidemiological study of anxiety and depression on a sample of 1508 children, 404 of whom were selected as a risk group for the second phase of the study. A child was considered to be at risk if he/she had a score equal to or greater than 25 on the Screen for Children's Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED; Birmahers's et al., 1997) and/or a score equal to or greater than 17 on Kovacs' (1985) Children's Depression Inventory (CDI). These cut-off values were the ones proposed by Birmaher et al. (1999) and Canals et al. (2002), respectively. In addition, for the control group one child without risk (with scores below 25 on SCARED and below 17 on CDI) was selected for every three at risk, matching for age, gender and type of school. This group was composed of 158 children.

2.2. Measures

2.2.1. *Barratt Impulsiveness Scale-11 for children* (BIS-11c; Cosi et al., 2008; Chahin et al., 2010): This is a self-report questionnaire for assessing impulsivity that is specifically designed for children and adolescents. The scales are composed of 26 items with a 4-point response format (0 = never/almost never, 3 = always/almost always).

Factor analysis of the items revealed three factors: Motor Impulsivity (MI), Non-Planning Impulsivity (N-PI) and Cognitive Impulsivity (CI), with moderate to good reliabilities (Cronbach's alpha) ranging from $\alpha = 0.80$ to $\alpha = 0.69$ depending on the scale. MI is related to lack of inhibition and delay (e.g. *I say things without thinking.*). N-PI is related to planning abilities (e.g. *I plan what I have to do.*), while CI is related to the tendency to make quick cognitive decisions (e.g. *I make up my mind quickly.*).

2.2.2. The *Children's Depression Inventory* (CDI; Kovacs, 1985) is a widely used self-report inventory for assessing depression in school-aged children. It contains 27 items, each of which consists of three graded choices in order of increasing severity from 0 to 2. Children selected the sentence from each group that best described themselves in the previous two weeks.

Kovacs (1985) described five factors: negative mood, interpersonal problems, ineffectiveness, anhedonia and negative self-esteem. The Spanish version of CDI displays a factor structure consisting of the same five scales with a reliability of $\alpha = 0.85$ for the total scale (Del Barrio et al., 1999). A good reliability of $\alpha = 0.81$ for this version was also reported by Aluja and Blanch (2002), while a recent study by Figueras et al. (2010) analysed the reliability of the Spanish version in community and clinical samples. They found reliabilities of $\alpha = 0.81$ and $\alpha = 0.85$, respectively, and good concurrent validity with other

depression measures such as The Reynolds Child Depression Scale ($r = 0.76$) or The Reynolds Adolescent Depression Scale ($r = 0.81$).

2.2.3. *Screen for Children's Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED)*: We administered the Spanish version (Vigil-Colet et al., 2009). The SCARED is a self-report questionnaire that assesses anxiety disorder symptoms and which, in the Spanish adaptation, has four scales: Panic/Somatic, Social Phobia, Generalized Anxiety and Separation Anxiety. It consisted of 41 items and subjects were asked the frequency of each symptom on a 3-point response format (0 = never/almost never; 2 = always/almost always). The Spanish version of SCARED had good overall reliability ($\alpha = 0.86$) and moderate to good reliabilities for their scales, ranging from $\alpha = 0.69$ to $\alpha = 0.78$ depending on the scale. We preferred the child version to the parent-reported version of SCARED because it showed higher relationships with all the anxiety categories recorded by a clinician in a scheduled interview (Cosi et al., 2010).

2.2.4. *Proactive/Reactive Aggression questionnaire for teachers (PRA-t; Cosi et al., 2009)*: This is an aggressiveness questionnaire for children reported by teachers in a five point scale. It consisted of eight items measuring proactive and reactive aggression (e.g. *Hurts others to win a game* for proactive aggression, e.g. *Gotten angry when others threatened him/her* for reactive aggression), which were chosen among the items of three widely used questionnaires developed by Dodge and Coie (1987), Brown et al. (1996) and Raine et al. (2006). The items were assessed by experts on the subject, who determined whether they were related to proactive aggression, reactive aggression, neither of them or both of them. They also rated them. The eight items (four for each scale) with the highest inter-judge agreement and best ratings were finally chosen for the questionnaire.

PRA-t has good reliability for both the total score ($\alpha = 0.91$) and reactive and proactive scales ($\alpha = 0.90$; $\alpha = 0.91$, respectively).

2.3. Procedure

The children that participated in the study completed consecutively the SCARED, the CDI and the BIS-11c in small groups of 3 to 4 in their schools. Professional child psychologists gave them instructions on how to answer the test and helped them during the session. The teacher filled out the PRA-t for each of the pupils.

Before the study the parents of the participating children received a letter informing them about the project and they gave written informed consent for them to participate in the study.

2.4. Statistical analysis

The degree of association between measures was analyzed using Pearson's product moment coefficient correlation, and Fisher's Z test to compare the correlation sizes. We performed an exploratory factor analysis to summarize the information observed in the correlation matrix. The number of retained factors was determined by means of parallel analysis (Lattin et al., 2003) and an oblique rotation method was applied. Separate stepwise multiple regression analyses were performed to determine the predictive power of BIS-11c scales on anxiety and depression measures.

3. Results

Table 1 shows the Pearson correlation coefficients between the BIS-11c subscales and CDI, SCARED and PRA-t. As can be seen, motor impulsivity had moderate to high correlations with internalizing measures and low correlations with aggression measures. Non-planning impulsivity is particularly related to depression measures although correlation values are low. Finally, cognitive impulsivity presents a negative pattern of relationships with both anxiety and depression measures, and no significant relationships with aggression measures. It should be noted that when the analysis was performed for the control and risk groups separately the correlation coefficients obtained for each matrix did not differ significantly.

Using Fisher's Z test we verified that MI had significantly higher correlations with CDI and SCARED scales than with PRA-t scales. It was also shown that the correlation of MI and Social Phobia is significantly lower than the correlations between impulsivity and the other SCARED scales. The same analyses applied to NPI showed no significant difference between the correlation coefficients, while CI showed significantly higher correlations with depression measures than with anxiety measures. We also applied the same test to compare the correlation coefficients found in boys and girls but did not find any difference associated to sex.

Table 1.

Pearson correlation matrix between BIS-11c, SCARED, CDI and PRA-t

		BIS-11c		
		Motor Impulsivity	Non-Planning Impulsivity	Cognitive Impulsivity
SCARED	Panic	0.48**	0.08	- 0.12**
	Social Phobia	0.17**	- 0.10*	- 0.11*
	Generalized Anxiety	0.30**	- 0.17**	0.01
	Separation Anxiety	0.42**	0.03	- 0.14**
	Total score	0.46**	- 0.04	- 0.12**
CDI	Anhedonia	0.40**	0.14**	- 0.23**
	Negative mood	0.45**	0.07	- 0.26**
	Self- esteem	0.46**	0.15**	- 0.26**
	Ineffectiveness	0.30**	0.13**	- 0.20**
	Interpersonal problems	0.41**	0.14**	- 0.15**
	Total score	0.54**	0.16**	- 0.30**
PRA-t	Proactive Aggression	0.20**	0.12*	- 0.03
	Reactive Aggression	0.20**	0.09	- 0.02
	Total score	0.22**	0.10*	- 0.03

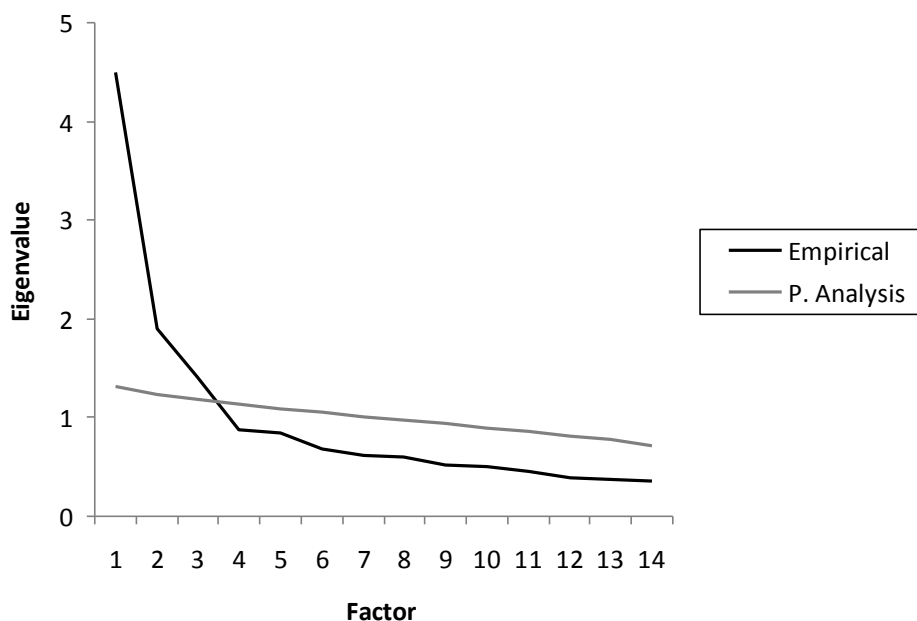
Note: BIS-11c = Barratt Impulsiveness Scale-11 for children; SCARED = The Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders; CDI = The Children's Depression Inventory; PRA-t = Proactive/Reactive Aggression questionnaire for teachers.

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

To summarize the information contained in these relationships, we performed an exploratory factor analysis of the BIS-11c, PRA-t, SCARED and CDI scales using direct Oblimin as the rotation method and Principal Axis Factoring as the extraction procedure.

The Kaiser-Meyer-Olkin index was 0.849, which indicated that the correlation matrix was suitable for factor analysis. Figure 1 shows the eigenvalues of the factors obtained. Scree test and parallel analysis (Cattell, 1966; Lattin et al., 2003) indicated that a three dimensional solution showed the best fit to the data, accounting for 55.79% of the variance (32.16%, 13.56% and 10.07% for factor 1, 2 and 3 respectively).

Figure 1. Scree plot for factor analysis with superimposed parallel analysis



The rotated factor loadings for the BIS-11c, PRA-t, SCARED and CDI subscales are shown in table 2. As can be observed, factor 1 consisted of motor impulsivity, and all SCARED and CDI subscales; factor 2 consisted of Aggression measures and the Interpersonal problems subscale of CDI; and finally, factor 3 consisted of Non-planning impulsivity, cognitive impulsivity and two CDI subscales (Self-esteem and Interpersonal problems). It should be pointed out that all the measures on this factor, with the exception of cognitive impulsivity, had negative loadings. Factor 1, then, seems to reflect internalizing symptoms and motor impulsivity, factor 2 reflects aggression, and factor 3 reflects functional impulsivity because individuals scoring high on this factor take quick decisions, have higher self-esteem and a considerable ability to plan, and show fewer interpersonal problems. In consonance with these characteristics, this factor is negatively related to internalizing symptoms and aggressiveness.

Table 2.

Rotated factor loadings matrix (loadings below 0.30 have been removed).

Scale	Factor		
	1	2	3
BIS-11c	Motor Impulsivity	0.61	
	Non- planning Impulsivity		- 0.70
	Cognitive Impulsivity		0.52
PRA-t	Proactive Aggression		0.70
	Reactive Aggression		0.86
SCARED	Panic	0.70	
	Social Phobia	0.49	
	Generalized Anxiety	0.63	
	Separation Anxiety	0.74	
CDI	Anhedonia	0.66	
	Negative mood	0.69	
	Self- Esteem	0.68	- 0.39
	Ineffectiveness	0.38	
	Interpersonal problems	0.46	0.30

Note: BIS-11c = Barratt Impulsiveness Scale-11 for children; SCARED = The Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders; CDI = The Children's Depression Inventory; PRA-t = Proactive/Reactive Aggression questionnaire for teachers.

Table 3 displays the inter-factor correlation matrix, which shows low interfactor correlations (absolute values between 0.11 and 0.25). As can be appreciated, factor 3 has a negative correlation with the other two, which is coherent with the characteristics of this factor (see above).

Table 3.

Inter-factor correlation matrix

	F1	F2	F3
F1	-		
F2	0.11	-	
F3	- 0.20	- 0.25	-

Finally, to determine the predictive value of each of the impulsivity scales for symptoms of anxiety disorders, on the one hand, and symptoms of depression, on the other, we computed two stepwise multiple regressions using three BIS-11c scales as predictors and CDI and SCARED scores as criteria. Table 4 shows the results of these analyses. In the case of depression, only the MI and CI accounted for any significant proportions of the variance,

whereas in the case of anxiety, all BIS-11c scales made a significant contribution. However, in all cases MI was the best predictor while the increase in explained variance obtained when NPI and CI were introduced was very small (between 1.1% and 4.3%).

Table 4.

Stepwise regression analysis of BIS-11c scales on CDI and SCARED total scores

	CDI		SCARED	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Motor Impulsivity	0.303**	0.511**	0.204**	0.467**
Non-Planning Impulsivity	--	--	0.021**	0.189**
Cognitive Impulsivity	0.045**	- 0.212**	0.011**	- 0.114**

Note: CDI= Children's Depression Inventory full scale, SCARED= Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders full scale.

** p<0.01

4. Discussion

Most of the studies analyzing the relationships between impulsivity and psychopathology have focused on externalizing disorders, and less so on internalizing disorders. However, the results above show a significant relationship between measures of impulsivity and internalizing symptoms, especially for MI. It seems to be the best anxiety and depression predictor of the BIS 11-c scales, and it accounts for a considerable amount of variance (between 20 and 30 per cent). When the data was summarized by factor analysis, it loaded on the same factor as all the SCARED and CDI scales. One important issue then is that the specific characteristics of this scale need to be analysed.

Most impulsivity characteristics such as difficulty in delaying responses, blurting out answers before questions have been completed, etc. are closely related to inhibition deficits, but not all impulsivity scales reflect these behaviours. For instance, in Eysenck's I7 questionnaire and Dickman's Impulsivity Inventory, inhibition deficits are related to the dysfunctional impulsivity scale and to the narrow impulsivity scale but not to venturesomeness or functional impulsivity (Vigil-Colet and Codorniu-Raga, 2004). That is, not all the scales of impulsivity questionnaires are related to inhibition deficits. Various studies have shown that motor and non-planning impulsivity are highly related to narrow and dysfunctional impulsivity. MI often has higher correlation coefficients than NP-I. On the other hand, CI (or attentional impulsivity in the case of BIS-11 for adults) usually shows lower or non-significant relationships with the impulsivity scales that are most related to lack of inhibition (Whiteside and Lynman, 2001; Caci et al., 2003; Stanford et al., 2009). Furthermore, many MI items are

related to behaviours such as acting on the spur of the moment, buying things on impulse, spending more money than you can afford, etc, which are related to lack of inhibition. It seems, then, that deficits in impulse control, which is specially related to motor impulsivity, should be taken into account for the diagnosis not only of externalizing disorders but also of internalizing ones. Nevertheless, this issue should be analysed in further research and experimental measures of response inhibition should also be used.

One hypothesis that may explain the relationships between impulsivity and internalizing pathologies is that impulsivity may be a trait marker of psychiatric vulnerability (Áskenazy et al., 2000). In this regard, all the results reported above seem to show that the component of impulsivity that is most related to anxiety and depression is motor impulsivity. In Barratt's model, motor impulsivity implies acting without thinking (Stanford et al., 2009), and is closely related to the concept of narrow impulsivity (Eysenck and Eysenck, 1977), which was defined as the tendency to act without thinking and without considering the possible consequences of behaviour. In other impulsivity models, this impulsivity dimension has also been called dysfunctional impulsivity, which has been described as the tendency to take unthinking and fast decisions with negative consequences for the individual (Dickman, 1990). The motor impulsivity dimension, then, seems to reflect the more pathological aspect of impulsivity, while other dimensions such as cognitive impulsivity are more related to quick but adaptive decisions.

Nevertheless, the view of impulsivity as a marker of psychiatric vulnerability does not explain the origins of its relationship with internalizing disorders. Although the inhibition deficits associated with impulsivity may explain the relationships between impulsivity and psychopathology, in cases such as suicide associated with depression (Soloff et al., 2000; Pompili et al., 2009) it is more difficult to establish a causal pathway between impulsivity and anxiety disorders, or between impulsivity and depression.

Nevertheless, the relationships between internalizing symptoms and impulsivity may also be explained by various underlying common causes. One possible explanation may be deficits in the serotonergic function. Nevertheless, it is also possible that children internalize the negative consequences of their impulsive behaviour and, consequently, that they develop a secondary emotional disorder which would lead to a decrease in serotonin levels. Regarding these deficits, authors such as Apter et al. (1990) have proposed the existence of a serotonergic cluster underlying different pathologies. This proposal was supported by several studies, which indicated that several serotonergic pathways and receptor subtypes are related to depression, anxiety-related characteristics and impulsivity

(Apter et al., 1990; Graeff et al., 1996; Evenden, 1999; Roy, 1999; Axelson and Birmaher, 2001; Akimova et al., 2009). Furthermore, psychopharmacological studies on serotonin reuptake inhibitors have proved their efficacy in the treatment of these disorders (Den Boer et al., 2000; Moeller et al., 2001). Some studies have also pointed out the involvement of the serotonergic system in the impairment of prefrontal executive functioning (Buhot et al., 2000; Lane et al., 2008). Specifically, performance on different executive function tests supports the hypothesis that attention and impulse inhibition are impaired in individuals with anxiety, depression or impulsivity (Evenden, 1999; Airaksinen et al., 2005; Castaneda et al., 2008; Pietrzak et al., 2008).

The findings reported above suggest that impulsivity is an important risk factor not only in externalizing problems, but also in internalizing ones. Taking into account the relationships between impulsivity and externalizing and internalizing problems, it appears that impulsivity is an important personality dimension to be considered in child psychopathology. In addition, various studies have demonstrated that high levels of impulsivity in depressive or anxious patients are related to increased risk of suicidal behaviour and other problems associated with the worse prognosis of emotional disorders. So impulsivity is not only related to this kind of disorders, furthermore, add severity to clinical profile.

Like many other studies, the results reported here show the multidimensional nature of impulsivity. It should be pointed out, however, that not all these dimensions have the same pattern of relationships with psychopathology. While some dimensions—called motor impulsivity, narrow impulsivity or dysfunctional impulsivity, depending on the theoretical model—are related to the presence of depression and anxiety, others, such as cognitive impulsivity, seem to play a protective role. Motor impulsivity correlates with all the SCARED and CDI scales, these being correlations of a similar size. The only exception is the correlation with social phobia which, although it is related at a $p < 0.01$ level to MI, shows a significantly lower value than the correlations between MI and the other SCARED scales. We think that this is because children with social phobia usually show withdrawal, which is an unusual behaviour in impulsive children. Depression is negatively related to CI. Taking into account that CI is related to taking quick but appropriate decisions, this relation may be along the same lines as that shown in the study by Cataldo et al. (2005), which reported that depressive children and adolescents display neuropsychological functioning characterized by slower and more conservative response styles at the cognitive level and higher rates of impulsive behaviour than controls. CI also displayed a negative pattern of relationships with

anxiety so these negative correlations between CI and internalizing scales seem to indicate that CI reflects an adaptive aspect of impulsivity (Lawrence et al., 2008), which in our case seems to protect against internalizing problems. Nevertheless, in the case of anxiety, it is also possible that these negative correlations are associated with an adaptive aspect of functioning. Further longitudinal studies are needed to establish the possible causal links between CI and internalizing disorders.

In fact, the factor analysis reported above reveals a factor related to cognitive impulsivity, planning, self-esteem and low interpersonal problems and inversely related to the factors that represent internalizing symptomatology and aggression. This is coherent with this protective aspect of CI.

The major strengths of this study are the large epidemiological sample gathered to explore an understudied area, and the relationships of anxiety and depression that have been found with impulsivity in children. However, our study has some limitations. First, we used only one aggression measure, which was reported by teachers. Therefore, further research using aggression measures based upon other sources of information such as parents or self-reports are required if our conclusions are to be generalised.

Second, because the sample contained a high proportion of children at risk of anxiety and depression disorders it cannot be considered to be a pure community sample. The sample composition, then, may lead to slight differences in the correlation coefficients computed in comparison with those of a pure community sample, but it does not invalidate the pattern of relationships observed between the different measures. Furthermore, when correlations were computed for control and at risk groups separately they did not differ significantly. Nevertheless, further research with community samples is needed if the results are to be generalized to the whole population.

Finally, the measures used to assess internalizing symptoms were only self-reports. No information was provided by clinicians. Although children's self-reports are more related to clinicians' ratings in semi-structured interviews than parent reports this does not mean that further research should not be carried out using parents and clinicians as valuable information sources.

Acknowledgments

This research was partially supported by a grant from the Spanish Ministry of Education and Science and the "Dirección General de Investigación" (PSI2008-00236) and by two grants

from the “Fondo de Investigaciones Sanitarias” (PI07/0839) and the Spanish Ministry of Health and Consumption.

References

- Achenbach, T. (1966). The classification of children's psychiatric symptoms: a factor-analytic study. *Psychological Monographs* 80, 1–37.
- Adewuya, A., Famuyiwa, O., 2007. Attention deficit hyperactivity disorder among nigerian primary school children - prevalence and co-morbid conditions. *European Child Adolescent Psychiatry*, 16, 10-15.
- Airaksinen, E., Larsson, M., Forsell, Y., 2005. Neuropsychological functions in anxiety disorders in population-based samples: evidence of episodic memory dysfunction. *Journal of Psychiatric Research* 39, 207–214.
- Akimova, E., Lanzenberger, R., Kasper, S., 2009. The Serotonin-1A Receptor in Anxiety Disorders. *Biological Psychiatry* 66, 627–635.
- Aluja, A., Blanch, A., 2002. The children depression inventory as predictor of social and scholastic competence. *European Journal of Psychological Assessment* 18, 259-274.
- American Psychiatric Association, 2000. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-IV-TR)*. 4th ed., text revised American Psychiatric Association, Washington, DC.
- Angold, A., Costello, E.J., Erkanli, A., 1999. Comorbidity. *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 40, 57–87.
- Apter, A., van Praag, H.M., Plutchik, R., Sevy, S., Korn, M., Brown, S.L., 1990. Interrelationships among anxiety, aggression, impulsivity and mood: a serotonergically linked cluster? *Psychiatry Research* 32, 191–199.
- Archer, J., Kilpatrick, G., Barmwell, R., 1995, Comparison of two aggression inventories. *Aggressive Behavior*, 21, 371-380.
- Archer, J., Webb, I.A., 2006. The Relation Between Scores on the Buss–Perry Aggression Questionnaire and Aggressive Acts, Impulsiveness, Competitiveness, Dominance, and Sexual Jealousy. *Aggressive Behavior*, 32, 464-473.
- Askénazy, F., Caci, H., Myquel, M., Darcourt, G., Lecrubier, Y., 2000. Relation between impulsivity and platelet serotonin content in adolescents. *Psychiatry Research* 94, 19–28.

- Askénazy, F., Sorci, K., Benoit, M., Lestideau, K., Myquel, M., Lecrubier, Y., 2003. Anxiety and impulsivity levels identify relevant subtypes in adolescents with at-risk behaviour. *Journal of Affective Disorders* 71, 219–227.
- Axelson, D.A., Birmaher, B., 2001. Relation between anxiety and depressive disorders in childhood and adolescence. *Depression and Anxiety* 14, 67–78.
- Barratt, E.S., Stanford, M.S., Dowdy, L., Liebman, M.J., Kent, T.A., 1999. Impulsive and premeditated aggression: a factor analysis of self-reported acts. *Psychiatry Research* 86, 163–173.
- Birmaher, B., Brent, D.A., Chiappetta, L., Bridge, J., Monga, S., Baugher, M., 1999. Psychometric properties of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED): a replication study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry* 38, 1230–1236.
- Birmaher, B., Khetarpal, S., Brent, D., Cully, M., Balach, L., Kaufman, J., McKenzie Neer, S., 1997. The Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED): scale construction and psychometric characteristics. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry* 36, 545–553.
- Brown, K., Atkins, M.S., Osborne, M.L., Milnamow, M., 1996. A revised teacher rating scale for reactive and proactive aggression. *Journal of Abnormal Child Psychology* 24, 473–480.
- Buhot, H.C., Martin, S., Segu, L., 2000. Role of serotonin in memory impairment. *Annals of Medicine* 32, 210–221.
- Buss, A.H., Plomin, R., 1975. A temperament theory of personality development. Wiley, New York, NY.
- Caci, H., Nadalet, L., Baylé F.J., Robert, P., Boyer, P., 2003 Cross-cultural study of the Impulsiveness-Venturesomeness-Empathy Questionnaire (IVE-7). *Comprehensive Psychiatry*, 44, 381-387.
- Canals, J., Domènech- Llaberia, E., Fernandez- Ballart, J., Martí- Henneberg, C., 2002. Predictors of depression at eighteen: a 7-year follow-up study in a Spanish nonclinical population. *European Child and Adolescent Psychiatry* 11, 226–233.
- Castaneda, A.E., Tuuio-Henriksson, A., Marttunen, M., Suvisaari, J., Lonnqvist, J., 2008. A review on cognitive impairments in depressive and anxiety disorders with a focus on young adults. *Journal of Affective Disorders* 106, 1–27.

- Cataldo, M.G., Nobile, M., Lorusso, M.L., Battaglia, M., Molteni, M., 2005. Impulsivity in depressed children and adolescents: a comparison between behavioural and neuropsychological data. *Psychiatry Research* 136, 123–133.
- Cattell, R.B., 1966. The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research* 1, 245–276.
- Chahin, N., Cosi, S., Lorenzo-Seva, U., Vigil-Colet, A., 2010. Stability of the factorial structure of Barrat's Impulsivity Scales for children across cultures: a comparison between Spain and Colombia. *Psicothema* 22, 983-989.
- Cloninger, C.R., Pryzbeck, T.R., Svrakic, D.M., 1991. The tridimensional personality questionnaire: US normative data. *Psychological Reports* 69, 1047–1057.
- Corruble, E., Benyamina, A., Bayle, F., Falissard, B., Hardy, P., 2003. Understanding impulsivity in severe depression? A psychometrical contribution. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry* 27, 829– 833.
- Corruble, E., Damy, C., Guelfi, J.D., 1999. Impulsivity: a relevant dimension in depression regarding suicide attempts? *Journal of Affective Disorders* 53, 211–215.
- Cosi, S., Vigil-Colet, A., Canals, J., Lorenzo-Seva, U., 2008. Psychometric properties of the Spanish adaptation of the BIS11-a scale for children. *Psychological Reports* 103, 336–346.
- Cosi, S., Vigil-Colet, A., Canals, J., 2009. Desarrollo del cuestionario de evaluación de la agresividad proactiva y reactiva para profesores: estructura factorial y propiedades psicométricas. *Psicothema* 21, 159–164.
- Cosi, A., Canals, J., Hernandez-Martinez, C., Vigil-Colet, A., 2010. Parent-child agreement in SCARED and its relationship to anxiety symptoms. *Journal of Anxiety Disorders* 24, 129–133.
- Costello, E.J., Egger, H.L., Angold, A., 2004. The developmental epidemiology of anxiety disorders. In: Ollendick, T., March, J. (Eds.), *Phobic and anxiety disorders in children and adolescents: a clinician's guide to effective psychosocial and pharmacological interventions*. Oxford University Press, New York, NY, pp. 61–91.
- Del Barrio, V., Moreno-Rosset, C., López-Martínez, R., 1999. El Children's Depression Inventory [CDI; Kovacs, 1992]. Su aplicación en población española. *Clínica y Salud* 10, 393–416.
- Den Boer, J.A., Bosker, F.J., Slaap, B.R., 2000. Serotonergic drugs in the treatment of depressive and anxiety disorders. *Human psychopharmacology* 15, 315–336.

- Dickman, S.J., 1990. Functional and dysfunctional impulsivity: personality and cognitive correlates. *Journal of Personality and Social Psychology* 58, 95–102.
- Dodge, K.A., Coie, J.D., 1987. Social-information-processing factors in reactive and proactive aggression in children's peer groups. *Journal of Personality and Social Psychology* 53, 1146–1158.
- Evenden, J.L., 1999. Varieties of impulsivity. *Psychopharmacology* 146, 348–361.
- Eysenck, H.J., Eysenck, M.W., 1985. *Personality and individual differences: a natural science approach*. Plenum Press, New York, NY.
- Eysenck, B.G., Eysenck, H.J., 1977. The place of impulsiveness in a dimensional system of personality description. *The British Journal of Social and Clinical Psychology* 16, 57–68.
- Figueras, A., Amador-Campos, J. A., Gómez-Benito, J., del Barrio, V., 2010. Psychometric Properties of the Children's Depression Inventory in Community and Clinical Sample. *The Spanish Journal of Psychology* 13, 990-999.
- Fink, A.D., McCown, W.G., 1993. Impulsivity in children and adolescents: Measurement, causes and treatment. In: McCown, W.G., Johnson, J.L., Shure, M.B. (Eds.), *The impulsive client, theory, research and treatment*. American Psychological Association, Washington, DC, pp. 279–308.
- Gauthier, K., Furr, R., Mathias, C., Marsh-Richard, D., Dougherty, D., 2009. Differentiating impulsive and premeditated aggression: self and informant perspectives among adolescents with personality pathology. *Journal of Personality Disorders* 23, 76-84.
- Graeff, F.G., Guimaraes, F.S., De Andrade, T.G., Deakin, J.F., 1996. Role of 5-HT in stress, anxiety, and depression. *Pharmacology, Biochemistry, and Behaviour* 54, 129-141.
- Granö, N., Keltikangas-Jarvinen, L., Kouvonen, A., Virtanen, M., Elovainio, M., Vahtera, J., Kivimäki, M., 2007. Impulsivity as a predictor of newly diagnosed depression. *Scandinavian Journal of Psychology* 48, 173–179.
- Jensen, P. S., Shervette, R. E., Xenakis, S. N., Richters, J., 1993. Anxiety and depressive disorders in attention deficit disorder with hyperactivity: New findings. *American Journal of Psychiatry* 150, 1203-1209.
- Kessler, R.C., Chiu, W.T., Demler, O., Walters, E.E., 2005. Prevalence, severity, and comorbidity of 12-month DSM-IV disorders in the national comorbidity survey replication. *Archives of General Psychiatry* 62, 617–627.
- Kovacs, M., 1985. The Children's Depression Inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin* 21, 995–998.

- Lane, H.Y., Liu, Y.C., Huang, C.L., Hsieh, C.L., Chang, Y.L., Chang, L., Chang, Y.C., Chang, W.H., 2008. Prefrontal executive function and D-1, D-3, 5-HT_{2A} and 5-HT₆ receptor gene variations in healthy adult. *Journal of Psychiatry and Neuroscience* 33, 47–53.
- Lattin, J., Carroll, D.J., Green, P.E., 2003. *Analyzing multivariate data*. Duxbury Press, Belmont, MA.
- Lawrence, A., Clark, L., Labuzetta, J. N., Sahakian, B., Vyakarnum, S., 2008. The innovative brain. *Nature* 456, 168–169.
- Lynam, D., 1996. Early identification of chronic offenders: who is the fledgling psychopath? *Psychological Bulletin* 120, 209–234.
- Moeller, F.G., Barratt, E.S., Dougherty, D.M., Schmitz, J.M., Swann, A.C., 2001. Psychiatric aspects of impulsivity. *The American Journal of Psychiatry* 158, 1783–1793.
- Moffitt, T., 1993. Adolescence-limited and life-course-persistent antisocial behaviour: a developmental taxonomy. *Psychological Review* 100, 674–701.
- Pietrzak, R.H., Sprague, A., Snyder, P.J., 2008. Trait impulsiveness and executive function in healthy young adults. *Journal of Research in Personality* 42, 1347–1351.
- Pompili, M., Del Casale, A., Forte, A., Falcobne, I., Palmieri, G., Innamorati, M., Fotaras, M., Tatarelli, R., Lester, D., 2009. Impulsiveness and suicide risk: A literature review. In: Lassiter, G.H. (Ed.), *Impulsivity: Causes, control and disorders*. Nova Biomedical Books, New York, NY, pp. 59–82.
- Raine, A., Dodge, K., Loeber, R., Gatzke-Kopp, L., Lynam, D., Reynolds, C., Stouthamer-Loeber, M., Liu, J., 2006. The reactiveproactive aggression questionnaire: differential correlates of reactive and proactive aggression in adolescent boys. *Aggressive Behaviour* 32, 159–171.
- Roy, A., 1999. CSF5-HIAA correlates with neuroticism in depressed patients. *Journal of Affective Disorders* 52, 247–249.
- Ruiperez, M.A, Ibañez, M.I., Lorente, E., Moro, M., Ortet, G., 2001. Psychometric properties of the Spanish version of the brief Symptom Inventory. Contributions to the relationship between personality and psychopathology. *European Journal of Psychological Assessment* 17, 241–250.
- Shea, T., Fisher, B.E., 1996. Self ratings of mood levels and mood variability as predictors of Junior I-6 impulsivity and ADHD classroom behaviors. *Personality and Individual Differences* 40, 209–214.

- Sher, K.J., Trull, T.J., 1994. Personality and disinhibitory psychopathology: alcoholism and antisocial personality disorder. *Journal of Abnormal Psychology* 103, 92–102.
- Soloff, P.H., Lynch, K. G., Kelly, T.M., Malone, K.M., Mann, J.J., 2000. Characteristics of suicide attempts of patients with major depressive episode and borderline personality disorder: A comparative study. *The American Journal of Psychiatry* 157, 601–608.
- Stanford, M.S., Mathias, C.W., Dougherty, D.M., Lake, S.L., Anderson, N.E., Patton, J.H., 2009. Fifty years of the Barratt Impulsiveness Scale: an update and review. *Personality and Individual Differences* 47, 385–395.
- Sulkowski, M.L., Jordan, C., Reid, A., Graziano, P.A., Shalev, I., Storch, E.A., 2009. Relations between impulsivity, anxiety, and obsessive–compulsive symptoms in a non-clinical sample. *Personality and Individual Differences* 47, 620–625.
- Summerfeldt, L.J., Hood, K., Antony, M.M., Richter, M.A., Swinson, R.P., 2004. Impulsivity in obsessive-compulsive disorder: comparisons with other anxiety disorders and within tic-related subgroups. *Personality and Individual Differences* 36, 539–553.
- Taylor, C.T., Hirshfeld-Becker, D.R., Ostacher, M.J., Chow, C.W., LeBeau, R.T., Pollack, M. H., Nierenberg, A.A., Simon, N.M., 2008. Anxiety is associated with impulsivity in bipolar disorder. *Journal of Affective Disorders* 22, 868–876.
- Tremblay, R.E., Pihl, R.O., Vitaro, F., Dobkin P.L., 1994. Predicting early onset of male antisocial behavior from preschool behavior. *Archives of General Psychiatry* 51, 732–739.
- Vigil-Colet, A., Codorniu-Raga, M., 2004. Aggression and inhibition deficits, the role of functional and dysfunctional impulsivity. *Personality and Individual Differences* 37, 1431-1440.
- Vigil-Colet, A., Morales-Vives, F., Tous, J., 2008. The relationships between functional and dysfunctional impulsivity and aggression across different samples. *The Spanish Journal of Psychology* 11, 480–487.
- Vigil-Colet, A., Canals, J., Cosi, S., Lorenzo-Seva, U., Ferrando, P.J., Hernández-Martínez, C., Claustre, M., Viñas, F., Domènech-Llaberia, E., 2009. The factorial structure of the 41-item version of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a Spanish population of 8 to 12 years-olds. *International Journal of Clinical and Health Psychology* 9, 313–327.
- Whiteside, S., Lynam, D., 2001. The five factor model and impulsivity: using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences* 30, 669–689.

- Wolraich, M. L., Hannah, J. N., Baumgaertal, A., Feurer, I. D., 1998. Examination of the DSM-IV criteria for attention-deficit/ hyperactivity disorder in a countrywide sample. *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics* 19, 162–168.
- Zaparniuk, J., Taylor, S., 1997. Impulsivity in children and adolescents. In: Webster, C.D., Jackson, M.A. (Eds.), *Impulsivity: Theory, assessment and treatment*. Guildford Press, New York, NY, pp. 158–180.
- Zuckerman, M., Kuhlman, D., Thornquist, M., Kiers, H., 1991. Five (or three) robust questionnaire scale factors of personality without culture. *Personality and Individual Differences* 12, 929–941.

6. DISCUSIÓN

*If you're not sure what to do with the ball, just pop it in the net
and we'll discuss your options afterwards.*

Bill Shankly

Esta tesis tiene como objetivo evaluar las relaciones existentes entre la impulsividad y los trastornos emocionales en la edad infantil. Pero para poder analizar estas relaciones, primero fue necesario adaptar a nuestro idioma una serie de cuestionarios.

Como indican los resultados, exceptuando el DII-c, todos los cuestionarios adaptados (BIS-11c, SCARED, APR-m) muestran su adecuación para evaluar la mayor parte de nuestras variables de interés: la impulsividad, la ansiedad y la agresividad, respectivamente. Además incorporamos el CDI, el cual ya se encuentra adaptado al español, como medida de depresión.

En relación a nuestro primer objetivo, adaptar al español un auto-informe de impulsividad infantil, el primer cuestionario que intentamos validar, el DII-c, no es un instrumento adecuado para evaluar la impulsividad en niños debido a su baja fiabilidad (impulsividad disfuncional: $\alpha = .46$; impulsividad funcional: $\alpha = .47$), y a la falta de replicación de la estructura bifactorial de S. J. Dickman. En la versión original del DII-c, Brunas-Wagstaff et al. (1997) también obtienen una fiabilidad insuficiente, sobretodo para la impulsividad funcional. Los autores atribuyen este hallazgo a que la impulsividad funcional emergería como un rasgo consistente en niños mayores. No obstante, los coeficientes de fiabilidad de esta escala eran insuficientes para todos los grupos de edad que integraban la muestra, alcanzando solamente una fiabilidad α de .51 en adolescentes de 15 a 16 años. En nuestro estudio, la muestra adolescente reporta una fiabilidad similar a la infantil, por lo que no parece que la consistencia de este rasgo mejore en niños mayores. Sin embargo, como veremos a continuación, es posible hallar un factor cognitivo, conceptualmente similar a la impulsividad funcional, en niños. Por lo tanto, parece más plausible la explicación que los ítems que integran el DII-c no son adecuados, ya que presentan un redactado complejo y son excesivamente largos.

Tomando en consideración los motivos por los que el DII-c resultó una medida poco adecuada, procedimos a adaptar al español y en población infantil la versión adolescente del BIS-11 desarrollada por Fossati et al. (2002), el BIS-11A, cuyos ítems presentaban un redactado más simple, claro y conciso que el DII-c. Por este motivo consideramos su adaptación a la población infantil. Además los cuestionarios existentes para este grupo de edad, suelen crearse con el objetivo de evaluar una franja de edad que abarca desde la infancia a la adolescencia.

Los resultados de nuestro estudio muestran que la estructura factorial hallada es más similar a los tres componentes de IM, INP e IC propuestos por Barratt (1985) que a la versión original del BIS-11A (Fossati et al., 2002), la cual presentaba una estructura de seis factores de primer orden que convergían en dos factores de segundo orden identificados como Impulsividad general e Impulsividad no planificada. Sin embargo, el procedimiento que emplearon Fossati et al. (2002) consideramos que no fue el adecuado para el desarrollo de un nuevo test, ya que realizaron siete análisis factoriales confirmatorios para estimar la bondad de ajuste de los modelos consecutivos, es decir, utilizaron una metodología de tipo confirmatorio en un sentido exploratorio. Además, algunos de los ítems del BIS-11A presentaban cargas factoriales bajas ($< .20$) que cuestionaban su adecuación y algunos de los factores eran definidos solamente por dos ítems. Además, nuestra estructura de tres factores ha sido recientemente replicada en una muestra de niños colombianos (Chahín et al., 2010).

Una posible explicación para las diferencias encontradas entre niños, adolescentes y adultos podría ser que la estructura de la impulsividad cambia en función de la edad. En este sentido, Leshem y Glicksohn (2007) hallaron que la impulsividad presentaba una estructura bifactorial en adolescentes, mientras que los adultos presentaban una estructura de tres factores. Sin embargo, otros estudios obtienen una estructura de tres factores tanto en niños (Chahín et al., 2010) como en adolescentes (Hartmann y Rief, 2011).

Examinando el contenido de los ítems que integran cada uno de los factores del BIS-11c en nuestro estudio, observamos que la INP es un factor que refleja la falta de planificación, mientras que la IM se refiere a una impulsividad general, definida según el modelo de Barratt como actuar sin pensar (Stanford et al., 2009). Como podemos observar, esta definición es muy próxima al concepto de impulsividad estricta (Eysenck y Eysenck, 1977), que se relaciona con una tendencia a actuar sin pensar ni considerar las posibles consecuencias de la conducta. En otros modelos de impulsividad, esta dimensión más desadaptativa es etiquetada como impulsividad disfuncional, la cual se considera como una tendencia a tomar decisiones rápidas e irreflexivas con consecuencias negativas para el individuo (Dickman, 1990). Precisamente, diversos estudios muestran que la IM y la INP son las escalas del BIS más relacionadas con la impulsividad disfuncional y estricta, siendo esta correlación mayor en el caso de la IM. En cambio, en nuestra muestra la IC apenas presenta relaciones con estas escalas, siendo más similar al factor de impulsividad funcional propuesto por Dickman (1990), que a la vez también coincide con el factor de IC propuesto inicialmente por Barratt (1985) definido como la toma de decisiones rápidas pero adaptativas. Así, en contraposición a la creencia de Brunas-Wagstaff et al. (1997), nuestros resultados parecen indicar que se puede hallar un factor cognitivo en niños, aunque éste está relacionado con la toma de decisiones rápidas en lugar de con la atención.

Tanto la IC como la INP presentan fiabilidades aceptables, mientras que la IM muestra una buena fiabilidad. Como acabamos de mencionar, esta escala se refiere a los aspectos disfuncionales de la impulsividad y ha sido relacionada con la agresión, diversos tipos de adicciones, bajo rendimiento académico y con los trastornos emocionales (Cao, Su, Liu y Gao, 2007; Moeller et al., 2001b; Morales-Vives, 2007; Strakowski et al., 2010; Swann, Steinberg, Lijffijt y Moeller, 2008).

La utilización de un criterio externo como el rendimiento académico y la agresividad, que habitualmente presentan una relación baja o

moderada con la impulsividad, nos permite aportar las primeras evidencias de la validez criterial del BIS-11c (Cosi, 2008; Cosi et al., 2008b).

Actualmente existen dos adaptaciones más del BIS-11c al árabe y al holandés (van der Hijden, 2009; Khechine, 2010), las cuales presentan buenos coeficientes de fiabilidad α , así como una estructura factorial similar a la hallada en nuestro estudio. El BIS-11c también ha sido aplicado a una muestra de universitarios españoles con éxito (Correa, Trivino, Pérez-Duenas, Acosta y Lupianez, 2010), ya que al no incluir ítems con referencias al trabajo o a la pareja, es también adecuado para este tipo de muestras.

Logramos nuestro siguiente objetivo creando una medida para evaluar la agresividad infantil informada por los profesores, los cuales decidimos elegir como informantes debido a que la mayoría de instrumentos existentes se han centrado en la evaluación de la agresividad mediante cuestionarios informados por padres o profesores. La APR-m mostró una elevada fiabilidad con un número reducido de ítems y una estructura bifactorial compuesta por AP y AR.

Tal y como se ha comentado con anterioridad, la agresividad está relacionada con la impulsividad. Sin embargo, esta relación es más baja de lo que esperaríamos teniendo en cuenta los estudios con adultos (Archer, Kilpatrick, y Barmwell, 1995; Archer y Webb, 2006; Marsh, Dougherty, Mathias, Moeller, y Hicks, 2002; Vigil-Colet y Codorniu-Raga, 2004). Esta disminución de los coeficientes de correlación puede explicarse por la empleo de distintos informantes.

Otra evidencia de la validez criterial del APR-m es su relación inversa con el rendimiento académico.

Nuestro tercer objetivo fue adaptar al español un cuestionario que evaluara la ansiedad infantil a partir de las manifestaciones basadas en los criterios diagnósticos del DSM-IV-TR, el cual alcanzamos a partir de la adaptación del SCARED con una estructura de cuatro factores

relacionados: Somática/Pánico, Fobia Social, Ansiedad de Separación y Ansiedad Generalizada. No obstante, nuestra investigación no ha replicado la estructura factorial de cinco factores de la versión original del SCARED (Birmaher et al., 1997). Sin embargo, nuestro estudio no es el único que difiere de la estructura factorial propuesta por Birmaher et al. (1997, 1999). En un estudio con adolescentes, Boyd et al. (2003) encontraron una estructura de tres factores, mientras que en población infantil, Ogliari et al. (2006), Muris, Shmidt, Engelbrecht, y Perold (2002b) y Wren et al. (2007) hallaron los mismos cuatro factores que en nuestro estudio, los cuales se corresponden a las categorías de los trastornos de ansiedad del DSM-IV-TR. El factor de Fobia Escolar no emergía como factor diferenciado en ninguno de los estudios mencionados, y es que de acuerdo con Birmaher et al. (1997), este factor debe ser considerado como una categoría de ansiedad separada. La mayoría de estudios del SCARED que presentan una estructura de cinco factores, la fiabilidad del factor de Fobia Escolar es baja, con valores comprendidos entre $\alpha = .43$ y $\alpha = .76$. De hecho, el metanálisis de Hale et al. (2011) halla una fiabilidad media inferior a los estándares al uso ($\alpha = .62$). En algunos de los estudios que proponen una estructura de cuatro factores, los ítems de Fobia Escolar fueron eliminados debido a su baja saturación (Ogliari et al., 2006; Muris et al., 2002b), excepto el ítem “*Me da miedo ir a la escuela*” que, al igual que en nuestro estudio, saturaba en el factor de Pánico (Ogliari et al., 2006). De hecho, el contenido de los ítems de Fobia Escolar indica sus relaciones con los factores de Pánico y Ansiedad de Separación. Como muestra nuestra investigación, los tres ítems restantes de Fobia Escolar se integraron principalmente en el factor de Ansiedad de Separación. Precisamente algunos de los criterios diagnósticos de este trastorno son preocupaciones y quejas somáticas en situaciones (e. g. la escuela) que implican la separación de las figuras significativas (APA, 2000; OMS, 1993). Así, teniendo en cuenta el contenido de los ítems y la baja fiabilidad del factor de Fobia Escolar, una solución de cuatro factores integra los ítems de este factor en otras

escalas, las cuales, además, mejoran su fiabilidad al incrementar el número de ítems de las mismas.

Teniendo en cuenta que las dimensiones halladas están relacionadas y que la solución de un factor general mejora el ajuste del modelo, se justifica el desarrollo de una versión corta del SCARED con el fin de crear un instrumento de cribado rápido de la ansiedad. Con el mismo objetivo, Birmaher et al. (1999) creó una versión corta de cinco ítems, uno por cada uno de los cuatro factores del SCARED. No obstante, teniendo en cuenta el objetivo de la creación de esta versión, nos parece preferible escoger los ítems en función de su saturación en el factor de segundo orden de ansiedad general. Además es difícil hallar una fiabilidad suficiente con una escala de tan solo cinco ítems ($\alpha = .43$). De esta manera, la fiabilidad aumenta hasta valores más que aceptables ($\alpha = .78$) con nuestra versión de diez ítems.

En cuanto a la fiabilidad de la versión española del SCARED, aunque la fiabilidad de la puntuación total es buena y las diferentes escalas muestran suficientes o buenos coeficientes de fiabilidad, hay que señalar que los valores de algunas escalas fueron ligeramente menores que en estudios previos (Birmaher et al., 1999; Muris et al., 1999). Una explicación para esta disminución es que nuestro estudio fue realizado con una muestra de niños, mientras que Birmaher et al. (1999) y Muris et al. (1999) incluyeron adolescentes en sus muestras. En un estudio con un rango de edad similar al utilizado en nuestra investigación, Essau, Muris y Ederer (2002) obtuvieron fiabilidades α similares a las nuestras.

Un aspecto ampliamente estudiado es el mayor nivel de ansiedad que presentan las mujeres respecto los varones (Feingold, 1994; Hinz y Schwarz, 2001; Lewinsohn, Gotlib, Lewinsohn, Seeley y Allen, 1998). De igual forma, nuestro estudio en población infantil muestra que las niñas tienden a presentar mayores niveles de ansiedad que los niños. En cuanto a la relación entre la edad y las puntuaciones del SCARED, nuestros resultados también son coherentes con las investigaciones previas al mostrar que a medida que los niños se hacen mayores descende la Ansiedad de Separación y se incrementa la Ansiedad

Generalizada (Cohen et al., 1993; Costello, Mustillo, Erkanli, Keeler y Angold, 2003; Rapee, 1991). Cabe destacar la ausencia de interacciones significativas entre edad y sexo, por lo que las diferencias en los síntomas de ansiedad entre niños y niñas son estables de los 9 a los 12 años. La importancia de este dato radica en que aunque las diferencias de género en los rasgos de personalidad relacionados con la ansiedad, como el neuroticismo, no emergen hasta la adolescencia temprana (Canals, Vigil-Colet, Chico, y Marti-Hennenberg, 2005), las diferencias en los síntomas de ansiedad están presentes en edades más precoces (March, Parker, Sullivan, Stallings y Conners, 1997; Yen et al., 2010).

Aunque tradicionalmente se ha considerado que los niños son menos precisos al informar de sus propios comportamientos, varios estudios han mostrado que es posible alcanzar una buena fiabilidad en los autoinformes de ansiedad infantil (Birmaher et al., 1997; March et al., 1997; Reynolds y Richmond, 1978; Spence, 1997; Spielberger, 1973). Además, diversos estudios señalan que los niños son mejores informantes de sus propios síntomas interiorizados que sus padres (Muris et al., 1999; Rapee et al., 1994). Y aunque las medidas de autoinforme son esenciales en la recopilación de la información referente a los procesos internos y subjetivos del niño y del adolescente (Achenbach, McConaughy y Howell, 1987), incorporar otras fuentes de información como los padres o los profesores podrían aportar información complementaria que aumentaría la precisión de la evaluación. De hecho, la relación entre las versiones del SCARED para niños y para padres oscila entre $r = .25$ y $r = .60$ (Birmaher et al., 1997; Muris et al., 1999; Wren et al., 2007). Por lo que nuestro siguiente objetivo fue analizar las relaciones entre ambas versiones del SCARED a la vez que determinar cuál de los dos informantes es el mejor y si la inclusión de una segunda fuente de información mejora la validez predictiva del test, comparando ambas versiones con los síntomas de ansiedad informados por el clínico.

Así, siguiendo las líneas que apuntaba el anterior estudio, encontramos un bajo acuerdo entre padres y niños. Este resultado es similar a las relaciones moderadas o bajas halladas en investigaciones previas (Grills y Ollendick, 2003; Muris et al., 2002a; Nauta et al., 2004). En todas las escalas del SCARED los padres informan de menos frecuencia de síntomas de ansiedad que sus hijos. Concretamente, las escalas que muestran mayores diferencias en las respuestas de los padres respecto las del niño son la Somática/Pánico y la Ansiedad Generalizada, probablemente debido a que los ítems que componen estas escalas se refieren a procesos internos difíciles de detectar para un observador externo. En cuanto a la Ansiedad Generalizada, también resulta difícil para un observador externo decidir cuando una tendencia general a la preocupación es patológica (Rapee, 1991; Rapee, Barrett, Dadds, y Evans, 1994).

Otro resultado que parece indicar que los niños son mejores informadores de sus propios síntomas de ansiedad es la mayor correlación de todas las escalas de la versión para niños del SCARED con los síntomas recogidos por el clínico, siendo significativamente mayores para la ansiedad generalizada y la somática. Para acabar de verificar esta hipótesis, utilizamos ambas versiones del SCARED como predictores de los síntomas de ansiedad de la M.I.N.I. Kid, hallando que en todas las escalas, los informes de los niños eran los mejores predictores y los padres solo incrementaban de forma marginal la varianza explicada. En este resultado debemos tener en cuenta que la entrevista M.I.N.I. Kid se administró al niño y no a los padres.

Finalmente, con la adaptación de los cuestionarios necesarios para medir las variables de interés, pudimos alcanzar el principal objetivo de esta tesis: analizar las relaciones entre la impulsividad y los trastornos emocionales en población infantil. La relevancia de este estudio radica en la extensa muestra epidemiológica empleada para examinar un área poco estudiada como es el papel de la impulsividad como factor predictor de trastornos de ansiedad y del estado de ánimo.

Los resultados verifican esta relación, hallando que la impulsividad predice de forma sustancial los problemas emocionales. Específicamente, las tres escalas de impulsividad explican conjuntamente un 35% de la varianza en la depresión y un 24% en la ansiedad. La escala de impulsividad que más se relaciona con los trastornos emocionales es la IM. De hecho, si analizamos el poder predictivo de cada una de las escalas del BIS-11c, la IM es el mejor predictor de ansiedad y depresión, llegando a explicar un 30 y un 20% de la varianza, respectivamente. Es más, cuando resumimos los datos en el análisis factorial, la IM saturó en el mismo factor que todas las escalas del CDI y del SCARED. Las otras dos escalas aportan muy poco en la predicción de los trastornos emocionales. En concreto, la IC tan solo aporta un 4.5% y un 1.1% en la predicción de la ansiedad y la depresión, respectivamente; mientras que la INP explica un 2.1% de la varianza de la ansiedad. Así, nuestros resultados indican que la impulsividad, concretamente la IM, es un predictor importante de la psicopatología emocional. Una posible explicación a esta relación podría ser que el niño hubiera interiorizado las consecuencias negativas de su conducta impulsiva y, por consiguiente, desarrollara un trastorno emocional secundario. Estos resultados también nos llevan a preguntarnos por qué la IM es la única escala del BIS-11c que se relaciona significativamente con la psicopatología. La respuesta puede estar en las características específicas de la IM. Si analizamos el contenido de los ítems que integran esta escala, observamos que se relacionan con déficits inhibitorios y con comportamientos disfuncionales como actuar sin pensar, comprar cosas por impulso, gastar más dinero del que se dispone, etc. Precisamente los ítems de la IM también guardan una estrecha relación con las características de la impulsividad descritas en el DSM-IV-TR en trastornos como el TDAH (impaciencia, dificultad para demorar las respuestas, etc.).

Los déficits inhibitorios son una característica fundamental de la impulsividad. Así lo refieren diversos estudios en los que los sujetos con puntuaciones altas en los cuestionarios de impulsividad mostraban una

menor inhibición cognitiva y una mayor dificultad para inhibir respuestas prepotentes que las personas poco impulsivas (Avila y Parcet, 1997; Horna, Dolan, Elliott, Deakin y Woodruff, 2003; Logan, Schachar y Tannock, 1997).

Así, aunque muchas de las características de la impulsividad se relacionan con déficits inhibitorios, no todas las escalas de impulsividad reflejan estas conductas. Por ejemplo, la escala disfuncional del cuestionario de Dickman, la impulsividad estricta del I₇ y la IM y más ligeramente la INP del BIS-11 se relacionan con déficits inhibitorios, mientras que las escalas más adaptativas de dichos cuestionarios (atreimiento, impulsividad funcional e IC) no muestran ninguna relación (Caci, Nadalet, Baylé, Robert y Boyer, 2003; Stanford et al., 2009; Vigil-Colet, 2007; Vigil-Colet y Codorniu-Raga, 2004; Whiteside y Lynman, 2001).

Con el objetivo de buscar un nexo de unión entre la impulsividad y la psicopatología emocional, examinamos varios estudios de neuroimagen los cuales han intentado hallar cuáles son las estructuras corticales implicadas en los déficits inhibitorios. Asahi, Okamoto, Okada, Yamawaki y Yokota (2004) identificaron la amígdala y diversas regiones prefrontales (dorsolateral, córtex cingulado anterior, orbitofrontal, etc.) como responsables del control inhibitorio. Horna et al. (2003) analizaron la relación de la impulsividad medida a través del BIS-11, el I₇ y las tareas conductuales Go/no Go y Newman's card playing, con las áreas corticales implicadas durante una tarea Stop-Go, encontrando que los sujetos con puntuaciones mayores en la escala de impulsividad estricta y en la puntuación total del BIS-11 presentaban mayor activación de las áreas paralímbicas. Sin embargo, este estudio no nos permite conocer la implicación de cada una de las escalas del BIS-11 en la inhibición. Sin embargo, en un estudio con individuos sanos, Asahi, et al. (2004) señalan que la única escala del BIS-11 relacionada con déficits inhibitorios es la IM. Concretamente, puntuaciones altas en la IM se relacionaban con una menor activación del córtex prefrontal dorsolateral durante una tarea de control inhibitorio.

Numerosos estudios de neuroimagen han replicado alteraciones similares en sujetos con TDAH, hallando una alteración en el córtex prefrontal ventral medial (Bush, Valera y Seidman, 2005; Tamm Menon, Ringel y Reiss, 2004), cuyas conexiones con la amígdala y el córtex orbitofrontal podrían explicar los síntomas centrales de este trastorno, como la desinhibición conductual, la impulsividad, la disfunción ejecutiva, etc. (Plessen et al., 2006). Esta implicación de la amígdala también podría contribuir a incrementar el riesgo de trastornos afectivos en niños con TDAH (Faraone et al., 2001; Pliszka, 2000).

Curiosamente, diversos estudios de depresión señalan alteraciones en el funcionamiento de las áreas relacionadas con el control inhibitorio similares a las descritas en sujetos impulsivos. Así, los sujetos con depresión muestran una mayor activación de la amígdala y el córtex orbitofrontal, así como una disminución de la función ejecutiva relacionada con una hipoactividad en el córtex dorsolateral y en el cíngulo anterior (Levin, Heller, Mohanty, Herrington, Miller, 2007; Rogers et al., 2004). Sin embargo, los estudios con ansiedad son menos concluyentes. Parece existir también una hiperactivación de la amígdala (Bremner, 2004; Davidson, 2002; Etkin y Wager, 2007; Rauch, Shiu, Wright, 2003) — algunos autores llegan a sugerir que la ansiedad comórbida a la depresión sería la responsable de este aumento (Davidson, Pizzagalli, Nitschke, Putnam, 2002; Young, Abelson, Cameron, 2004) —. Sin embargo, al contrario que en la depresión y la impulsividad, en la ansiedad, existe un incremento en el metabolismo prefrontal (Davidson, 2002; Rauch, Savage, Alpert, Fischman, y Jenike, 1997).

Parece que los déficits inhibitorios relacionados con la impulsividad podrían explicar las relaciones de ésta tanto con la psicopatología interiorizada como exteriorizada. Sin embargo, es difícil establecer una vía causal entre la impulsividad y la ansiedad y la depresión.

Esta implicación de la impulsividad en diversos trastornos exteriorizados e interiorizados indicaría que este rasgo de personalidad

podría ser un marcador de vulnerabilidad psiquiátrica (Áskenazy, Caci, Myquel, Darcourt y Lecrubier, 2000; Beauchaine y Neuhaus, 2008). Tal y como indican nuestros resultados, el componente de la impulsividad más relacionado con la ansiedad y la depresión es la IM. Como ya hemos mencionado con anterioridad, esta escala es la que presenta relaciones mayores con las escalas que reflejan un componente más disfuncional de la conducta impulsiva (impulsividad disfuncional de Dickman e impulsividad estricta de Eysenck). De manera que parece que la IM es la dimensión del BIS-11c que refleja un aspecto más patológico de la impulsividad, mientras que otras dimensiones como la IC presentarían un aspecto más adaptativo.

Sin embargo, el hecho de que la impulsividad sea considerada un marcador de vulnerabilidad psiquiátrica, tampoco explica el origen de su relación con los trastornos interiorizados. Esta relación podría deberse a una causa subyacente común: los déficits en la función serotoninérgica. No obstante, existe también la posibilidad que los trastornos emocionales sean una consecuencia de la impulsividad. Es decir, las constantes consecuencias negativas causadas por la conducta impulsiva (e. g. bajo rendimiento académico, interacciones sociales y familiares problemáticas) podrían provocar psicopatología emocional secundaria que conduciría a una disminución en los niveles de serotonina. Una evidencia de esta hipótesis son los estudios longitudinales con TDAH, donde los trastornos depresivos suelen aparecer varios años después del inicio del TDAH (Kovacs, Akiskal, Gatsonis, Parrone, 1994; Biedreman, Faraone, Mick, Lelon, 1995). En lo relativo a los déficits, Apter et al. (1990) y Miller et al. (2003) proponen la existencia de un clúster de serotonina subyacente que explicaría las interrelaciones entre la ansiedad, la depresión y la impulsividad. Esta propuesta es consistente con varios estudios que subrayan la implicación de varias vías serotoninérgicas y subtipos de receptores en la regulación de la depresión, la ansiedad y la impulsividad (Akimova, Lanzenberger, y Kasper, 2009; Apter et al., 1990; Axelson y Birmaher, 2001; Coccaro,

1992; Davidson, Putnam, y Larson, 2000; Evenden, 1999; Graeff, Guimaraes, De Andrade, y Deakin, 1996; Lau et al. (2009); Miller et al., 2003; Roy, 1999; Strobel et al., 2007). En la misma dirección apuntan varios estudios psicofarmacológicos que demuestran la eficacia de los inhibidores de la recaptación de serotonina en el tratamiento de estos trastornos (Den Boer, Bosker, Slaap, 2000; Leonardo y Hen, 2006; Moeller et al., 2001a). Además, diversos estudios neuropsicológicos y de neuroimagen señalan la implicación del sistema serotoninérgico en las alteraciones de la función ejecutiva prefrontal (Buhot, Martin, Segu, 2000; Lane et al., 2008). Es decir, es posible que los déficits ejecutivos observados en sujetos impulsivos, depresivos o ansiosos estén relacionados con una hipofrontalidad serotoninérgica en las áreas implicadas en la regulación del control inhibitorio (Dolan, Deakin, Roberts, Anderson, 2002; Levin et al., 2007; Soloff et al., 2003; Spinella, 2004; Stein, Hemmings, Moolman-Smook, y Audenaert, 2007; Taker y Derryberry, 1992). De hecho, el rendimiento en tareas relacionadas con la función ejecutiva sustentan la hipótesis que la atención y la inhibición del impulso se encuentran alteradas en sujetos con depresión, ansiedad o impulsividad (Airaksinen, Larsson, y Forsell, 2005; Castaneda et al., 2008; Evenden, 1999; Herrera-Guzmán et al., 2010; Pietrzak, Sprague y Snyder, 2008).

Aunque los estudios que acabamos de revisar proporcionan evidencias de la implicación de la serotonina en la impulsividad, la ansiedad y la depresión, otros neurotransmisores como la dopamina y la noradrenalina también se encuentran alterados (Leonard, 1997; Naranjo, Tremblay, y Busto, 2001; Pattij y Vanderschuren, 2008; Seo, Patrick, y Kennealy, 2008; Stein, Hollander, Liebowitz, 1993; Tanaka, Yoshida, Emoto, y Ishii, 2000). Asimismo, parece ser que la serotonina presenta una relación recíproca con el sistema noradrenérgico (Blier y El Mansari, 2007; Cleare, Murray, O'Keane, 1997; Mongeau, Blier y de Montigny, 1997), así como con el sistema dopaminérgico (Nathan, Sitaram, Stough, Silberstein y Sali, 2000; Seo et al., 2008)

Partiendo de lo expuesto en esta discusión, la impulsividad es un importante factor de riesgo que contribuye a la patogénesis no sólo de los trastornos exteriorizados (Krueger, Markon, Patrick, Benning y Kramer, 2001; Moeller et al., 2001a; Sher y Trull, 1994), sino también de los interiorizados. Partiendo de esta premisa, parece que la impulsividad es una dimensión de personalidad a tener en cuenta en la psicopatología infantil, como lo demuestran varios estudios al relacionar los niveles altos de impulsividad con un incremento del riesgo de conducta suicida o otros problemas asociados con un peor pronóstico en pacientes deprimidos o ansiosos. Así, la impulsividad no sólo se relaciona con estos trastornos, sino que además añade severidad al perfil clínico y disminuye la adherencia al tratamiento (Fassino, Amianto, Abbate Daga, y Leombruni, 2007; Gao, Zhang, y Jia, en prensa; Hawton y van Heeringen, 2009; Pompili et al., 2009; Soloff, Lynch, Kelly, Malone, y Mann, 2000; Swann, Lijffijt, Lane, Steinberg, y Moeller, 2009).

No obstante, debemos puntualizar que no todas las dimensiones de la impulsividad presentan el mismo patrón de relaciones con la psicopatología. Mientras algunas dimensiones, etiquetadas como IM, impulsividad estricta o

disfuncional, están relacionadas con los síntomas de ansiedad y depresión; otras, como la IC, parecen presentar un papel protector.

Este aspecto adaptativo se refleja en la relación negativa entre la depresión y la IC. Es decir, los niños con un procesamiento de la información rápido que toman decisiones apropiadas en breves instantes es menos probable que desarrollen depresión. Esta relación es consistente con el estudio de Cataldo et al. (2005), quienes señalan que los niños y adolescentes deprimidos muestran un funcionamiento neuropsicológico caracterizado por estilos de respuesta conservativos, con tiempos de reacción lentos y problemas atencionales. Sin embargo, a nivel conductual, estos niños fueron percibidos por sus padres como

significativamente más impulsivos que los controles. Aunque en menor medida que en la depresión, la IC también se relaciona negativamente con la ansiedad. Caci et al. (2003) y Gao et al. (en prensa) hallan correlaciones similares entre la impulsividad funcional y la ansiedad. Estas relaciones parecen indicar que la IC refleja un aspecto adaptativo de la impulsividad que protegería contra las patologías interiorizadas. De hecho, el análisis factorial es coherente con el aspecto protector de la IC al revelar un factor que vincularía IC con la planificación, la autoestima y la ausencia de problemas interpersonales e inversamente relacionado con los factores que representan las sintomatologías interiorizadas y la agresión. Estudios recientes señalan este papel adaptativo de la impulsividad al relacionar la impulsividad funcional con conductas emprendedoras, creatividad e incluso con un mayor éxito en el shogi, un juego japonés similar al ajedrez. (Lawrence, Clark, Labuzetta, Sahakian y Vyakarnum, 2008; Wan et al., 2011; Zaragoza, 2010). En un estudio pionero en la investigación del suicidio, Gao et al. (2011) revela otro aspecto adaptativo de la impulsividad al encontrar puntuaciones de impulsividad funcional significativamente menores en víctimas de suicidio que en controles.

6.1. Limitaciones y futuras líneas de investigación

Daría todo lo que sé, por la mitad de lo que ignoro.

René Descartes

Esta tesis también presenta algunas limitaciones. La primera de ellas podría ser la mayor proporción de niños con riesgo de ansiedad y depresión que han configurado la muestra de la segunda fase. Esta composición de la muestra podría conducir a ligeras diferencias en los coeficientes de correlación entre la impulsividad y la ansiedad, la depresión y la agresividad, en comparación a una muestra puramente

comunitaria. Para eliminar dicha posibilidad, calculamos las correlaciones por separado para el grupo control y el de riesgo, hallando que éstas no diferían significativamente. Sin embargo, es necesario analizar estas relaciones en muestras puramente comunitarias.

Aunque en esta tesis solamente se utilizaron medidas de autoinforme para evaluar la impulsividad infantil, en futuras investigaciones pretendemos crear un cuestionario de impulsividad informado por padres y profesores, que junto a las tareas de laboratorio y los autoinformes existentes, permitirían evaluar la impulsividad con mayor precisión al combinar varias fuentes de información, aspecto fundamental en la evaluación infantil. Asimismo, la creación de un cuestionario de impulsividad para padres permitiría comparar esta versión con la autoinformada por niños y determinar cuál es el mejor informante de impulsividad.

También sería interesante utilizar otras fuentes de información para evaluar la agresividad, como los padres o los propios niños, para poder generalizar nuestros resultados. El hecho de haber utilizado un cuestionario de agresividad informado por profesores también podría explicar por qué el cuestionario de agresividad mostró relaciones más bajas con la impulsividad que las halladas en adultos. Probablemente, el efecto de diferentes informantes –es decir, el hecho de que los profesores informen de agresividad y los niños de impulsividad, podría explicar una cierta disminución en los coeficientes de correlación. De manera que en futuras investigaciones utilizaremos autoinformes de agresividad para establecer las relaciones entre agresividad e impulsividad en población infantil. Estas bajas correlaciones también pueden ser debidas a las características de la muestra, integrada por una alta proporción de niños con riesgo de ansiedad y/o depresión. No obstante, la estabilidad de los coeficientes de correlación al calcularse separadamente para los grupos de riesgo y control parecen mostrar que el efecto del informante es una explicación más plausible para los bajos coeficientes de correlación obtenidos entre las escalas de impulsividad y agresividad que las características de la muestra.

Los autores de la entrevista M.I.N.I. Kid recomiendan administrarla al niño junto a los padres, aunque en adolescentes se puede administrar sin que los padres estén presentes. Por lo tanto, hemos de señalar como una limitación de nuestro estudio que únicamente se administró la M.I.N.I. Kid a los niños. No obstante, intentamos complementar esta información con llamadas telefónicas a los padres para recopilar la información necesaria para el diagnóstico.

Aunque hemos adaptado al español la versión infantil del SCARED, es necesario analizar también la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la versión paterna del SCARED. Asimismo, sería interesante examinar si existe un efecto diferencial de la deseabilidad social y la aquiescencia en cada una de estas versiones del SCARED. También pretendemos analizar el efecto de la deseabilidad social en cuestionarios psicopatológicos de padres y niños con el objetivo de dilucidar si el bajo acuerdo entre informantes está mediado por una mayor deseabilidad social paterna, como parecen indicar el menor número de síntomas que habitualmente refieren.

Finalmente, la naturaleza transversal de nuestra muestra no nos ha permitido hallar una relación causal entre los síntomas interiorizados y la impulsividad, por lo que en futuras investigaciones sería interesante realizar un estudio longitudinal utilizando varias fuentes de información, con el objetivo de evaluar si la impulsividad es un factor de riesgo para desarrollar un trastorno emocional.

7. CONCLUSIONES

Finally, in conclusion, let me say just this.

Peter Sellers

1. El *Dickman's Impulsivity Inventory for children* (DII-c) no es un instrumento adecuado para evaluar la impulsividad infantil. No obstante, el *Barratt Impulsiveness Scale- 11 for children* (BIS-11c) muestra su adecuación para evaluar este constructo de personalidad, presentando una estructura de tres factores: Impulsividad Motora, Impulsividad No Planificada e Impulsividad Cognitiva similares a los hallados por Barratt (1985).
2. La *Escala de Agresividad Proactiva y Reactiva para maestros* (APR-m) permite evaluar la agresividad infantil de forma rápida y fiable a partir de la información proporcionada por los profesores.
3. La versión para niños del *Screen for Children Anxiety Related Emotional Disorders* (SCARED) es un instrumento adecuado para evaluar la ansiedad infantil a través de cuatro factores relacionados: Pánico, Fobia Social, Ansiedad de Separación y Ansiedad Generalizada.
 - 3.1. Las niñas muestran niveles de ansiedad más altos que los niños. En relación a la edad, a medida que los niños se hacen mayores descende la ansiedad de separación y aumenta la ansiedad generalizada. Asimismo, la ausencia de interacciones significativas entre edad y sexo indica que las diferencias entre niños y niñas son estables entre los 9 y los 12 años.
 - 3.2. La versión corta del SCARED creada en esta tesis muestra una fiabilidad muy superior a la versión de cinco ítems de Birmaher et al. (1999).
4. El acuerdo de padres y niños en el SCARED es bajo. Asimismo, cuando se relacionan ambas versiones del SCARED con los síntomas de ansiedad de la entrevista estructurada *Mini International Neuropsychiatry Interview for Kid*, las puntuaciones de los niños son mejores predictores de síntomas de las categorías diagnósticas de ansiedad, mientras que la información del SCARED-Padres incrementa la varianza explicada muy levemente.

5. La impulsividad se relaciona con la ansiedad y la depresión, mostrando una relación significativamente mayor con estos trastornos emocionales que con la agresividad. La Impulsividad Motora es el componente de la impulsividad más relacionado con la sintomatología emocional. En cambio, la Impulsividad Cognitiva presenta una relación negativa con la ansiedad y la depresión. Estos hallazgos señalan la relevancia de la impulsividad en la psicopatología infantil.

8. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Achenbach, T. M. (1966). The classification of children's psychiatric symptoms: a factor-analytic study. *Psychological Monographs*, 80, 1-37.
- Achenbach, T. M., McConaughy, S. H., y Howell, C. T. (1987). Child/adolescent behavioral and emotional problems: Implications of cross-informant correlations for situational specificity. *Psychological Bulletin*, 101, 213-232.
- Airaksinen, E., Larsson, M., y Forsell, Y. (2005). Neuropsychological functions in anxiety disorders in population-based samples: Evidence of episodic memory dysfunction. *Journal of Psychiatric Research*, 39, 207-214.
- Akimova, E., Lanzenberger, R., y Kasper, S., (2009). The serotonin-1a receptor in anxiety disorders. *Biological Psychiatry*, 66, 627-635.
- American Academy of Child and Adolescent Psychiatry (1997). AACAP official action: Practice parameters for the assessment and treatment of children and adolescents with anxiety disorders. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 69S-84S.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-IV-TR)*. (4th ed. text revised). Washington: American Psychiatric Association.
- Anastasi A., y Urbina S. (1998). *Test psicológicos*. (7th ed). México: Prentice Hall-Hispanoamericana.
- Angold, A., y Costello, E. J. (1993). Depressive comorbidity in children and adolescents: Empirical, theoretical, and methodological issues. *American Journal of Psychiatry*, 150, 1779-1791.
- Angold, A., Costello, E. J., y Erkanli, A. (1999). Comorbidity. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 40, 57-87.
- Andrés-Pueyo, A., Pérez, M., y Vigil-Colet, A. (2004). *Estudios de baremación y análisis de la estructura del BIS-10*. Documento presentado en la VIII European Conference on Psychological Assesment, Benalmádena, España.

- Apter, A., van Praag, H. M., Plutchik, R., Sevy, S., Korn, M., y Brown, S. L., (1990). Interrelationships among anxiety, aggression, impulsivity and mood: a serotonergically linked cluster? *Psychiatry Research* 32, 191-199.
- Archer, J., Kilpatrick, G., y Barmwell, R. (1995) Comparison of two aggression inventories. *Aggressive Behavior*, 21, 371-380.
- Archer, J., y Webb, I. A. (2006) The Relation Between Scores on the Buss_Perry Aggression Questionnaire and Aggressive Acts, Impulsiveness, Competitiveness, Dominance, and Sexual Jealousy. *Aggressive Behavior*, 32, 464-473.
- Asahi, S., Okamoto, Y., Okada, G., Yamawaki, S., y Yokota, N. (2004). Negative correlation between right prefrontal activity during response inhibition and impulsiveness: A fMRI study. *European Archives of Psychiatry & Clinical Neuroscience*, 254, 245-251.
- Askénazy, F., Caci, H., Myquel, M., Darcourt, G., y Lecrubier, Y., (2000). Relation between impulsivity and platelet serotonin content in adolescents. *Psychiatry Research* 94, 19- 28.
- Askénazy, F., Sorci, K., Benoit, M., Lestideau, K., Myquel, M., y Lecrubier, Y. (2003). Anxiety and impulsivity levels identify relevant subtypes in adolescents with at-risk behaviour. *Journal of Affective Disorders*, 71, 219-227.
- Avila, C., Cuenca, I., Felix, V., Parcet, M., y Miranda, A. (2004). Measuring impulsivity in school-aged boys and examining its relationship with ADHD and ODD ratings. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32, 295-304.
- Avila, C., y Parcet, M. A. (1997). Impulsivity and Anxiety Differences in Cognitive Inhibition. *Personality and Individual Differences*, 23, 1055-1064
- Axelson, D. A., y Birmaher, B., (2001). Relation between anxiety and depressive disorders in childhood and adolescence. *Depression and Anxiety* 14, 67-78.

- Barratt, E. S. (1959). *Barratt Impulsiveness Scale*. Princeton: ETS Test Collection, Educational Testing Service.
- Barratt, E. S. (1965). Factor analysis of some psychometric measures of impulsiveness and anxiety. *Psychological Reports*, 16, 547- 554.
- Barratt, E. S. (1983). The biological basis of impulsiveness: the significance of timing and rhythm disorders. *Personality and Individual Differences*, 4, 387-391.
- Barratt, E. S. (1985). Impulsiveness subtraits: arousal and information processing. En Spence, J. T. e Izard, C. E. (Eds.) *Motivation, emotion, and personality* (pp. 137-146). Amsterdam: Elsevier.
- Barratt, E. S. (1987). Impulsiveness and anxiety: Information processing and electroencephalograph topography. *Journal of Research in Personality*, 21, 453-463.
- Barratt, E. S. (1994). Impulsiveness and aggression. En Monahan, J., Steadman, H. J. (Eds.) *Violence and mental disorder* (pp 61-79). Chicago: University of Chicago Press.
- Barratt, E. S. y Patton, J. H. (1983). Impulsivity: Cognitive, behavioral and psychophysiological correlates. En M. Zuckerman (Ed.), *Biological bases of sensation seeking, impulsivity and anxiety* (pp. 17-122). Hillsdale: Erlbaum.
- Barratt, E. S., y Slaughter, L. (1998). Defining, measuring and predicting impulsive aggression. A heuristic model. *Behavioral Sciences and the Law*, 16, 285-302.
- del Barrio, V., Moreno-Rosset, C., y López-Martínez, R. (1999). El Children's Depression Inventory [CDI; Kovacs, 1992]. Su aplicación en población española. *Clínica y Salud* 10, 393-416.
- Beauchaine, T. P. y Neuhaus, E. (2008). Impulsivity and vulnerability to psychopathology. En Beauchaine, T. P. y Hinshaw, S. P. (Eds.), *Child and adolescent psychopathology* (pp. 129-156). New Jersey: Wiley.
- Bernstein, G. A., y Borchardt, C. M. (1991). Anxiety disorders of childhood and adolescence: A critical review. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 30, 519-532.

- Biedel, D. C., y Turner, S. M. (2005). *Childhood anxiety disorders: a guide to research and treatment*. New York: Routledge.
- Biederman, J., Faraone, S., Mick, E., y Lelon, E. (1995). Psychiatric comorbidity among referred juveniles with major depression: Fact or artifact? *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 34, 579–590.
- Birmaher, B., Brent, D. A., Chiappetta, L., Bridge, J., Monga, S., y Baugher, M. (1999). Psychometric properties of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED): a replication study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 38, 1230–1236.
- Birmaher, B., Khetarpal, S., Brent, D., Cully, M., Balach, L., Kaufman, J., y McKenzie Neer, S. (1997). The Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED): Scale construction and psychometric characteristics. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 545–553.
- Blier, P., y El Mansari, M. (2007) The importance of serotonin and noradrenaline in anxiety. *International Journal of Psychiatry in Clinical Practice*, 11, 16–23.
- Boyd, R. C., Ginsburg, G. S., Lambert, S. F., Cooley, M. R., y Campbell, K. D. (2003). Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED): Psychometric properties in an African-American parochial high school sample, *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 42, 1188–1196.
- Boylan, K., Georgiades, K., y Szatmari, P. (2010). The longitudinal association between oppositional and depressive symptoms across childhood. *Journal of the American Academy of Child Adolescent Psychiatry*, 49, 152-161.
- Bremner, J. D. (2004). Brain imaging in anxiety disorders. *Expert Review of Neurotherapeutics*, 4, 275–284.
- Brown, K., Atkins, M. S., Osborne, M. L., y Milnamow, M. (1996). A revised teacher rating scale for reactive and proactive aggression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 24, 473–480.

- Brunas-Walgstaff, J., Tilley, A., Verity, M., Ford, S., y Thompson, D. (1997). Functional and dysfunctional impulsivity in children and their relationship to Eysenck's impulsiveness and venturesomeness dimensions. *Personality and Individual Differences*, 22, 19-25.
- Buhot, M., Martin, S., Segu, L. (2000) Role of serotonin in memory impairment. *Annals of Medicine*, 32, 210-221.
- Bush, G., Valera, E. M., y Seidman, L. J. (2005). Functional neuroimaging of attention-deficit/hyperactivity disorder: A review and suggested future directions. *Biological Psychiatry*, 57, 1273-1284.
- Buss, A. H. y Plomin, R. (1975). *A temperament theory of personality development*. New York: Wiley.
- Caci, H., Nadalet, L., Baylé F. J., Robert, P., Boyer, P. (2003). Cross-cultural study of the Impulsiveness-Venturesomeness-Empathy Questionnaire (IVE-7). *Comprehensive Psychiatry*, 44, 381-387.
- Canals, J., Domènech-Llabería, E., Fernandez-Ballart, J., y Marti-Henneberg, C., 2002. Predictors of depression at eighteen: a 7-year follow-up study in a Spanish nonclinical population. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 11, 226-233.
- Canals, J., Vigil-Colet, A., Chico, E., y Marti-Henneberg, C. (2005). Personality changes during adolescence: the role of gender and pubertal development. *Personality and Individual Differences*, 39, 179-188.
- Cao, F., Su, L., Liu, T., y Gao, X. (2007). The relationship between impulsivity and internet addiction in a sample of chinese adolescents. *European Psychiatry*, 22, 466-471.
- Caron, C., y Rutter, M. (1991). Comorbidity in child psychopathology: Concepts, issues and research strategies. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 32, 1063-1080.
- Carrillo de la Peña. M. T., Otero, J.M., y Romero, E. (1993). Comparison among various methods of assessment of impulsiveness. *Perceptual and Motor Skills*, 77, 567-575.
- Castaneda, A. E., Tuuio-Henriksson, A., Marttunen, M., Suvisaari, J., y Lonqvist, J., (2008). A review on cognitive impairments in depressive

- and anxiety disorders with a focus on young adults. *Journal of Affective Disorders* 106, 1-27.
- Cataldo, M. G., Nobile, M., Lorusso, M. L., Battaglia, M., y Molteni, M. (2005). Impulsivity in depressed children and adolescents: a comparison between behavioural and neuropsychological data. *Psychiatry Research*, 136, 123-133.
- Chahin, N., Cosi, S., Lorenzo-Seva, U., y Vigil-Colet, A., (2010). Stability of the factorial structure of Barrat's Impulsivity Scales for children across cultures: a comparison between Spain and Colombia. *Psicothema*, 22, 983-989.
- Chico, E. (2000). Relación entre la impulsividad funcional y disfuncional y los rasgos de personalidad de Eysenck. *Anuario de Psicología*, 31, 79-87.
- Chico, E., Tous, J. M., Lorenzo-Seva, U. y Vigil-Colet, A. (2003). Spanish adaptation of Dickman's impulsivity inventory: its relationship to Eysenck's personality questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 35, 1883-1892.
- Cleare, A., Murray, R., y O'Keane, V. (1997): Do noradrenergic reuptake inhibitors affect serotonergic function in depression? *Psychopharmacology*, 134, 406-410.
- Cloninger, C. R., Pryzbeck, T. R., y Svrakic, D. M. (1991). The tridimensional personality questionnaire: US normative data. *Psychological Reports*, 69, 1047-1057.
- Coccaro, E. F. (1992). Impulsive aggression and central serotonergic system function in humans: an example of a dimensional brain-behavior relationship. *International Clinical Psychopharmacology*, 7, 3-12.
- Cohen, P., Cohen, J., Kasen, S., Velez, C. N., Hartmark, C., Johnson, J., ... Streuning, E. L. (1993). An epidemiological study of disorders in late childhood and adolescence: I. Age and gender specific prevalence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 34, 851-867.

- Correa, A., Trivino, M., Perez-Duenas, C., Acosta, A., y Lupianez, J. (2010). Temporal preparation, response inhibition and impulsivity. *Brain and Cognition*, 73, 222-228.
- Corruble, E., Benyamina, A., Bayle, F., Falissard, B., y Hardy, P. (2003). Understanding impulsivity in severe depression? A psychometrical contribution. *Progress in Neuro-Psychopharmacology & Biological Psychiatry*, 27, 829- 833.
- Corruble, E., Damy, C., y Guelfi, J. D. (1999). Impulsivity: a relevant dimension in depression regarding suicide attempts? *Journal of Affective Disorders*, 53, 211-215.
- Cosi, S. (2008). *Impulsivity assessment in childhood: Adaptation of the Barratt Impulsivity Scale*. Trabajo fin de màster. Universidad Rovira i Virgili.
- Cosi, S.; Canals, J.; Hernández-Martínez, C.; Vigil-Colet, A. (2010). Parent-child agreement in SCARED and its relationship to anxiety symptoms. *Journal of Anxiety Disorders*, 24, 129- 133.
- Cosi, S., Morales-Vives, F., Canals, J., Lorenzo-Seva, U., y Vigil-Colet, A. (2008a). Functional and dysfunctional impulsivity in childhood and adolescence. *Psychological Reports*, 103, 67- 76.
- Cosi, S.; Vigil-Colet, A.; Canals, J. (2008b, septiembre). *Desarrollo de la versión mejorada del BIS-11c: Relaciones con agresividad y rendimiento académico*. Póster presentado en X Jornadas de la Sociedad Española para la Investigación de las Diferencias Individuales, Salamanca, España.
- Cosi, S., Vigil-Colet, A., y Canals, J. (2009). Desarrollo del cuestionario de evaluación de la agresividad proactiva y reactiva para profesores: estructura factorial y propiedades psicométricas. *Psicothema* 21, 159- 164.
- Cosi, S., Vigil-Colet, A., Canals, J., y Lorenzo-Seva, U. (2008c). Psychometric properties of the Spanish Adaptation of the Barratt Impulsiveness Scale-11a for children. *Psychological Reports*, 103, 336-346.
- Costa, P. T., y McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) manual*. Odessa: Psychological Assessment Resources.

- Costello, E. J., Egger, H. L., y Angold, A. (2004). The developmental epidemiology of anxiety disorders. En Ollendick, T., y March, J. (Eds.), *Phobic and anxiety disorders in children and adolescents: a clinician's guide to effective psychosocial and pharmacological interventions* (pp. 61–91). New York: Oxford University Press.
- Costello, E. J., Mustillo, S., Erkanli, A., Keeler, G., y Angold, A. (2003). Prevalence and development of psychiatric disorders in childhood and adolescence. *Archives of General Psychiatry*, 60, 837-844.
- Cronbach, L. J. (1984). *Essentials of psychological testing*, (4th ed.). New York: Harper & Row.
- Davidson, R. J. (2002). Anxiety and affective style: role of prefrontal cortex and amygdala. *Biological Psychiatry* 51, 68–80.
- Davidson, R. J., Pizzagalli, D., Nitschke, J. B., y Putnam, K. (2002). Depression: Perspectives from affective neuroscience. *Annual Review of Psychology*, 53, 545–574.
- Davidson, R. J., Putnam, K. M., y Larson, C. L. (2000). Dysfunction in the neural circuitry of emotion regulation—A possible prelude to violence. *Science*, 289, 591–594.
- Den Boer, J. A., Bosker, F. J., y Slaap, B. R. (2000). Serotonergic drugs in the treatment of depressive and anxiety disorders, *Human Psychopharmacology*, 15, 315– 336.
- Dickman, S. J. (1990) Functional and dysfunctional impulsivity: personality and cognitive correlates. *Journal of Personality and Social Personality*, 58, 95–102.
- Dickman, S. J. (1993). Impulsivity and information processing. En McCown, W. G., Johnson, J. L. y Shure, M. B. (Eds.), *The impulsive client: Theory, research and treatment* (pp. 151-184). Washington: American Psychological Association.
- Dodge, K. A., y Coie, J. D. (1987). Social-information-processing factors in reactive and proactive aggression in children's peer groups. *Journal of Personality and Social Psychology* 53, 1146–1158.
- Dolan, M., Deakin, W. J., Roberts, N., Anderson, I., (2002). Serotonergic and cognitive impairment in impulsive aggressive personality disorder

- offenders: are there implications for treatment? *Psychological Medicine*, 32, 105–117.
- Eisenberg, N., Cumberland, A., Spinrad, T. L., Fabes, R. A., Shepard, S. A., Reiser, M., ... Guthrie, I. K. (2001). The relations of regulation and emotionality to children's externalizing and internalizing problem behavior. *Child Development*, 72, 1112 – 1134.
- Essau, C. A., Muris, P., y Ederer, E. E. (2002). Reliability and validity of the Spence Children's Anxiety Scale and the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders in German children. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 33, 1–18.
- Etkin, A., y Wager, T. D. (2007). Functional neuroimaging of anxiety: a metaanalysis of emotional processing in PTSD, social anxiety disorder, and specific phobia. *The American Journal of Psychiatry*, 164, 1476–1488.
- Evenden, J. L., (1999). Varieties of impulsivity. *Psychopharmacology*, 146, 348-361.
- Eysenck, H. J. (1947). *Dimensions of personality*. London: Routledge & Paul.
- Eysenck, H. J. (1957). *The dynamics of anxiety and hysteria*. New York: Praeger.
- Eysenck, H. J. (1967). *The biological basis of personality*. Springfield: Thomas.
- Eysenck, H. J. (1993). The nature of impulsivity. En McCown, W. J., Johnson, J. L. y Shure, M. B. (Eds.), *Impulsive client: Theory, research, and treatment* (pp. 71–91). Washington: American Psychological Association.
- Eysenck, S. B., Easting, G., y Pearson, P. R. (1984). Age norms for impulsiveness, venturesomeness and empathy in children. *Personality and Individual Differences*, 5, 315–321.
- Eysenck, H. J. y Eysenck, M. W. (1985). *Personality and individual differences: a natural science approach*. New York: Plenum Press.
- Eysenck, H. J., y Eysenck, S. B. G. (1964). *Manual of the Eysenck Personality Inventory*. London: University of London.

- Eysenck, H. J., y Eysenck, S. B. G. (1975). *Manual of the Eysenck Personality Questionnaire*. London: Hodder & Stoughton.
- Eysenck, S. B. G. y Eysenck, H. J. (1977). The place of impulsiveness in a dimensional system of personality description. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 16, 57-68.
- Eysenck, S. B. G., y Eysenck, H. J. (1978). Impulsiveness and venturesomeness: Their position in a dimensional system of personality description. *Psychological Reports*, 43, 1247- 1255.
- Eysenck, S. B. G., y Eysenck, H. J. (1980). Impulsiveness and Venturesomeness in children. *Personality and Individual Differences*, 1, 73-78.
- Eysenck, S. B. G., Pearson, P. R., Easting, G., y Allsopp, J. F. (1985). Age norms for impulsiveness, venturesomeness and empathy in adults. *Personality and Individual Differences*, 6, 613-619.
- Eysenck, S. B. G., y Zuckerman, M. (1978). The relationship between sensation-seeking and Eysenck's dimensions of personality. *British Journal of Psychology*, 69, 483-487.
- Faraone, S. V., Biederman, J., Mick, E., Doyle, A. E., Wilens, T., Spencer, T., Frazier, E., Mullen, K. (2001). A family study of psychiatric comorbidity in girls and boys with attention-deficit/hyperactivity disorder. *Biological Psychiatry*, 50, 586-592.
- Fassino, S., Amianto, F., Abbate Daga, G., y Leombruni, P. (2007). Personality and psychopathology correlates of dropout in an outpatient psychiatric service, *Panminerva Medicine*, 7-15.
- Fei, L., Lin-Yan, S., y Yao-Guo, G. (2006). Reliability and validity of the Barratt Impulsiveness Scale in chinese children. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 14, 115-117.
- Feingold, A. (1994). Gender differences in personality: a metaanalysis. *Psychological Bulletin*, 116, 429-456.
- Fink, A. D., y McCown, W. G. (1993). Impulsivity in children and adolescents: Measurement, causes and treatment. En McCown, W., Shure, M., y Johnson, J. (Eds.), *The impulsive client, theory, research*

- and treatment* (pp. 279-308). Washington: American Psychological Association.
- Fleming, J. E., y Offord, D. R. (1990). Epidemiology of childhood depressive disorders: A critical review. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 29, 571-580.
- Fombonne, E., Wostear, G., Cooper, V., Harrington, R., y Rutter, M. (2001). The Maudsley long-term followup of child and adolescent depression. *British Journal of Psychiatry*, 179, 210-217.
- Fossati, A., Barratt, E. S., Acquarini, E., y Di Ceglie, A. (2002). Psychometric properties of an adolescent version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 for a sample of Italian high school students. *Perceptual and Motor Skills*, 95, 621-635.
- Gao, Q., Zhang, J., y Jia, C. (en prensa). Psychometric properties of the Dickman Impulsivity Instrument in suicide victims and living controls of rural China. *Journal of Affective Disorders*.
- Gauthier, K., Furr, R., Mathias, C., Marsh-Richard, D., y Dougherty, D. (2009). Differentiating impulsive and premeditated aggression: self and informant perspectives among adolescents with personality pathology. *Journal of Personality Disorders*, 23, 76-84.
- Gerbing, D. W., Ahadi, S. A., y Patton, J. H. (1987). Toward a conceptualisation of impulsivity: components across the behavioural and self-report domains. *Multivariate Behavioral Research*, 22, 357-379.
- Goodyer, I. M., Herbert, J., Secher, S. M. y Pearson, J. (1997). Short-term outcome of major depression: 1. Comorbidity and severity at presentation as predictors of persistent disorder. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 179-87.
- Graeff, F. G., Guimaraes, F. S., De Andrade, T. G., y Deakin, J. F., (1996). Role of 5-HT in stress, anxiety and depression. *Pharmacology, Biochemistry, and Behaviour*, 54, 129-141.
- Granö, N., Keltikangas-Jarvinen, L., Kouvonen, A., Virtanen, M., Elovainio, M., Vahtera, J., y Kivimäki, M. (2007). Impulsivity as a predictor of

- newly diagnosed depression. *Scandinavian Journal of Psychology*, 48, 173-179.
- Gray, J. A. (1987). *The psychology of fear and stress*. New York: Cambridge University Press.
- Grills, A. E., y Ollendick, T. H. (2003). Multiple informant agreement and the anxiety disorders interview schedule for parents and children. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 42, 30-40.
- Grupo de Trabajo de la Guía de Práctica Clínica sobre la Depresión Mayor en la Infancia y en la Adolescencia. (2009). *Guía de Práctica Clínica sobre la Depresión Mayor en la Infancia y en la Adolescencia*. Plan de Calidad para el Sistema Nacional de Salud del Ministerio de Sanidad y Política Social. Axencia de Avaliación de Tecnoloxías Sanitarias de Galicia. Disponible en: http://www.guiasalud.es/GPC/GPC_456_depresion_inf_adol_avaliat_resum.pdf
- Hale, W., Crocetti, E., Raaijmakers, Q., y Meeus, W. (2011). A meta-analysis of the cross-cultural psychometric properties of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED). *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 52, 80-90.
- Hartmann, A. S., y Rief, W. (2011). Psychometric properties of the German version of the Barratt Impulsiveness Scale, version 11 (BIS-11) for adolescents. *Perceptual and Motor Skills*, 112, 353-368.
- Hawton, K. y van Heeringen, K. (2009). Suicide, *Lancet*, 373, 1372-1381.
- Herrera-Guzmán, I. Herrera-Abarca, J. E., Gudayol-Ferré, E., Herrera-Guzmán, D., Gómez-Carbajal, L., Peña-Olvira, M., ... Guàrdia-Olmos, J. (2010). Effects of selective serotonin reuptake and dual serotonergic-noradrenergic reuptake treatments on attention and executive functions in patients with major depressive disorder. *Psychiatry Research*, 117, 323-329.
- van der Hijden, S.L.J.M. (2009). *De effectiviteit van een multidisciplinaire behandeling in de aanpak van obesitas en psychische problemen bij jongeren* (Masterthesis Klinische psychologie, Universiteit Utrecht,

- Utrecht, Nederland). Disponible en: <http://igitur-archive.library.uu.nl/student-theses/2009-0729-202022/UUindex.html>
- Hinz, A., y Schwarz, R. (2001). Anxiety and depression in the general population: Standardised values of the hospital anxiety and depression scale. *Psychotherapie Psychosomatik Medizinische Psychologie*, 51, 193-200.
- Horna, N. R., Dolan, M., Elliott, R., Deakin, J. F., y Woodruff, P. W. (2003). Response inhibition and impulsivity: An fMRI study. *Neuropsychologia*, 41, 1959-1966.
- Hull, C. L. (1943). *Principles of behavior*. New York: Appleton-Century-Crofts.
- Kashani, J. H., Dandoy, A. C., y Orvaschel, H. (1991). Current perspectives on anxiety disorders in children and adolescents: An overview. *Comprehensive Psychiatry*, 32, 481-495.
- Kasius, M. C., Ferdinand, R. F., van den Berg, H., y Verhulst, F. C. (1997). Associations between different diagnostic approaches for child and adolescent psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38, 625-632.
- Kelly, L. E., y Conley, J. J. (1987). Personality and compatibility: A prospective analysis of marital stability and marital satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 27-40.
- Kessler, R. C., Chiu, W. T., Demler, O., y Walters, E. E. (2005). Prevalence, severity, and comorbidity of 12-month DSM-IV disorders in the national comorbidity survey replication. *Archives of General Psychiatry*, 62, 617-627.
- Khechine, M. (2010). *Traduction et validation en arabe litteraire de l'echelle d'Impulsivite de Barratt dans sa 11^{eme} version (BIS-11)* (Diplôme National de Docteur en Medicine). Université de Sousse, Sousse, Tunisienne.
- Kindlon, D., Mezzacappa, E., Earls, F. (1995). Psychometric properties of impulsivity measures: Temporal stability, validity, and factor structure. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 36, 645-661.

- Klein, R. G. (1991). Parent-child agreement in clinical assessment of anxiety and other psychopathology: a review. *Journal of Anxiety disorders*, 5, 187-198.
- Klinteberg, B., von Knorring, L., y Orelund, L. (2004). On the psychobiology of impulsivity. In R. Stelmack (Ed.), *On the Psychobiology of Personality: Essays in Honor of Marvin Zuckerman*. New York: Elsevier Science.
- Kolvin, I., y Sadowski, H. (2001). Childhood depression: Clinical phenomenology and classification. En Goodyer, I. M. (Ed.), *The depressed child and adolescent* (2nd ed., pp. 119-142). Cambridge: Cambridge University.
- Kovacs, M. (1985). The children's depression inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin*, 21, 995-998.
- Kovacs, M., Akiskal, H. S., Gatsonis, C., Parrone, P. L. (1994). Childhood-onset dysthymic disorder. Clinical features and prospective naturalistic outcome. *Archives of General Psychiatry*, 51, 365-374.
- Krueger, R. F., Markon, K. E., Patrick, C. J., Benning, S. D., y Kramer, M. D. (2007). Linking antisocial behavior, substance use, and personality: an integrative quantitative model of the adult externalizing spectrum. *Journal of Abnormal Psychology*, 116, 645-666.
- Lane, H. Y., Liu, Y. C., Huang, C. L., Hsieh, C. L., Chang, Y. L., Chang, L., ... Chang, W. H. (2008) Prefrontal executive function and D(1), D(3), 5-HT(2A) and 5-HT(6) receptor gene variations in healthy adults. *Journal of Psychiatry and Neuroscience*, 33, 47-53.
- Lau, J. Y., Goldman, D., Buzas, B., Fromm, S. J., Guyer, A. E., Hodgkinson, ... Ernst, M. (2009). Amygdala function and 5-HTT gene variants in adolescent anxiety and major depressive disorder. *Biological Psychiatry*, 65, 349-55.
- Lawrence, A., Clark, L., Labuzetta, J. N., Sahakian, B., Vyakarnum, S., (2008). The innovative brain. *Nature*, 456, 168-169.
- Leonard, B. (1997). The role of noradrenaline in depression: A review. *Journal of Psychopharmacology*, 11, S39 -S47.

- Leonardo, E. D., y Hen, R. (2006). Genetics of affective and anxiety disorders. *Annual Review of Psychology*, 57, 117-137.
- Leshem, R., y Glicksohn, J. (2007). The constuct of impulsivity revisited. *Personality and Individual Differences*, 43, 681-692.
- Levin, R. L., Heller, W., Mohanty, A., Herrington, J. D., Miller, G. A. (2007). Cognitive deficits in depression and functional specificity of regional brain activity. *Cognitive Therapy and Research*, 31, 211-233.
- Lewinsohn, P., Gotlib, I., Lewinsohn, M., Seeley, J., y Allen, N. (1998). Gender differences in anxiety disorders and anxiety symptoms in adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 107, 109-117.
- Logan, G. D., Schachar, R. J., y Tannock, R. (1997). Impulsivity and inhibitory control. *Psychological Science*, 8, 60-64.
- Luengo, M. A., Carrillo de la Pena, M. T., y Otero, J. M. (1991). The components of impulsiveness: a comparison of the I7 Impulsiveness Questionnaire and the Barratt Impulsiveness Scale. *Personality and Individual Diferences*, 12, 657-667.
- Mann, J. J., Waternaux, C., Haas, G. L., y Malone, K. M. (1999). Toward a clinical model of suicidal behavior in psychiatric patients. *The American Journal of Psychiatry*, 156, 181-189.
- March, J., Parker, J., Sullivan, K., Stallings, P., y Conners, C. (1997). The multidimensional anxiety scale for children (MASC): Factor structure, reliability, and validity. *Journal of the American Academy of Child Adolescent Psychiatry*, 36, 554-565.
- Marsh, D. M., Dougherty, D. D., Mathias, C. W., Moeller, F. G., y Hicks, L. R. (2002) Comparisons of women with high and low trait impulsivity using behavioral models of response-disinhibition and reward-choice. *Personality and Individual Differences*, 33, 1291-1310.
- Martin, A., y Volkmar, F. R. (2007). *Lewis' child and adolescent psychiatry: a comprehensive textbook* (4th ed.). London: Lippincott Williams & Wilkins.
- Martorell, M. C. y Silva, F. (1991). Adaptación española del cuestionario IVE-J de Eysenck, Easting y Pearson. En Silva, F. y Martorell, M. C.

- (Eds.), *Batería para la evaluación de la personalidad infanto-juvenil (EPIJ)*. Madrid: T.E.A.
- McCown, W. G., Johnson, J. L., y Shure, M. B. (1993). *The impulsive client: Theory, research, and treatment*. Washington: American Psychological Association.
- McMurrin, M., Blair, M., y Egan, V. (2002). An investigation of the correlations between aggression, impulsiveness, social problem-solving, and alcohol use. *Aggressive Behavior, 28*, 439-445.
- Milich, R., Hartung, C. M., Matrin, C. A., y Haigler, E. D. (1994). Behavioral disinhibition and underlying processes in adolescents with disruptive behavior disorders. En Routh, D. K. (Ed.), *Disruptive behavior disorders in childhood* (pp. 109-138). New York: Plenum Press.
- Milich, R., y Kramer, J. (1984). Reflections on impulsivity: An empirical investigation of impulsivity as a construct. En Gadow, K. D. (Ed.), *Advances in learning and behavioral disabilities* (Vol. 3, pp. 57-94). Greenwich: JAI Press.
- Miller, J. D., Flory, K., Lynam, D. R., y Leukefeld, C. (2003). A test of the four-factor model of impulsivity related traits. *Personality and Individual Differences, 34*, 1403-1418.
- Miller, E., Joseph, S., y Tudway, J. (2004). Assessing the component structure of four self-report measures of impulsivity. *Personality and Individual Differences, 37*, 349-358.
- Miyakawa, J. (2001). Performance on the Matching Familiar Figures Test, classroom behaviors, and school achievements of elementary school children in Japan. *Japanese Journal of Psychology, 72*, 435-442.
- Moeller, F. G., Barratt, E. S., Dougherty, D. M., Schmitz, J. M., y Swann, A. C. (2001a). Psychiatric aspects of impulsivity. *The American Journal of Psychiatry, 158*, 1783-1793.
- Moeller, F. G., Dougherty, D. M., Barratt, E. S., Schmitz, J. M., Swann, A., C. y Grabowski, J. (2001b). The impact of impulsivity on cocaine use and retention in treatment. *Journal of Substance Abuse Treatment, 21*, 193-198.

- Moffitt, T. E., Arseneault, L., Belsky, D., Dickson, N., Hancox, R. J., Harrington, H., ... Caspi, A. (2011). A gradient of childhood self-control predicts health, wealth, and public safety. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 108, 2693–2698.
- Monga, S., Birmaher, B., Chiappetta, L., Brent, D., Kaufman, J., Bridge, J., y Cully M. (2000). Screen for child anxiety-related emotional disorders (SCARED): convergent and divergent validity. *Depression and Anxiety*, 12, 85–91.
- Mongeau, R., Blier, P., y de Montigny, C. (1997). The serotonergic and noradrenergic systems of the hippocampus: their interactions and the effects of antidepressant treatments. *Brain Research Reviews*, 23, 145–195.
- Morales-Vives, F (2007). *El efecto de la impulsividad sobre la agresividad y sus consecuencias en el rendimiento de los adolescentes*. Tesis doctoral. Universidad Rovira i Virgili.
- Muris, P., Merckelbach, H., van Brakel, A., y Mayer, B. (1999). The revised version of the screen for child anxiety related emotional disorders (SCARED-R): further evidence for its reliability and validity. *Anxiety, Stress & Coping*, 12, 411–425.
- Muris, P., Merckelbach, H., Mayer, B., y Prins, E. (2000a). How serious are common childhood fears?, *Behaviour Research and Therapy*, 38, 217–228.
- Muris P., Merckelbach H., Ollendick T., King N., y Bogie N. (2002a). Three traditional and three new childhood anxiety questionnaires: Their reliability and validity in a normal adolescent sample. *Behaviour Research and Therapy*, 40, 753-772.
- Muris, P., Schmidt, H., Engelbrecht, P., y Perold, M. (2002b). DSM-IV defined anxiety disorder symptoms in South African children, *Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 41, 1360–1368.
- Muris, P., Schmidt, H., y Merckelbach, H. (2000b). Correlations among two self-report questionnaires for measuring DSM-defined anxiety disorder symptoms in children: The Screen for Child Anxiety Related Emotional

- Disorders and the Spence Children's Anxiety Scale. *Personality and Individual Differences*, 28, 333-346.
- Murray, C. J. L., y Lopez, A. D. (1997). Alternative projections of mortality and disability by cause 1990-2020: Global burden of disease study. *Lancet*, 349, 1498-1504.
- Naranjo, C. A., Tremblay, L. K., Busto, U. E. (2001). The role of the brain reward system in depression. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry*, 25, 781-823.
- Nathan, P., Sitaram, C., Stough, C., Silberstein, R., y Sali, A. (2000). Serotonin, noradrenaline and cognitive function: A preliminary investigation of the acute pharmacodynamic effects of a serotonin versus a serotonin and noradrenaline reuptake inhibitor. *Behavioural Pharmacology*, 11, 639-642.
- National Institute of Mental Health. (2001). *Blueprint for change: Research on child and adolescent mental health*. NIMH Blueprint Report. National Advisory Mental Health Council Workgroup on Child and Adolescent Mental Health Intervention Development and Deployment. Washington: Autor.
- Nauta, M. H., Scholing, A., Rapee, R. M., Abbott, M., Spence, S. H., y Waters, A. (2004). A parent-report measure of children's anxiety: psychometric properties and comparison with child-report in a clinic and normal sample. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 813-839.
- Ogliari, A., Citterio, A., Zanoni, A., Fagnani, C., Patriarca, V., Cirrincione, R., ... Battaglia, M. (2006). Genetic and environmental influences on anxiety dimensions in Italian twins evaluated with the SCARED questionnaire, *Journal of Anxiety Disorders*, 20, 760-777.
- Organización Mundial de la Salud (1993). *CIE-10: Trastornos mentales y del comportamiento. Criterios diagnósticos de investigación*. Madrid: Mediator.
- Parker, J., Bagby, R., y Webster, C. (1993). Domains of the impulsivity construct - A factor-analytic investigation. *Personality and Individual Differences*, 15, 267-274.

- Pattij, T., Vanderschuren, L. J. (2008). The neuropharmacology of impulsive behaviour. *Trends in Pharmacological Sciences*, 29, 192–199.
- Patton, J. H., Stanford, M. S., y Barratt, E. S. (1995). Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51, 768–774.
- Petry, N. M. (2001). Substance abuse, pathological gambling, and impulsiveness. *Drug and Alcohol Dependence*, 63, 29–38.
- Pietrzak, R.H., Sprague, A., Snyder, P.J., (2008). Trait impulsiveness and executive function in healthy young adults. *Journal of Research in Personality*, 42, 1347_1351.
- Plessen, K. J., Bansal, R., Zhu, H., Whiteman, R., Amat, J., Quackenbush, G. A., ... Peterson, B. S., (2006). Hippocampus and amygdala morphology in attentiondeficit/ hyperactivity disorder. *Archives of General Psychiatry*, 63, 795–807.
- Pliszka, S. R. (2000). Patterns of psychiatric comorbidity with attention-deficit/hyperactivity disorder. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 9, 525–540.
- Pompili, M., Del Casale, A., Forte, A., Falcobne, I., Palmieri, G., Innamorati, ... Lester, D., (2009). Impulsiveness and suicide risk: A literature review. En Lassiter, G. H. (Ed.), *Impulivity: Causes, control and disorders* (pp. 59–82). New York: Nova Biomedical Books.
- Raine, A., Dodge, K., Loeber, R., Gatzke-Kopp, L., Lynam, D., Reynolds, C., ... Liu, J. (2006). The reactiveproactive aggression questionnaire: differential correlates of reactive and proactive aggression in adolescent boys. *Aggressive behaviour*, 32, 159–171.
- Rapee, R. M. (1991). Generalized anxiety disorder: a review of clinical features and theoretical concepts. *Clinical Psychology Review*, 11, 419–440.
- Rapee, R. M., Barrett, P. M., Dadds, M. R., y Evans, L. (1994). Reliability of the DSM-III-R childhood anxiety disorders using structured interview: interrater and parent–child agreement. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 33, 984–992.

- Rauch, S. L., Savage, C. R., Alpert, N. M., Fischman, A. J., y Jenike, M. A. (1997). The functional neuroanatomy of anxiety: A study of three disorders using positron emission tomography and symptom provocation. *Biological Psychiatry*, 42, 446-452.
- Rauch, S. L., Shin, L. M., y Wright, C. I. (2003). Neuroimaging studies of amygdala function in anxiety disorders. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 985, 389-410.
- Real Academia Española. (2001). *Diccionario de la lengua española* (22.^a edición). Madrid: Espasa Calpe.
- Reynolds, B., Ortengren, A., Richards, J.B., y de Wit, H. (2006). Dimensions of impulsive behaviour: Personality and behavioral measures. *Personality and Individual Differences*, 40, 305-315.
- Reynolds, C. R., y Richmond, B. O. (1978). What I think and feel: A revised measure of children's manifest anxiety. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 6, 271-280.
- Rogers, M. A., Kasai, K., Koji, M., Fukuda, R., Iwanami, A., Nakagome, K., ... Kato, N. (2004) Executive and prefrontal dysfunction in unipolar depression: a review of neuropsychological and imaging evidence. *Neuroscience Research*, 50, 1-11
- Roy, A., (1999). CSF5-HIAA correlates with neuroticism in depressed patients. *Journal of Affective Disorders* 52, 247-249.
- Ruiperez, M. A, Ibañez, M. I., Lorente, E., Moro, M., y Ortet, G. (2001). Psychometric properties of the Spanish version of the brief Symptom Inventory. Contributions to the relationship between personality and psychopathology. *European Journal of Psychological Assessment*, 17, 241-250.
- Scarpa, A., y Raine, A. (2000). Violence associated with anger and impulsivity. En Borod, J. C. (Ed.), *The neuropsychology of emotion* (pp. 320-339). Oxford: Oxford University Press.
- Seo, D., Patrick, C. J., y Kennealy, P. J. (2008). Role of serotonin and dopamine system interactions in the neurobiology of impulsive aggression and its comorbidity with other clinical disorders. *Aggression and Violent Behavior*, 13, 383-395.

- Sheehan, D. V., Lecrubier, Y., Sheehan, K., Amorim, P., Janavs, J., Weiller, E., ... Dunbar, M. D. (1998). The Mini-International Neuropsychiatric Interview (M.I.N.I.): the development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview for DSM-IV and ICD-10. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 59, 22–33.
- Sheehan, D. V., Sheehan, K. H., Shytle, R. D., Janavs, J., Bannon, Y., Rogers, J. E., ... Wilkinson, B. (2010). Reliability and validity of the mini international neuropsychiatric interview for child and adolescents (MINI-KID). *The Journal of Clinical Psychiatry*, 71, 313–326.
- Sher, K. J., y Trull, T. J. (1994). Personality and disinhibitory psychopathology: alcoholism and antisocial personality disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 103, 92–102.
- Schachar, R., Tannock, R., y Logan, G. (1993). Inhibitory control, impulsiveness, and attention-deficit hyperactivity disorder. *Clinical Psychology Review*, 13, 721-739.
- Schalling, D. (1975). Psychopathic behaviour: personality and neuropsychology. Paper given at the Advanced Study Intitute on Psychopathic Behavior, Les Arcs, France.
- Soloff, P. H., Lynch, K. G., Kelly, T. M., Malone, K. M., y Mann, J. J., (2000). Characteristics of suicide attempts of patients with major depressive episode and borderline personality disorder: A comparative study. *The American Journal of Psychiatry*, 157, 601-608.
- Soloff, P. H., Meltzer, C. C., Becker, C., Greer, P. J., Kelly, T. M., Constantine, D. (2003). Impulsivity and prefrontal hypometabolism in borderline personality disorder. *Psychiatry Research*, 123, 153–63.
- Spence, K. (1956). *Behavior theory and conditioning*. New Haven: Yale University Press.
- Spence, S. H. (1997). Structure of anxiety symptoms among children: A confirmatory factor-analytic study. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 280-297.
- Spielberger, C. D. (1973). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory for Children*. Palo Alto: Consulting Psychologists Press.

- Spinella, M. (2004). Neurobehavioral correlates of impulsivity: Evidence of prefrontal involvement. *International Journal of Neuroscience*, 114, 95–104.
- Stanford, M. S., Mathias, C. W., Dougherty, D. M., Lake, S. L., Anderson, N. E., y Patton, J. H. (2009). Fifty years of the Barratt Impulsiveness Scale: an update and review. *Personality and Individual Differences*, 47, 385–395.
- Stein, D. J., Hemmings, S., Moolman-Smook, H., y Audenaert, K. (2007). 5-HT2A: its role in frontally mediated executive function and related psychopathology. *CNS Spectrums*, 12, 512–516.
- Stein, D. J., Hollander, E., y Liebowitz, M. R. (1993). Neurobiology of Impulsivity and the Impulse Control Disorders. *Journal of Neuropsychiatry and Clinical Neuroscience*, 5, 9–17.
- Strakowski, S., Fleck, D., DelBello, M., Adler, C., Shear, P., y Kotwal, R. (2010). Impulsivity across the course of bipolar disorder. *Bipolar Disorders*, 12, 285–297.
- Stringaris, A., y Goodman, R. (2009). Longitudinal outcome of youth oppositionality: irritable, headstrong, and hurtful behaviors have distinctive predictions. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 48, 404–412.
- Strobel, A., Dreisbach, G., Muller, J., Goschke, T., Brocke, B., Lesch, K. P. (2007). Genetic variation of serotonin function and cognitive control. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 19, 1923–1931.
- Suhrcke, M., de Paz Nieves, C. (2011). *The impact of health and health behaviours on educational outcomes in high-income countries: a review of the evidence*. Copenhagen, WHO Regional Office for Europe.
- Sulkowski, M. L., Jordan, C., Reid, A., Graziano, P. A., Shalev, I., y Storch, E. A. (2009). Relations between impulsivity, anxiety, and obsessive-compulsive symptoms in a non-clinical sample. *Personality and Individual Differences*, 47, 620–625.
- Summerfeldt, L. J., Hood, K., Antony, M. M., Richter, M. A., y Swinson, R. P. (2004). Impulsivity in obsessive-compulsive disorder: comparisons

- with other anxiety disorders and within tic-related subgroups. *Personality and Individual Differences*, 36, 539–553.
- Swann, A. C., Dougherty, D. M., Pazzaglia, P. J., Pham, M., Steinberg, J. L., y Moeller, F. G. (2005). Increased impulsivity associated with severity of suicide attempt history in patients with bipolar disorder. *American Journal of Psychiatry*, 162, 1680–1687.
- Swann, A. C., Lijffijt, M., Lane, S. D., Steinberg, J. L., y Moeller, F. G. (2009). Increased trait-like impulsivity and course of illness in bipolar disorder. *Bipolar Disorders*, 11, 280–288.
- Swann, A. C., Steinberg, J., Lijffijt, M., y Moeller, F. G. (2008). Impulsivity: Differential relationship to depression and mania in bipolar disorder. *Journal of Affective Disorders*, 106, 241–248.
- Tamm, L., Menon, V., Ringel, J., y Reiss, A. L. (2004). Event-related fMRI evidence of frontotemporal involvement in aberrant response inhibition and task switching in attention-deficit/hyperactivity disorder. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 43, 1430–1440.
- Tanaka, M., Yoshida, M., Emoto, H., y Ishii, H. (2000) Noradrenaline systems in the hypothalamus, amygdala and locus coeruleus are involved in the provocation of anxiety: basic studies. *The European Journal of Pharmacology*, 405, 397–406.
- Taylor, C. T., Hirshfeld-Becker, D. R., Ostacher, M. J., Chow, C. W., LeBeau, R. T., Pollack, M. H., ... Simon, N. M. (2008). Anxiety is associated with impulsivity in bipolar disorder. *Journal of Affective Disorders*, 22, 868–876.
- Thorndike, R. L. (1966). *Manual, Thorndike's Dimensions of Temperament*. New York: Psychological Corporation.
- Tucker, D. M., y Derryberry, D. (1992). Motivated attention: anxiety and the frontal executive mechanisms. *Neuropsychiatry, Neuropsychology and Behavioral Neurology*, 5, 233–252.
- Vigil-Colet, A. (2007). Impulsivity and decision making in the balloon analogue risk-taking task. *Personality and Individual Differences*, 43, 37–45.

- Vigil-Colet, A., Canals, J., Cosi, S., Lorenzo-Seva, U., Ferrando, P. J., Hernández-Martínez, C., ... Doménech, E. (2009). The factorial structure of the 41-item version of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a Spanish population of the 8 to 12 years-olds. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 313–327.
- Vigil-Colet, A., y Codorniu-Raga, M., (2004). Aggression and inhibition deficits, the role of functional and dysfunctional impulsivity. *Personality and Individual Differences* 37, 1431-1440.
- Vigil Colet, A., y Morales Vives, F. (2005). How impulsivity is related to intelligence and academic achievement. *The Spanish Journal of Psychology*, 8, 199–204.
- Vigil-Colet, A., Morales-Vives, F., y Tous, J. (2008). The relationships between functional and dysfunctional impulsivity and aggression across different samples. *The Spanish Journal of Psychology*, 11, 480–487.
- Wan, X., Nakatani, H., Ueno, K., Asamizuya, T., Cheng, K., Tanaka, K. (2011). The neural basis of intuitive best next-move generation in board game experts. *Science* 331, 341-346.
- Webster, C. D., y Jackson, M. A. (1997). *Impulsivity: Theory, assessment, and treatment*. New York: Guilford Press.
- White, J. L., Moffitt, T. E., Caspi, A., Bartusch, D. J., Needles, D. J., y Stouthamer-Loeber, M. (1994). Measuring impulsivity and examining its relationship to delinquency. *Journal of Abnormal Psychology*, 103, 192-205.
- Whiteside, S., y Lynam, D. (2001). The five factor model and impulsivity: using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 30, 669–689.
- Wren, F. J., Berg, E. A., Heiden, L. A., Kinnamon, C. J., Ohlson, L. A., Bridge, J. A., ... Bernal, M. (2007). Childhood anxiety in a diverse primary care population: Parent- child reports, ethnicity and SCARED factor structure. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 46, 332-340.

- Wren, F., Bridge, J., y Birmaher, B. (2004). Screening for childhood anxiety symptoms in primary care: Integrating child and parent reports. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 43, 1364–1371.
- Yen, C., Ko, C., Wu, Y., Yen, J., Hsu, F., y Yang, P. (2010). Normative data on anxiety symptoms on the multidimensional anxiety scale for children in taiwanese children and adolescents: Differences in sex, age, and residence and comparison with an american sample. *Child Psychiatry and Human Development*, 41, 614-623.
- Young, E. A., Abelson, J. L., Cameron, O. G. (2004). Effect of comorbid anxiety disorders on the hypothalamic-pituitary-adrenal axis response to a social stressor in major depression. *Biological Psychiatry*, 56,113–120.
- Zaparniuk, J., y Taylor, S. (1997). Impulsivity in children and adolescents. En Webster, C. D. y Jackson, M. A. (Eds.), *Impulsivity: Theory, assessment, and treatment* (pp. 158–179). New York: Guilford Press.
- Zaragoza, F. (2010). Impulsivity, breadth of attention and creative performance. an empirical study with university students. *Anales De Psicología*, 26, 238-245.
- Zuckerman, M. (1979). *Sensation Seeking: Beyond the optimal level of arousal*. Hillsdale: Erlbaum.
- Zuckerman, M., Kolin, E. A., Price, L., y Zoob, I. (1964). Development of a sensation seeking scale. *Journal of Consulting Psychology*, 28, 477–482.

