



UNIVERSIDAD MIGUEL HERNÁNDEZ

Departamento de Psicología de la Salud

TESIS DOCTORAL

**Adaptación y validación al español de tres escalas de
síntomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes**

Tíscar Rodríguez Jiménez

2015

UNIVERSIDAD MIGUEL HERNÁNDEZ

Departamento de Psicología de la Salud



Programa de doctorado en Psicología de la Salud

TESIS DOCTORAL

Adaptación y validación al español de tres escalas de síntomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes

Doctoranda: Dña. Tíscar Rodríguez Jiménez

Director: Dr. José Antonio Piqueras Rodríguez



D. JUAN CARLOS MARZO CAMPOS, Director del Departamento de Psicología de la Salud de la Universidad Miguel Hernández de Elche

INFORMA

Que da su conformidad a la lectura y defensa de la Tesis Doctoral presentada por Dña. TÍSCAR RODRÍGUEZ JIMÉNEZ, titulada “Adaptación y validación al español de tres escalas de sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes”.

Y para que conste a los efectos oportunos, emite el siguiente informe en Elche, a 12 de noviembre de 2015

Fdo. Dr. Juan Carlos Marzo Campos
Director del Departamento de Psicología de la Salud



D. JOSÉ ANTONIO PIQUERAS RODRÍGUEZ, Profesor Titular de Universidad en el Departamento de Psicología de la Salud de la Universidad Miguel Hernández de Elche

CERTIFICA

Que la presente Tesis Doctoral, titulada “Adaptación y validación al español de tres escalas de sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes” ha sido realizada por Dña. TÍSCAR RODRÍGUEZ JIMÉNEZ bajo mi dirección, y a mi juicio reúne las condiciones para ser defendida ante el Tribunal correspondiente para optar al grado de Doctor.

Elche, 12 de noviembre de 2015

Fdo: Dr. José Antonio Piqueras Rodríguez

Esta tesis doctoral ha sido realizada según la normativa reguladora del 29 de octubre, por la que se establece la ordenación de las enseñanzas de doctorado (Real Decreto 1393/2007) y la normativa interna para la presentación de tesis doctorales por conjunto de publicaciones de la Universidad Miguel Hernández de Elche.



Este trabajo se ha desarrollado con la financiación del Instituto de Cultura Juan Gil-Albert de la Diputación Provincial de Alicante, mediante el programa de Ayudas a la investigación en Ciencias Sociales.



A mi familia



Agradecimientos

Me gustaría que estas líneas sirvieran para expresar mi más profundo y sincero agradecimiento a todas aquellas personas que con su ayuda han colaborado en la realización de la presente tesis doctoral.

En primer lugar, de manera especial, quisiera mostrar mi agradecimiento al Dr. José Antonio Piqueras, director de esta investigación, por la orientación, el seguimiento y la supervisión continua de la misma, pero sobre todo por la motivación y el apoyo recibido a lo largo de estos años. Muchas gracias por permitirme aprender tanto a tu lado.

Gracias a Eric Storch, Edna Foa e Isobel Heyman por permitir el uso de los instrumentos para su validación y su ayuda con la retrotraducción; y a Miquel A. Fullana, David Mataix-Cols y Alberto Pertusa por su asistencia en la traducción de los cuestionarios al español.

Al Dr. José P. Espada y la Dra. Mireia Orgilés, por sus muestras de confianza durante este tiempo y por ser mis maestros académicos.

Al Dr. Juan Carlos Marzo, por su apoyo como director del Departamento de Psicología de la Salud para la realización de este trabajo y sus mensajes de ánimo.

Al profesor Antonio Godoy, por sus orientaciones y su gran apoyo ante cualquier duda o propuesta.

Al Dr. Alejandro Guillén y al Dr. Agustín E. Martínez, por su soporte tanto emocional como logístico.

Quisiera hacer extensiva mi gratitud a mis compañeros del grupo de investigación AITANA por su apoyo y colaboración: la Dra. Elena Carratalá, la Dra. Sandra Morales, Mariate, Iván, Mariola, María, Vicky, Ornela...

A Luisa Lázaro, Ana Griselda Ortiz y Elena Moreno del Hospital Clínic de Barcelona por su ayuda en la recogida de datos.

Al Hospital de Molina, porque desde el primer día me han tratado como una más y en especial al Dr. Pedro Hernández, director-gerente del hospital, por la confianza depositada en mí, apoyo y motivación para hacer esta tesis. A Jose, Elena, Eduardo, Marta, Ana, etc., mil gracias por esos mensajes de ánimo que me habéis transmitido durante este tiempo.

A mis pacientes, por enseñarme tanto cada día, y en este caso, especialmente, a los niños y adolescentes que padecen el trastorno obsesivo-compulsivo. Son realmente el motor y la razón de esta tesis.

A los profesionales y centros educativos implicados en el desarrollo de este proyecto, puesto que sin su esfuerzo y voto de confianza en este tipo de estudios, la investigación no sería posible.

A mis padres, Jose y Pilar, por su apoyo incondicional durante tantos años que me ha permitido realizar todo aquello de lo que disfruto cada día, mi trabajo.

A mi hermana Naiara, mi mejor amiga, muchas gracias por estar siempre ahí y recordarme cuando más lo necesitaba “tú puedes”.

A Manuel, por su comprensión y tolerancia ante las horas que le he quitado para trabajar en esta investigación. Gracias por tu apoyo en estos años y por sentirte tan orgulloso de mí.

Quisiera también agradecer a mis abuelos la sabiduría y el cariño que siempre me han transmitido. Siempre os tengo presentes.

A mis amigas psicólogas, espero que hayáis podido comprender mi “ausencia” en muchos momentos importantes para vosotras durante bastante tiempo, pero ya sabéis que siempre estoy ahí.

No quiero terminar sin darle las gracias a una princesita a la que desde que nació le tengo un cariño muy especial. Desde el primer día de vida me ha demostrado que es una gran luchadora. Gracias Helena, ¡te adoro!

A todos, millones de gracias.

Índice

Resumen	19
Introducción	27
Objetivos y Estudios.....	63
Objetivo 1.	
<i>Adaptación y validación de la versión en español del “Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV)”</i>	<i>65</i>
Estudio 1. Estructura factorial e invarianza métrica del Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) en población general.....	67
Estudio 2. Equivalencia métrica, fiabilidad y validez del Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) en muestra comunitaria y clínica	89
Estudio 3. Propiedades psicométricas del Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) en niños y adolescentes chilenos.....	115
Estudio 4. Relación entre subtipos de sintomatología obsesivo compulsiva y de perfeccionismo en adolescentes.....	141
Objetivo 2.	
<i>Adaptación y validación de la versión en español del “Children’s Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI)”</i>	<i>165</i>
Estudio 5. Estructura factorial, fiabilidad y validez del Children’s Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI)	167

Objetivo 3.

Adaptación y validación de la versión en español del “Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS)”..... 199

 Estudio 6. Validación del Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) en niños y adolescentes 201

Discusión..... 225

Conclusiones 241

Referencias 245

Anexos 265



Resumen



Resumen

En los últimos años se ha producido un considerable aumento en el desarrollo de instrumentos de evaluación del trastorno y de la sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes. A pesar de ello, es preciso señalar que existen pocas medidas específicas breves que muestren propiedades psicométricas adecuadas.

Debido a la importancia que tiene llevar a cabo una evaluación psicológica basada en la evidencia, la cual permita hacer un análisis científico de un sujeto o grupo, es necesario contar con instrumentos específicos breves que sean sometidos a un proceso de validación en el que se adapten culturalmente y se comprueben sus propiedades psicométricas. Además, es necesario contar con pruebas bien establecidas para el rango de edad correspondiente a la infancia y adolescencia, ya que se ha encontrado que los síntomas obsesivo-compulsivos en muchos casos aparecen en este período. Por tanto, es necesario contar con este tipo de instrumentos en población infanto-juvenil para la detección precoz de los síntomas tanto clínicos como subclínicos y para la evaluación diagnóstica.

Por ello, los objetivos generales de la presente tesis doctoral son adaptar y validar la versión en español del *Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version* (OCI-CV), del *Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory* (C-FOCI) y del *Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener* (SOCS) en niños y adolescentes. Para ello se siguen las principales directrices para la traducción y adaptación de tests (p. ej., Hambleton y Fernández, 1996; Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013; Muñiz, Hernández y Ponsoda, 2015).

Esta tesis está formada por seis estudios agrupados en tres objetivos generales, que se resumen a continuación.

Objetivo 1. Adaptación y validación de la versión en español del “*Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version* (OCI-CV)”.

Estudio 1. Estructura factorial e invarianza métrica del *Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version* (OCI-CV) en población general.

Un primer paso para el desarrollo de estudios epidemiológicos y para evaluar la efectividad de los tratamientos empíricamente validados es contar con medidas de evaluación basadas en la evidencia. Hay varias medidas del trastorno y/o sintomatología obsesivo-

compulsiva en niños y adolescentes, pero todos ellos presentan algunas limitaciones. El *Obsessive-Compulsive Inventory-Revised* (OCI-R) de Foa y colaboradores ha demostrado ser una buena medida de autoinforme para evaluar la dimensionalidad del trastorno obsesivo-compulsivo (TOC) en adultos y adolescentes. La versión infantil del OCI (OCI-CV) fue creada en 2010, mostrando excelentes propiedades psicométricas para su uso con niños y adolescentes clínicos. El objetivo de este estudio fue realizar la traducción y adaptación, así como examinar la estructura factorial y la invarianza del OCI-CV en población general. Los resultados mostraron una estructura de seis factores (Duda/Comprobación, Obsesiones, Acumulación, Lavado, Orden y Neutralización) y un factor de segundo orden (sintomatología TOC general), con buenos valores de consistencia e invarianza en función de la región, la edad y el sexo. El OCI-CV es un instrumento válido y fiable para evaluar las dimensiones de la sintomatología TOC, también en la población general de niños y adolescentes. La invarianza en función del sexo y la edad garantiza su utilización con fines clínicos y de investigación.

Estudio 2. Equivalencia métrica, fiabilidad y validez del *Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version* (OCI-CV) en muestra comunitaria y clínica.

La versión infantil del *Obsessive-Compulsive Inventory* (OCI-CV) puede ser considerada como una medida de autoinforme bien establecida, con indicación especial para la evaluación de las dimensiones de la sintomatología del trastorno obsesivo-compulsivo (TOC). A pesar de que algunos estudios anteriores han demostrado buenas propiedades psicométricas del OCI-CV para evaluar las dimensiones del TOC tanto en muestras clínicas como no clínicas, hay una serie de aspectos que no han sido explorados hasta el momento, tales como son: la invarianza factorial en función de muestras clínicas y no clínicas; su validez discriminativa para diferenciar casos clínicos de los no clínicos; y la necesidad de disponer de más datos relativos a traducciones y adaptaciones del OCI-CV a otras culturas y lenguas. Así, el objetivo de nuestro estudio fue proporcionar nuevos datos sobre la validación del OCI-CV en dos muestras, una comunitaria ($n = 2.138$) y una clínica ($n = 94$), de edades comprendidas entre los 10 y los 18 años. Los resultados mostraron una sólida estructura de seis factores (Duda/Comprobación, Obsesiones, Acumulación, Lavado, Orden y Neutralización) con un factor de segundo orden (sintomatología TOC general); buena fiabilidad en términos de consistencia interna y estabilidad temporal; correlaciones significativas con otras medidas específicas de TOC; y una sensibilidad y especificidad aceptable para la detección del TOC. En resumen, el OCI-CV es una medida bien

establecida para evaluar las dimensiones de síntomas obsesivo-compulsivos en niños y adolescentes.

Estudio 3. Propiedades psicométricas del *Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version* (OCI-CV) en niños y adolescentes chilenos.

En los últimos años se ha producido un aumento considerable en el desarrollo de herramientas de evaluación de la sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes. La versión para niños del Obsessive-Compulsive Inventory (OCI-CV) es una medida de autoinforme bien establecida, con especial interés para la evaluación de las dimensiones del trastorno obsesivo-compulsivo (TOC). Este instrumento ha demostrado ser útil para poblaciones clínicas y no clínicas en dos idiomas (inglés y español europeo). Por tanto, el objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del OCI-CV en una muestra comunitaria chilena. La muestra consistió en 816 niños y adolescentes con una edad media de 14,54 años ($DT = 2,21$; rango = 10-18 años). Se examinó la estructura factorial, la consistencia interna, la fiabilidad test-retest, la validez convergente y divergente, y las diferencias de género y edad. El análisis factorial confirmatorio mostró una estructura de seis factores (Duda/Comprobación, Obsesiones, Acumulación, Lavado, Orden y Neutralización) con un factor de segundo orden (sintomatología TOC general). Se hallaron también buenas estimaciones de fiabilidad (incluyendo consistencia interna y test-retest), evidencias que apoyan la validez, y pequeñas diferencias de edad y de género (mayores niveles de sintomatología TOC entre los participantes de mayor edad y entre las mujeres, respectivamente). El OCI-CV es una escala adecuada para la evaluación de las obsesiones y compulsiones también en la población general de niños y adolescentes chilenos.

Estudio 4. Relación entre subtipos de sintomatología obsesivo compulsiva y de perfeccionismo en adolescentes.

El objetivo de este estudio fue analizar las relaciones entre los dominios de sintomatología obsesivo-compulsiva y las dimensiones de perfeccionismo (auto o socialmente orientado) en adolescentes. La muestra estuvo compuesta por 326 adolescentes entre 12 y 18 años, de los cuales 180 fueron hombres y 146 mujeres. En general, los adolescentes con más sintomatología obsesivo-compulsiva, independientemente del subtipo, presentaron mayores

niveles de perfeccionismo. Los subtipos de Comprobación, Obsesión y Orden fueron los que más se asociaron con ambas dimensiones de perfeccionismo. La dimensión de Orden lo hizo en mayor grado con el perfeccionismo autorientado. De igual modo, ser mujer se asocia significativamente con la presencia de sintomatología obsesivo-compulsiva en general y con todos los subtipos excepto con Neutralización. Estos datos sugieren que los diferentes grados de asociación entre dimensiones de sintomatología obsesivo-compulsiva y de perfeccionismo y las diferencias de sexo en adolescentes pueden resultar de interés para diseñar programas de intervención más eficaces.

Objetivo 2. Adaptación y validación de la versión en español del “*Children’s Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI)*”.

Estudio 5. Estructura factorial, fiabilidad y validez del *Children’s Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI)*.

El *Children’s Florida Obsessive Compulsive Inventory* es una medida de autoinforme de 22 ítems prometedora para evaluar la presencia y la gravedad (“*severity*”) de los síntomas obsesivo-compulsivos en niños y adolescentes. A pesar de haber demostrado adecuadas propiedades psicométricas inicialmente, tan solo ha sido publicado un estudio con niños y adolescentes de habla inglesa. Por tanto, el objetivo de este estudio fue realizar la traducción y adaptación, así como examinar las propiedades psicométricas del C-FOCI en muestras clínicas y no clínicas de niños y adolescentes. La muestra consistió en 94 pacientes con trastorno obsesivo-compulsivo (TOC) y 1.068 controles sanos de la comunidad, con edades entre 8 y 19 años. El análisis factorial apoyó dos factores independientes (síntomas y gravedad), así como la invarianza métrica de las escalas de síntomas y de gravedad en función del tipo de muestra (clínica vs. comunitaria). Los resultados también mostraron buena fiabilidad en términos de consistencia interna y estabilidad temporal, correlaciones significativas y altas con otras medidas de TOC, y una sensibilidad y especificidad aceptables para detectar el TOC. En resumen, el C-FOCI es una medida breve adecuada para evaluar los síntomas y la gravedad del TOC en niños y adolescentes.

Objetivo 3. Adaptación y validación de la versión en español del “*Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS)*”.

Estudio 6. Validación del *Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS)* en niños y adolescentes.

El Instituto Nacional para la Salud y la Excelencia Clínica de Reino Unido (*National Institute for Health and Care Excellence*) recomienda el uso del *Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS)* como herramienta de detección adecuada para niños/adolescentes de 11 a 15 años. A pesar de su excelente sensibilidad y especificidad en la detección del trastorno obsesivo-compulsivo (TOC), presenta algunas limitaciones. En consecuencia, los objetivos de este trabajo fueron llevar a cabo la traducción y adaptación del SOCS; examinar empíricamente si el SOCS es adecuado para la evaluación de los síntomas de TOC en un rango de edad más amplio de niños y adolescentes; y proporcionar nuevos datos sobre sus propiedades psicométricas. Los participantes fueron 94 pacientes con TOC y 880 controles sanos (9-19 años). Los resultados apoyaron una estructura factorial unidimensional del SOCS e invarianza métrica en función de las muestras. También mostró buena fiabilidad en términos de consistencia interna y estabilidad temporal. Además, presenta correlaciones significativamente altas con otras medidas del TOC y una sensibilidad y especificidad aceptables para la detección del TOC. En conclusión, el SOCS es una herramienta breve adecuada para la detección del TOC en niños y adolescentes.

Introducción



Introducción

1. Aproximación histórica al trastorno obsesivo-compulsivo

El trastorno obsesivo-compulsivo (TOC en adelante) es uno de los trastornos reconocidos más antiguos, ya que en casi todas las culturas y periodos históricos se han identificado formas obsesivas de la conducta que han recibido nombres como obsesión, compulsión, idea imperativa o escrúpulo, entre otros (Berrios, 1995). Sin embargo, no adquiere verdadero reconocimiento hasta que por primera vez la sintomatología obsesivo-compulsiva fue identificada y descrita como manifestaciones melancólicas religiosas en el siglo XVII. Los rituales religiosos unidos a supersticiones y escrúpulos provocaban una intensa angustia a las personas que les llevaba a comportarse de forma compulsiva, considerándose que los pacientes estaban “poseídos” por fuerzas externas (Lázaro, 2014).

No obstante, el TOC no comienza a adquirir verdadero desarrollo científico hasta finales del siglo XIX, cuando, en 1838, el psiquiatra francés Jean Dominique Esquirol describió fenomenológicamente el TOC de manera muy similar a como lo entendemos hoy, aunque lo consideró como una de las formas de locura.

A principios del siglo XX, Sigmund Freud y Pierre Janet lo diferencian de la neurastenia, con la que lo habían clasificado años anteriores. Janet (1903) hace la primera descripción de un caso infantil con TOC, señalando, como una de sus características, la ocultación del problema por parte del sujeto. Este autor incluyó el trastorno en el concepto de psicastenia, que contenía otros trastornos como tics, ataques de pánico, fobias e hipocondría, entre otros. Al contrario que Esquirol, clasificó este trastorno dentro de la neurosis y fuera de la locura o psicosis.

En 1908, el español Augusto Vidal Perera, catedrático de psiquiatría infantil, publica su “Compendio de psiquiatría infantil”, donde dedica un capítulo a las obsesiones y compulsiones. Ya en esta obra se indica el carácter irresistible de las obsesiones, su poder dominador de la actividad mental, la imposibilidad de la persona de liberarse de ellas y la manifestación de comportamientos compulsivos que tienen como finalidad disminuir la tensión.

Leo Kanner (1935) se ocupó ampliamente de la psiquiatría infantil y estudió el TOC. En este sentido señaló el aislamiento de estos niños, su personalidad premórbida inhibida, la similitud de algunas compulsiones con los tics, así como que los padres solían ejercer un estilo educativo autoritario con altos niveles de exigencia y perfeccionismo, llegando en muchas ocasiones a facilitar e implicarse en los rituales de sus hijos.

En 1965, desde una perspectiva psicoanalítica, Anna Freud diferencia las obsesiones y compulsiones de los rituales y repeticiones normales de la infancia. Además, señaló que en los niños la sintomatología obsesiva podía aparecer en solitario o asociada a otros síntomas o características de personalidad, reconociendo la influencia de factores ambientales en la aparición del problema.

Entre 1960 y 1970 los psicólogos del modelo conductual comienzan a establecer explicaciones sobre la génesis del TOC, así como a plantear diferentes técnicas que pretendían eliminar el problema y que ya habían sido aplicadas en las fobias, obteniendo buenos resultados (Rosa-Alcázar y Olivares, 2010).

Cabe realizar aquí una breve revisión de la evolución de la conceptualización del TOC en los principales manuales internacionales de clasificación de trastornos mentales. Éstos han estado influenciados por las corrientes psicológicas predominantes en cada época. Los manuales diagnósticos más relevantes son el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (*Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*; DSM) de la Asociación Americana de Psiquiatría (*American Psychiatric Association*; APA) y la Clasificación Internacional de Enfermedades (*International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems*; ICD) de la Organización Mundial de la Salud (*World Health Organization*; WHO).

Las primeras versiones del DSM reflejaban el influjo predominante de la psiquiatría psicodinámica. Respecto al TOC, el DSM-I (APA, 1952) incluía el “obsessive-compulsive reaction” dentro de los trastornos psiconeuróticos. En esta categoría se incluían muchos de los casos de la anteriormente denominada psicastenia. En 1968, el DSM-II distingue entre obsesión y fobia, debido, en cierta manera, a la influencia del modelo conductual en el campo de la psiquiatría. En el DSM-III (APA, 1980) se clasifica el TOC dentro de los Trastornos de Ansiedad, indicando como rasgos esenciales, la presencia de obsesiones o compulsiones recurrentes y sin sentido (en adultos) con malestar significativo, junto a resistencia, al menos inicial, a la realización de las compulsiones. El DSM-III-R (APA, 1987), con respecto a la edición anterior, introduce la importancia de la gravedad del problema, interfiriendo en la rutina habitual de la persona, el sinsentido de las obsesiones, al menos de forma inicial, y el abandono a las compulsiones tras intentar resistirlas. Estas dos últimas características propias en los adultos no eran aplicables en los niños. En el DSM-IV (APA, 1994) se sigue un planteamiento similar, ya que se indica la importancia de la gravedad, lo absurdo de las preocupaciones u obsesiones, y la realización de las compulsiones como neutralizador de las obsesiones. Los nuevos elementos son: 1) se definen las compulsiones como conductas repetitivas o acciones mentales, 2) se

puntualiza que el contenido de la obsesión o compulsión no se circunscriba a ningún trastorno del Eje I, y 3) se indica que las obsesiones y compulsiones no estén causadas por ninguna sustancia o por una condición médica en general. En el DSM-IV-TR (APA, 2000) no existen diferencias con respecto a la edición anterior. Recientemente, se ha publicado la quinta edición del DSM (DSM-5; APA, 2013) donde sí se han introducido algunos cambios respecto a los criterios diagnósticos, los cuales son descritos en el siguiente apartado.

Por su parte, la Organización Mundial de la Salud añadió por primera vez una sección de trastornos mentales o psiquiátricos a su clasificación de trastornos médicos en la sexta edición (ICD-6; WHO, 1949), edición equivalente al DSM-I. Esta primera edición tuvo continuidad con la ICD-7 (WHO, 1956), prácticamente idéntica a la anterior edición. La ICD-8 (WHO, 1967), equivalente al DSM-II, clasifica el TOC dentro de los trastornos neuróticos e indica que se trata de un sentimiento de compulsión subjetiva, absurda e inapropiada, sin sentido y a la que el sujeto se resiste pero que no puede dejar de realizarla, ya que los pensamientos le llevan a una lucha interna que aumenta su ansiedad. Posteriormente, la ICD-9 (WHO, 1978), el equivalente al DSM-III, cambió la denominación de neurosis por trastorno obsesivo-compulsivo. Actualmente, se está trabajando en la ICD-11, cuya publicación está prevista para el 2018. En consecuencia, sigue vigente la ICD-10 (WHO, 1992) que se describe en el siguiente apartado.

2. Descripción y criterios diagnósticos del trastorno obsesivo-compulsivo

El TOC es un trastorno mental que se caracteriza por la presencia de pensamientos intrusivos, imágenes o impulsos que causan ansiedad o malestar (obsesiones) y/o por la presencia de acciones repetitivas abiertas o encubiertas cuyo propósito es neutralizar dicha ansiedad (compulsiones). Ambos síntomas interfieren significativamente en la vida social y familiar del paciente, así como en su integración académica y laboral.

El TOC se enmarca en un nuevo capítulo del DSM-5 (APA, 2013), denominado “trastorno obsesivo-compulsivo y trastornos relacionados”, donde además de incluir el TOC propiamente dicho, se contemplan el trastorno dismórfico corporal, el trastorno de acumulación, la tricotilomanía, el trastorno de excoriación, el trastorno obsesivo-compulsivo y trastornos relacionados inducidos por sustancias/medicamentos, el trastorno obsesivo-compulsivo y trastornos relacionados debidos a otra afección médica, otros trastornos obsesivo-compulsivos y trastornos relacionados especificados, y otros trastornos obsesivo-compulsivos y trastornos relacionados no especificados (p. ej., trastornos de conductas repetitivas centradas en el cuerpo o

celos obsesivos). Los criterios diagnósticos del TOC según el DSM-5 (APA, 2013) se presentan en la tabla 1.

Tabla 1. Criterios del trastorno obsesivo-compulsivo según el DSM-5

A. Presencia de obsesiones, compulsiones o ambas:

Las obsesiones se definen por (1) y (2):

1. Pensamientos, impulsos o imágenes recurrentes y persistentes que se experimentan, en algún momento durante el trastorno, como intrusas o no deseadas, y que en la mayoría de los sujetos causan ansiedad o malestar importante.

2. El sujeto intenta ignorar o suprimir estos pensamientos, impulsos o imágenes, o neutralizarlos con algún otro pensamiento o acto (es decir, realizando una compulsión).

Las compulsiones se definen por (1) y (2):

1. Comportamientos (p. ej., lavarse las manos, ordenar, comprobar las cosas) o actos mentales (p. ej., rezar, contar, repetir palabras en silencio) repetitivos que el sujeto realiza como respuesta a una obsesión o de acuerdo con reglas que ha de aplicar de manera rígida.

2. El objetivo de los comportamientos o actos mentales es prevenir o disminuir la ansiedad o el malestar, o evitar algún suceso o situación temida; sin embargo, estos comportamientos o actos mentales no están conectados de una manera realista con los destinados a neutralizar o prevenir, o bien resultan claramente excesivos.

Nota: Los niños de corta edad pueden no ser capaces de articular los objetivos de estos comportamientos o actos mentales.

B. Las obsesiones o compulsiones requieren mucho tiempo (p. ej., ocupan más de una hora diaria) o causan malestar clínicamente significativo o deterioro en lo social, laboral u otras áreas importantes del funcionamiento.

C. Los síntomas obsesivo-compulsivos no se pueden atribuir a los efectos fisiológicos de una sustancia (p. ej., una droga, un medicamento) o a otra afección médica.

Tabla 1. Criterios del trastorno obsesivo-compulsivo según el DSM-5. (*continuación*)

D. La alteración no se explica mejor por los síntomas de otro trastorno mental (p. ej., preocupaciones excesivas, como en el trastorno de ansiedad generalizada; preocupación por el aspecto, como en el trastorno dismórfico corporal; dificultad de deshacerse o renunciar a las posesiones, como en el trastorno de acumulación; arrancarse el pelo, como en la tricotilomanía; rascarse la piel, como en el trastorno de excoriación; esterotipias, como en el trastorno de movimientos estereotipados; comportamiento alimentario ritualizado, como en los trastornos de la conducta alimentaria; problemas con sustancias o con el juego, como en los trastornos relacionados con sustancias y trastornos adictivos; preocupación por padecer una enfermedad, como en el trastorno de ansiedad por enfermedad; impulsos o fantasías sexuales, como en los trastornos parafilicos; impulsos, como en los trastornos disruptivos, del control de los impulsos y de la conducta; rumiaciones de culpa, como en el trastorno de depresión mayor; inserción de pensamientos o delirios, como en la esquizofrenia y otros trastornos psicóticos; o patrones de comportamiento repetitivo, como en los trastornos del espectro autista).

Especificar si:

Con introspección buena o aceptable: El sujeto reconoce que las creencias del trastorno obsesivo-compulsivo son claramente o probablemente no ciertas, o que pueden ser ciertas o no.

Con poca introspección: El sujeto piensa que las creencias del trastorno obsesivo-compulsivo son probablemente ciertas.

Con ausencia de introspección/con creencias delirantes: El sujeto está completamente convencido de que las creencias del trastorno obsesivo-compulsivo son ciertas.

Especificar si:

El sujeto tiene una historia reciente o antigua de un trastorno de tics.

Otro de los sistemas de clasificación más utilizados es el elaborado por la WHO, la ICD-10, que sigue vigente hasta que se publique la nueva ICD-11. Según esta clasificación, en el TOC las obsesiones y las compulsiones se diferencian en función de si se trata de pensamientos, ideas o imágenes (obsesiones) o actos (compulsiones). A diferencia de éste, en el DSM-IV-TR y el DSM-5 pueden existir compulsiones de tipo cognitivo, que serían consideradas obsesiones según la ICD-10.

Según la ICD-10, en las pautas para un diagnóstico definitivo deben estar presentes y ser una fuente importante de angustia o de incapacidad durante la mayoría de los días al menos

durante dos semanas sucesivas, síntomas obsesivos, actos compulsivos o ambos. Los síntomas obsesivos deben tener las características siguientes: a) son reconocidos como pensamientos o impulsos propios; b) se presenta una resistencia ineficaz a por lo menos uno de los pensamientos o actos, aunque estén presentes otros a los que el enfermo ya no se resista; c) la idea o la realización del acto no deben ser en sí mismas placenteras (el simple alivio de la tensión o ansiedad no debe considerarse placentero en este sentido); d) los pensamientos, imágenes o impulsos deben ser reiterados y molestos. El diagnóstico puede especificarse atendiendo a otro dígito que contribuye a la clasificación de distintos tipos: con predominio de pensamientos o rumiaciones obsesivos; con predominio de actos compulsivos; con mezcla de pensamientos y actos obsesivos; otros trastornos obsesivos; y TOC sin especificación. En la tabla 2 pueden observarse algunas de las características de cada una de las categorías mencionadas.

En la actualidad, la ICD-10 está siendo revisada por la WHO. El Grupo de Trabajo de Expertos de la ICD-11 propone, en términos generales, que el TOC y trastornos relacionados sea independiente a los trastornos de ansiedad; así como la inclusión de nuevas categorías diagnósticas como: el trastorno dismórfico corporal, trastorno de referencia olfativa, trastorno de acumulación y trastorno de excoriación. Además, se propone que dos de los trastornos por tics clasificados en el capítulo de Neurología sean incluidos también en este grupo para propósitos clínicos: el síndrome de Tourette y los tics primarios o idiopáticos (Stein, Fontenelle y Reed, 2014).

Según Simpson y Reddy (2014), con respecto al diagnóstico para el TOC, se recomiendan los siguientes cambios que se llevarán a cabo en la ICD-11: 1) aclarar la definición de obsesiones (p. ej., que las obsesiones pueden ser pensamientos, imágenes o impulsos); 2) actualización de la definición de las compulsiones (p. ej., no llamar a éstas “estereotipadas” y aclarar que éstas pueden ser comportamientos o actos mentales); 3) clarificar en el texto que las compulsiones se realizan a menudo en relación con una obsesión; 4) describir en el texto que el “malestar” generado por las obsesiones y compulsiones puede incluir diferentes estados afectivos (p. ej., ansiedad, disgusto, sensación de incompleto); y 5) eliminar la duración requerida en la ICD-10 (es decir, los síntomas durante al menos dos semanas), pero mencionar en el texto que el diagnóstico de TOC debe hacerse con precaución en pacientes que presentan una muy corta duración de la enfermedad (p. ej., menos de un mes) y que una aparición aguda del TOC debe promover una evaluación cuidadosa para descartar otras enfermedades. En cuanto a la sección de diagnóstico diferencial, se recomienda que un diagnóstico de TOC ya no puede ser excluido si es comórbido con el síndrome de Tourette, esquizofrenia o trastornos depresivos. Por último,

también se recomienda eliminar en la ICD-10 los especificadores (p. ej., con predominio de pensamientos o rumiaciones obsesivos, con predominio de actos compulsivos [rituales obsesivos], o con mezcla de pensamientos y actos obsesivos) y considerar la utilidad clínica y aplicabilidad general de introducir un nuevo especificador del grado de insight o conciencia de enfermedad de la persona con TOC (equivalente al incluido por el DSM-5).

Tabla 2. Características del TOC atendiendo a distintas subcategorías según el ICD-10

<p>F42.0 Con predominio de pensamientos o rumiaciones obsesivos</p> <p>Pueden tomar la forma de ideas, imágenes mentales o impulsos a actuar. Su contenido es muy variable, pero se acompañan casi siempre de malestar subjetivo. A veces las ideas son simplemente banales en torno a una interminable y casi filosófica consideración de alternativas imponderables. Esta consideración indecisa de alternativas es un elemento importante en muchas otras rumiaciones obsesivas y a menudo se acompaña de una incapacidad para tomar las decisiones, aún las más triviales, pero necesarias en la vida cotidiana. La relación entre rumiaciones obsesivas y depresión es particularmente íntima y se elegirá el diagnóstico de trastorno obsesivo-compulsivo sólo cuando las rumiaciones aparecen o persisten en ausencia de un trastorno depresivo.</p>
<p>F42.1 Con predominio de actos compulsivos (rituales obsesivos)</p> <p>La mayoría de los actos compulsivos se relacionan con la limpieza (en particular el lavado de las manos), con comprobaciones repetidas para asegurarse de que se ha evitado una situación potencialmente peligrosa, o con la pulcritud y el orden. En la conducta manifiesta subyace por lo general un miedo a ser objeto o motivo de un peligro y el ritual es un intento ineficaz o simbólico de conjurar ese peligro. Los rituales compulsivos pueden ocupar muchas horas de cada día y suelen acompañarse a veces de una marcada incapacidad de decisión y de un enlentecimiento. Los rituales están menos íntimamente relacionados con la depresión que los pensamientos obsesivos y responden con mayor facilidad a las terapéuticas de modificación del comportamiento.</p>
<p>F42.2 Con mezcla de pensamientos y actos obsesivos</p> <p>La mayoría de los enfermos con un trastorno obsesivo-compulsivo presentan tanto pensamientos obsesivos como compulsiones. Esta subcategoría debe ser usada cuando ambos son igualmente intensos, como es frecuente, aunque es útil especificar sólo uno cuando destaca con claridad ya que pensamientos y actos pueden responder a tratamientos diferentes.</p>
<p>F42.8 Otros trastornos obsesivo-compulsivos</p>
<p>F42.9 Trastorno obsesivo-compulsivo sin especificación</p>

Por último, cabe mencionar que en las clasificaciones diagnósticas actuales (DSM-5 y futuro ICD-11) se asume una continuidad de la presentación sintomatológica en todos los grupos de edad. Es por ello por lo que no se incluye el TOC entre los desórdenes específicos de la infancia, pero se puede diagnosticar en estas edades.

2.1. Caracterización clínica del trastorno obsesivo-compulsivo en niños y adolescentes

Las características clínicas del TOC en la edad infanto-juvenil son muy parecidas a las de la edad adulta. Así, existen obsesiones de contaminación, temor a sufrir algún daño o a que lo sufra un ser querido, preocupaciones por el orden y la simetría, necesidad de decir, preguntar o confesar distintos temas, obsesiones agresivas, sexuales y/o religiosas, compulsiones de lavado, comprobación, repetición, tocar, orden y simetría y compulsiones mentales como contar, rezar y repetir números, palabras o frases (Lázaro, 2014). En ocasiones puede aparecer la compulsión de cualquier acción o actividad de la vida cotidiana. No obstante, existen algunas particularidades específicas en los más pequeños. Por ejemplo, el TOC infantil puede cambiar a lo largo del día en función del contexto o situación concreta (p. ej., en las comidas, en el baño, en la escuela o al irse a dormir, entre otros), ya que las dudas obsesivas que presentan los más pequeños se refieren a situaciones cotidianas. Los padres también pueden ser solicitados a formar parte del ritual, llegando a mostrarse agresivos en el caso de que se rechace o se impida la realización del ritual. Además, las preguntas y posteriores respuestas de los padres se convierten en verdaderos rituales obsesivos (Lázaro, 2014; Rosa-Alcázar y Olivares, 2010).

Es importante tener en cuenta que en los niños y adolescentes es frecuente la existencia de pensamientos y comportamientos aparentemente similares a los síntomas obsesivos y compulsivos, pero que no son ni un indicador de riesgo ni una manifestación precoz de la enfermedad, si no que se trata de comportamientos comunes evolutivos. Algunos rituales evolutivos en niños son coleccionar y acaparar objetos significativos, ver unos dibujos animados una y otra vez, ordenar repetidamente una serie de objetos (piezas de construcción), contar números, pedir que le relaten el mismo cuento repetidamente, etc. Según algunos autores, las diferencias entre rituales patológicos y evolutivos son las que se describen en la tabla 3 (Rosa-Alcázar y Olivares, 2010; Toro, 2006).

Tabla 3. Diferencias entre rituales evolutivos y psicopatológicos

	RITUALES EVOLUTIVOS	RITUALES PSICOPATOLÓGICOS
Modo de vivir el ritual	Placentero	Desagradable, con ansiedad
Consecuencias al finalizar el ritual	Bienestar (sin reacciones de ansiedad y malestar)	Bienestar pero inmediatamente irritabilidad y agresividad
Interferencia	Nula	Alta
Finalidad del ritual	Pasarlo bien, adaptativa	Reducir o eliminar obsesiones
Actitud de los adultos ante el ritual	No se preocupan por los rituales	Se preocupan por los rituales excesivos o exagerados

(Modificado de Rosa-Alcázar y Olivares, 2010)

El TOC puede iniciarse con una obsesión o una compulsión que puede durar un tiempo variable y después puede cambiar a otra o varias diferentes. La sintomatología interfiere significativamente en niños y adolescentes y afecta a su vida familiar y social, rendimiento académico, autoestima y estado de ánimo (Lázaro, 2014).

Los niños o adolescentes con TOC sienten que no pueden librarse de pensamientos desagradables (obsesiones) o de comportamientos repetitivos y rituales (compulsiones). Muchas veces las perciben como innecesarias y ridículas, e intentan ocultarlas o justificarse con simples explicaciones. El tiempo que transcurre entre el inicio de los síntomas y el diagnóstico del TOC puede ser bastante alto, incluso de uno a tres años, sobre todo si su inicio es insidioso (Lázaro, 2014). Este hecho se debe tanto al secreto con el que se llevan los síntomas, producto de la vergüenza y la culpa que los menores sienten ante la irracionalidad de los mismos, como a la dificultad de interpretación de los rituales por parte del niño o de sus familiares. Esta es una de las causas por las que existe una aparente baja prevalencia entre la población de esta edad. Sin embargo, un porcentaje alto de adultos con TOC reconoce haber sufrido síntomas en la infancia y/o adolescencia (Rosa-Alcázar y Olivares, 2010).

2.2. Trastorno obsesivo-compulsivo subclínico

La sintomatología obsesivo-compulsiva u obsesiones y compulsiones subclínicas han recibido alguna, aunque muy limitada, atención empírica. Muchas personas presentan sintomatología obsesivo-compulsiva subclínica, es decir, manifestaciones más intensas que las experiencias de pensamientos intrusivos y las conductas compulsivas normales, que sin embargo no alcanzan los niveles de gravedad clínica del TOC (Flament et al., 1988; Thomsen, 1993; Valleni-Basile et al., 1996). Diferentes trabajos han estudiado la frecuencia de sintomatología obsesivo-compulsiva subclínica en niños y adolescentes (p. ej., Alvarenga et al., 2015; Canals, Hernández-Martínez, Cosi y Domènech, 2012; Voltas, Hernández-Martínez, Arija, Aparicio y Canals, 2014). Estos estudios informan de que la presencia de TOC subclínico en esta población está entre 2,7% y 19%. Además, han demostrado que la presencia de esta sintomatología, incluso con intensidad leve, se asocia con un mayor riesgo de sufrir trastornos psiquiátricos y diferentes grados de deterioro funcional (Canals, Hernández-Martínez, Cosi y Voltas, 2012; de Bruijn, Beun, de Graaf, ten Have y Denys, 2010), así como un mayor riesgo de desarrollar un TOC (Fullana et al., 2009). Los estudios longitudinales han demostrado también que la sintomatología obsesivo-compulsiva puede persistir durante años (de Bruijn et al., 2010; Voltas et al., 2014).

Además la sintomatología subclínica de TOC también se ha asociado a la mayor utilización de recursos sanitarios, mayor deterioro laboral y académico, peor calidad de vida, peor rendimiento de la memoria y del procesamiento de la información que la de aquellos sin ninguna sintomatología TOC (Grabe et al., 2000; Rubenstein, Peynircioglu, Chambless y Pigott, 1993).

En este mismo sentido, algunos estudios han indicado que el “TOC subclínico” representa una forma menos severa o temprana del TOC que justificaría una intervención psicológica preventiva (Fullana et al., 2009; Zucker, Craske, Blackmore y Nitz, 2006).

2.3. Dimensionalidad del trastorno obsesivo-compulsivo

Existe cierto consenso respecto a la existencia de diferentes dimensiones o dominios sintomatológicos del TOC tanto clínico como subclínico en población adulta y en niños y adolescentes (García-Soriano, Belloch y Morillo, 2008; Rivas, Planas y Gavino, 2009). Estas dimensiones (grupos de síntomas) suelen oscilar entre 4 y 6 en la mayoría de estudios (García-Soriano et al., 2008). Seguiremos aquí la clasificación propuesta por el grupo de Foa (Foa et al.,

2002, 2010; Foa, Kozak, Salkovskis, Coles y Amir, 1998). Los análisis factoriales realizados por este equipo han indicado seis factores o escalas de síntomas: Duda/Comprobación, Obsesión, Acumulación, Lavado, Orden y Neutralización mental. Así, siguiendo a Foa et al. (1998), se entiende por Comprobación cuando una persona inspecciona o comprueba de manera excesiva con el propósito de evitar que ocurra una determinada catástrofe. También se incluye en este factor las dudas sobre si se han realizado correctamente ciertos comportamientos. El dominio de Obsesiones se refiere a pensamientos, imágenes o impulsos recurrentes que invaden la conciencia de la persona, independientemente de su voluntad. Esas ideas son experimentadas como desagradables o repugnantes, aunque se intenten ignorar, no se puede. En cuanto a la dimensión de Acumulación, esta se caracteriza porque la persona duda a la hora de tirar objetos de todo tipo, acumulando gran cantidad de ellos. El dominio de Lavado se distingue por la sensación de sentirse contaminado, infectado o sucio. El paciente responde a esta sensación lavándose compulsivamente. Por otro lado, la dimensión de Orden se caracteriza por tener la “manía” de tenerlo todo ordenado, por lo que la persona pasa horas y horas cambiando las cosas de lugar o revisando que todo esté en el sitio correcto. Por último, el dominio de Neutralización consiste en la realización de actos mentales para “neutralizar”, prevenir o evitar la ocurrencia de consecuencias negativas, tales como repetir frases y contar una serie de números repetidas veces, entre otros.

Estos autores defienden que las dimensiones no son mutuamente excluyentes, ya que un paciente puede tener síntomas de varios tipos. A la hora de establecer las diferentes modalidades o dimensiones de TOC, los autores atienden a tendencias generales o cuestiones de grado, por lo que postulan un modelo inequívocamente dimensional o de continuo “normalidad/patología” más que categorial excluyente en el que primen la presencia versus la ausencia total de estímulos disparadores y de anticipación de consecuencias catastróficas. Esto implica la aplicabilidad de este modelo dimensional tanto a población clínica como comunitaria de cualquier edad (García-Soriano et al., 2008).

Todos estos aspectos justifican que se pueda comparar dicha heterogeneidad del TOC en muestras clínicas y no clínicas de niños, adolescentes y adultos y en diferentes culturas.

2.4. Curso y pronóstico del trastorno obsesivo-compulsivo en la infancia y adolescencia

Según el DSM-5 (APA, 2013), si el TOC no se trata, su curso suele ser crónico, a menudo con síntomas oscilantes o altibajos, y con frecuencia genera un importante deterioro. Según Marks (citado en Cruzado, 1998), la remisión espontánea es muy baja, aproximadamente del 23% en seguimientos de 1 a 23 años. Skoog y Skoog (1999) hallaron también una remisión del 20% en un seguimiento de 40 años con pacientes. Ahora bien, en población comunitaria, el 63% de las personas con TOC habían remitido a los 30 años de seguimiento y en personas con TOC subclínico el porcentaje fue del 83% (Fineberg et al., 2013). Además, según Mathis et al. (2011) el curso del trastorno es más crónico en los hombres que en las mujeres.

El inicio en la infancia o en la adolescencia puede conducir a un TOC de por vida, sin embargo, el 40% de los individuos con inicio del TOC en la niñez o en la adolescencia puede experimentar una remisión en la edad adulta. El curso del TOC se complica a menudo por la comorbilidad con otros trastornos (APA, 2013).

Las compulsiones se diagnostican en los niños con más facilidad que las obsesiones porque son observables. Sin embargo, la mayoría de los niños tiene tanto obsesiones como compulsiones como sucede en la mayoría de los adultos. El patrón de síntomas en los adultos puede ser estable en el tiempo, pero es más variable en los niños. Cuando se comparan niños y adolescentes con adultos, se han encontrado algunas diferencias en el contenido de las obsesiones y compulsiones. Estas diferencias probablemente reflejan un contenido apropiado para diferentes etapas del desarrollo (p. ej., las tasas de obsesiones sexuales y religiosas son más altas en los adolescentes que en los niños y las tasas de obsesiones del daño como el temor a los acontecimientos catastróficos, tales como la muerte o la enfermedad para sí mismo o para sus seres queridos, son más altas en los niños y adolescentes que en los adultos). Vargas, Palacios, González y de la Peña (2008) presentan los porcentajes de los tipos de obsesiones según la edad de los sujetos (véase tabla 4).

En la infancia, el único factor que predice una peor evolución es la gravedad del TOC a esta edad, valorada por la duración de los síntomas obsesivo-compulsivos. El curso episódico, que es menos frecuente, se asocia con una historia familiar de trastornos del estado de ánimo y comorbilidad con trastorno bipolar tipo II, trastorno de pánico e inicio más tardío de los síntomas obsesivo-compulsivos (Lázaro, 2014).

Tabla 4. Obsesiones según el grupo de edad

	Niños	Adolescentes	Adultos
Agresión y daño	63-69%	63-69%	31%
Religioso	15%	36%	10%
Sexuales	11%	36%	24%

3. Epidemiología

La prevalencia del TOC está entre el 0,2 y el 3,6% en niños y adolescentes (Canals et al., 2012). En población adulta es el cuarto trastorno psiquiátrico más frecuente (2-4%). Además, la Organización Mundial de la Salud lo considera una de las principales causas de discapacidad (WHO, 1999), dado que el impacto negativo del TOC en la calidad de vida ha sido considerado equivalente al de la esquizofrenia (Bobes et al., 2001).

Los datos de estudios clínicos y epidemiológicos muestran que en al menos el 50% de los casos la enfermedad tiene su inicio durante la infancia o adolescencia temprana (Chowdhury, Frampton y Heyman, 2004; Farrell y Barrett, 2006; Heyman, 2001). Esto ha llevado a conceptualizar el TOC como un trastorno del neurodesarrollo. Así, ha pasado de ser considerado como un trastorno raro e infrecuente entre la población infantil y adolescente general a ser calificado en la actualidad como uno de los más comunes (Geller et al., 2006). El TOC se encuentra representado aproximadamente de forma equivalente en chicas y chicos y la edad media de inicio se sitúa aproximadamente entre los 10 y los 13 años (p. ej., Bragado, 1994; Chowdhury et al., 2004; Farrell, Barrett y Piacentini, 2006). Aparte del inicio temprano de este trastorno, hay que resaltar su curso crónico, como así lo demuestra la baja tasa de remisión espontánea señalada anteriormente. Además, como señala Belloch, Del Valle, Morillo, Carrió y Cabedo (2009) estos pacientes retrasan considerablemente la búsqueda de tratamiento.

4. Comorbilidad

Respecto a la comorbilidad del TOC en la infancia, se ha observado que es bastante frecuente que las personas que lo presentan además tengan otras manifestaciones

psicopatológicas. Diversos estudios han encontrado tasas elevadas de comorbilidad, encontrándose que hasta un 80% de los niños con TOC presentan algún otro trastorno y que hasta el 50% podría cumplir los criterios para múltiples trastornos comórbidos (Piacentini y Bergman, 2000). Además se ha señalado que la presencia del TOC junto a otro trastorno psicológico es dos veces mayor que su presencia en solitario (Hollander et al., 1997). En un estudio con 955 pacientes con TOC, sólo el 7,7% no habían presentado algún trastorno comórbido a lo largo de su vida (Torres et al., 2013). Dada la frecuencia de la comorbilidad en el TOC, es importante tenerlo en cuenta para mejorar la evaluación y el diagnóstico diferencial y así permitir desarrollar programas de intervención más eficaces.

Según el DSM-5 (APA, 2013), hasta un 76% de los adultos con el trastorno tienen un diagnóstico de por vida de trastorno de ansiedad y hasta un 63% un trastorno depresivo o bipolar (siendo el más común el trastorno depresivo mayor con un 41%). El inicio del TOC es generalmente más tardío que el de los trastornos de ansiedad comórbidos (excepto el trastorno de ansiedad por separación) y el del trastorno de estrés postraumático, pero a menudo precede a los trastornos de depresión. La comorbilidad con el trastorno de personalidad obsesivo-compulsiva también es frecuente en los individuos con TOC (por ejemplo, del 23% al 32%).

Hasta un 30% de las personas con TOC también tiene un trastorno de tics a lo largo de la vida. El trastorno de tics comórbido es más frecuente en los varones con un inicio del TOC en la niñez. Estas personas tienden a diferir de los que no tienen un historial de trastornos de tics en la temática de sus síntomas de TOC, en la comorbilidad, y en el patrón de transmisión familiar. En los niños el TOC puede verse acompañado del trastorno de tics y el trastorno por déficit de atención/hiperactividad (APA, 2013).

Los trastornos que se producen con más frecuencia en las personas con TOC frente a las personas que no lo padecen son los diversos trastornos obsesivo-compulsivos y trastornos relacionados, como el trastorno dismórfico corporal, la tricotilomanía y el trastorno de excoriación. Además, se ha indicado la existencia de una asociación entre el TOC y algunos trastornos caracterizados por la impulsividad, como el trastorno negativista desafiante (APA, 2013).

En los casos que presentan ciertos trastornos infrecuentes, tales como trastornos psicóticos, trastorno bipolar o trastornos de la conducta alimentaria, la prevalencia del TOC es mucho mayor que la esperada en la población general. En consecuencia, cuando se diagnostica uno de estos desórdenes, se recomienda evaluar también la presencia de TOC. Por ejemplo, en

los individuos con esquizofrenia o con trastorno esquizoafectivo la prevalencia de TOC es aproximadamente del 12%. Las tasas del TOC también son elevadas en el trastorno bipolar, en los trastornos de la conducta alimentaria, tales como la anorexia y bulimia nerviosa y en el trastorno de Tourette (APA, 2013).

5. Etiología y mantenimiento

Aunque la etiología del TOC es desconocida, en las últimas décadas se ha avanzado considerablemente debido a los datos aportados por la investigación clínica, que muestran la existencia de factores biológicos, psicológicos y sociales que explican el desarrollo del problema.

De hecho, diferentes autores han propuesto modelos explicativos de la etiología del trastorno. Algunos de estos modelos del TOC pueden consultarse en Botella y Robert (1995); Cruzado (1998); Robert y Botella (1990); y Salkovskis (1985, 1999). Todos los modelos anteriores son básicamente para adultos pero pueden extrapolarse para niños. Sin embargo, Turner (2006) ha señalado que puede haber diferencias importantes entre niños y adultos respecto a los factores cognitivos, conductuales y familiares implicados en la etiología y mantenimiento del TOC.

A continuación se describen brevemente los principales factores implicados en el inicio y mantenimiento del TOC.

5.1. Factores biológicos

Las investigaciones llevadas a cabo para conocer la base biológica que origina el TOC han sido abordadas desde la genética, la neuroquímica, la neuroimagen y la neuropsicología, que sugieren la existencia de disfunciones cerebrales en el TOC.

Los estudios genéticos reflejan que existe una mayor frecuencia de diagnóstico de TOC en familiares de primer grado de pacientes con TOC que en familiares de controles o que en la población general. También se ha observado que en los casos con un inicio precoz, la frecuencia de TOC en padres es mayor, lo que muestra que existe un grupo de pacientes con TOC más familiar. Otras investigaciones han indicado una mayor asociación del trastorno entre los gemelos homocigóticos que entre los heterocigóticos, aunque la concordancia es siempre menor

a uno (Lázaro, 2014). La heredabilidad de los síntomas obsesivo-compulsivos en niños y adolescentes se encuentra entre un 45% y un 65% (Pauls, 2010). Por tanto, aunque haya una fuerte carga genética de la enfermedad, hay que tener en cuenta otros factores.

Respecto a la hipótesis neuroquímica, dos son los principales hallazgos al respecto. En primer lugar, en la etapa infantil pueden aparecer determinadas enfermedades inflamatorias debidas a infecciones por estreptococos y algunos estudios las han asociado con los comportamientos obsesivos en la infancia y la adolescencia. De este modo, algunos casos de TOC infantil pueden conceptualizarse mejor como trastornos neuropsiquiátricos autoinmunes asociados a infección por estreptococos. Así, el inicio repentino de TOC en niños antes de la pubertad, especialmente si existe un trastorno comórbido por tics, es probable que sea debido a infección por estreptococos. Sin embargo, otros autores matizan esta afirmación, ya que estas infecciones son muy frecuentes y raramente originan TOC (Shearer, 2005). En segundo lugar, existe cierta evidencia de la implicación de la serotonina en el TOC debido a que los fármacos más efectivos en el tratamiento de este trastorno son los inhibidores de la recaptación de serotonina, como la clomipramina (Lázaro, 2014). Aunque todavía no se puede afirmar que la alteración del sistema serotoninérgico cause el TOC, sí que se ha comprobado la presencia de disfunciones de regiones cerebrales moduladas por neuronas serotoninérgicas. No obstante, en muchas ocasiones, la respuesta a los fármacos mencionados anteriormente ni es completa ni se produce en todos los casos, por lo que la hipótesis serotoninérgica no sería la única existente. También se piensa que existen otros sistemas de neurotransmisión, entre los que destacan el dopaminérgico y diversos neuropéptidos, que estarían implicados en el origen del TOC.

Con respecto a los factores neuroanatómicos que pueden contribuir a generar en la persona una mayor vulnerabilidad para desarrollar el TOC, cabe decir que una de las primeras teorías neurológicas de este trastorno fue la de Rapoport (1991), en la que se consideraban los ganglios basales como la pieza clave para explicar el cuadro obsesivo-compulsivo. Algunas investigaciones informan que pueden haber diferentes estructuras cerebrales implicadas en el origen del TOC, ya que hablan de posibles cambios en el volumen de algunas estructuras, como una inflamación y una posterior pérdida de tamaño del núcleo caudado (Robinson et al., 1995). Además, mediante Tomografía Axial Computerizada (TAC) se ha observado en adolescentes y adultos con TOC un ensanchamiento de los ventrículos cerebrales, no encontrando diferencias en la edad, sexo, duración y el tipo de síntomas (Riddle, 1998). Otros estudios realizados con pacientes pediátricos señalan anomalías en el volumen de áreas como la corteza prefrontal ventral y el giro cingular (Pujol et al., 2004; Whiteside, Port y Abramowitz, 2004). Otros autores

como Navarro y Puigcerver (1998) hablaron de alteraciones en el funcionamiento metabólico, específicamente un hipermetabolismo en la corteza orbito-frontal, en la cabeza del núcleo caudado y en el cíngulo anterior. La hiperactividad en los ganglios basales provocaría la aparición de las secuencias repetitivas que se pueden observar en los rituales y la hiperactividad del córtex frontal provocaría rigidez cognitiva, aumento de preocupación, sentimientos de culpa, etc. Siguiendo a estos autores, en estudios llevados a cabo con técnicas de neuroimagen como el TAC, la Resonancia Magnética (RM), la Tomografía con Emisión de Positrones (PET), la Tomografía por Emisión de Fotón Simple (SPECT), se han encontrado alteraciones en las regiones frontales, tálamo y núcleo estriado (Lázaro, 2014). Por tanto, parece existir evidencia de una alteración en las redes neurales cortico-estriado-talámicas a nivel estructural, funcional y a nivel de conectividad neural. No obstante, hay que tener en cuenta que estos estudios presentan el funcionamiento de un área determinada, pero no quiere decir que exista una relación causal. Además, hay que tener en cuenta que el TOC es un desorden clínicamente heterogéneo caracterizado por diferentes dimensiones.

Finalmente conviene señalar que las alteraciones neuropsicológicas están relacionadas con las bases neuroanatómicas y neurofisiológicas del TOC. Según Lázaro (2014), los resultados encontrados en diferentes estudios muestran que las funciones cognitivas afectadas con mayor frecuencia son las ejecutivas y las aptitudes visoespaciales, principalmente la memoria no verbal.

Así, respecto a las funciones ejecutivas, algunos autores han detectado que personas con TOC sufren problemas de estas funciones, responsables de la capacidad de darse cuenta de los aspectos globales de situaciones o problemas, y de utilizar la información planificando, priorizando objetivos y llevando a cabo la conducta de una manera estratégica (Andrés-Perpiñá, Lázaro-García, Canalda-Salhi y Bouget-Llucià, 2002). Otros estudios han informado de que en pacientes con TOC se encuentran alterados diferentes procesos como la velocidad de procesamiento, la capacidad de cambio y la flexibilidad cognitiva, el razonamiento y la planificación de nuevas estrategias, la atención, la fluencia fonética, la denominación y programación y la regulación del movimiento (Abbruzzese, Bellodi, Ferri y Scarone, 1995), además de la presencia de intrusiones frecuentes, falta de iniciativa y desorganización en la resolución de problemas (Levin y Duchowny, 1991). Estas alteraciones neuropsicológicas indican que el circuito fronto-basal está afectado.

Con respecto a la memoria, diferentes investigaciones han informado que en el TOC hay alteraciones en el funcionamiento de la memoria no verbal. Así, se han observado deficiencias en los procesos de recuperación de la información no verbal en la memoria visual inmediata, el

reconocimiento y la memoria táctil, la orientación de líneas, la percepción espacial y las apraxias visoperceptivas y visoconstructivas. Éstas indican daño en la región temporo-parietal derecha (Arnedo, Roldán y Morell, 1996). Por otra parte, otros estudios también han observado deficiencias en la memoria verbal (Cabrera, McNally y Savage, 2001). No obstante, existe menos consenso respecto a estos déficits en memoria verbal (Martínez-González y Piqueras, 2008).

En el TOC infantil, los datos son más difíciles de explicar porque se han encontrado resultados contradictorios. Se ha observado deterioro cognitivo en la percepción espacial, concretamente en la rotación de sí mismos o en la resolución de laberintos, pero no se han observado déficits en la memoria ni en el tiempo de reacción (Behar et al., 1984). En cambio, este estudio fue replicado y sí se encontraron déficits en la memoria y en las funciones ejecutivas (Cox, Fedio y Rapoport, 1989). Un estudio más reciente informa que los déficits neuropsicológicos en la infancia como son el deterioro en las habilidades viso-espaciales y algunas formas de la función ejecutiva parecen estar asociados al TOC en la edad adulta (Grisham, Anderson, Poulton, Moffitt y Andrews, 2009).

En resumen, a pesar del aumento de los estudios sobre la neuropsicología del TOC en las últimas décadas, los resultados hallados son confusos, ya que no se ha encontrado un patrón claro de déficit, sino datos contradictorios en muchos casos (Rosa-Alcázar y Olivares, 2010).

5.2. Factores socio-ambientales

Estos factores desempeñan un papel importante en la transmisión de los rasgos a través de las generaciones. Además de los estudios genéticos es importante conocer qué otros factores fomentan el inicio y el curso del TOC. Se sabe que existen anomalías prenatales, perinatales y postnatales, como exceso de peso durante la gestación, parto prolongado, nacimiento pretérmino, entre otras, que pueden tener cierta asociación con el desarrollo del TOC en un futuro. Además, problemas psicosociales tempranos o el estrés psicosocial pueden determinar la gravedad del trastorno, así como predecir la gravedad de futura comorbilidad como los trastornos depresivos (Lázaro, 2014).

Existen diferentes experiencias tempranas que predisponen al TOC. Entre ellas se encuentran los estilos educativos familiares, donde los padres o tutores modelan excesiva responsabilidad o estilos de comportamiento perfeccionistas y muestran una sobreprotección de

responsabilidades durante la infancia, lo que puede provocar como consecuencia, un sentimiento de incompetencia para afrontar el peligro (Rector, Cassin, Richter y Burroughs, 2009). En estos casos, los hijos/as presentan mayor predisposición a sufrir ansiedad debido al déficit en el desarrollo de habilidades de afrontamiento y solución de problemas o al aprendizaje de miedos por condicionamiento clásico. También influye tanto haber tenido padres hipercontroladores y faltos de cariño, como haber tenido modelos con características obsesivo-compulsivas, ya que puede darse el aprendizaje por modelado (Bados, 2015).

Además, los factores de tipo sociocultural pueden contribuir a moldear el desarrollo del TOC, principalmente las creencias culturales, morales y/o religiosas. Una formación religiosa que considere que hay que controlar lo que uno piensa y que fomenta el sentimiento de culpa; una formación moral rígida con una diferenciación inflexible entre lo que está bien y está mal; y la asociación casual entre el pensamiento de algo negativo y la ocurrencia de dicho evento, podrían influir en el inicio del TOC (Bados, 2015).

Otros autores señalan que el estilo educativo puede provocar preocupación por el abandono si no se satisfacen ciertas expectativas. Esto es así porque la preocupación es mayor que en otros trastornos de ansiedad y porque la preocupación ante experiencias que desafían aspectos importantes de sí mismo facilita el empleo de estrategias inadecuadas de afrontamiento e influye en la aparición de creencias que serán mencionadas en el siguiente apartado (Doron et al., 2012). Por último, los eventos traumáticos en la infancia, entre los que se cuenta el maltrato y abuso sexual, también aumentan la probabilidad de desarrollar un TOC (Bados, 2015).

5.3. Factores psicológicos

Existen variables psicológicas que pueden predisponer el desarrollo y mantenimiento del TOC. Están relacionadas con las conductas de la persona, que son moldeadas por su historia de aprendizaje. Algunas de las más importantes son creencias que pueden agruparse en diferentes categorías (Freeston, Rhéaume y Ladouceur, 1996; Lee y Kwon, 2003):

- Exageración de la importancia del pensamiento y la responsabilidad o implicación de la propia identidad en lo que se piensa (“pensar algo malo es igual que hacerlo”);
- Sobreestimación de la importancia de la conexión entre los pensamientos y la realidad, lo que se ha denominado fusión pensamiento-acción (“pensar algo puede hacer que ocurra”);

- Control absoluto sobre los pensamientos, ya que se considera esencial controlar los pensamientos indeseados para prevenir consecuencias indeseables para sí mismos u otros;
- Intolerancia de la duda o incertidumbre, ya que se considera que la certeza es necesaria para maximizar la predictibilidad y el control, y reducir así la amenaza;
- Perfeccionismo o creencia de que siempre hay una respuesta perfecta y de que los errores no pueden ser tolerados porque pueden producir consecuencias terribles. El temor a cometer errores puede asociarse a una gran dificultad para tomar decisiones y la tendencia a transferir a otras personas esta responsabilidad.

Estas variables psicológicas pueden contribuir a formar esa predisposición a desarrollar el TOC (Taylor y Jang, 2011), el cual puede desencadenarse por la presencia de acontecimientos estresantes y un estado de ánimo deprimido. En un estudio de Coles, Hart y Schofield (2012) sobre las variables que caracterizan la progresión de las obsesiones y compulsiones a un cuadro completo de TOC, personas con TOC informaron retrospectivamente que la ansiedad generalizada, el perfeccionismo, el peor funcionamiento en el trabajo o la escuela, el aislamiento social, la preocupación por los detalles y la intolerancia a la incertidumbre aparecieron en muchas ocasiones después de la presencia de sus obsesiones y compulsiones, pero antes de desarrollarse un cuadro completo de TOC. El aumento en el nivel de estrés, el deseo de que las cosas estuvieran bien hechas y la cantidad de atención prestada a los propios pensamientos fueron considerados significativos para el desarrollo del TOC.

Más recientemente, un estudio con población infantil española halló que la sintomatología de ansiedad de separación y ansiedad somática eran buenos predictores del TOC clínico, mientras que la preocupación obsesiva lo era del TOC subclínico (Voltas, Hernández-Martínez, Arija y Canals, 2013).

Cuando el TOC ya está establecido, las obsesiones pueden aparecer a causa de diferentes factores como: situaciones externas, recuerdos de algo que se ha hecho, sensaciones corporales, estados disfóricos, acontecimientos estresantes, la lucha para no tener obsesiones y la autoobservación para ver si se está teniendo algún pensamiento obsesivo. Hay que tener en cuenta que es más fácil centrarse en las obsesiones en ausencia de estimulación distractora y actividades reforzantes. La gran mayoría de las personas con un TOC tienden a evitar todo lo posible los estímulos disparadores que identifican (Bados, 2015).

La aparición de los pensamientos intrusos de carácter más o menos desagradables es muy común en las personas, pero lo importante no es tanto el contenido de los mismos como el

significado que la persona les otorga, significado que está influido por las creencias mencionadas anteriormente. Cuando se valoran simplemente como pensamientos raros que no significan nada, su impacto es mínimo, pero cuando se sobrevalora su importancia se da una percepción de amenaza, percepción hacia la que existe un sesgo de atención y razonamiento.

Como consecuencia de la valoración del pensamiento intruso, se produce malestar o ansiedad y la activación de las creencias sobre la conveniencia de llevar a cabo ciertas conductas (compulsiones externas e internas, evitación, supresión del pensamiento) dirigidas a prevenir la amenaza y/o reducir el malestar. Las compulsiones disminuyen a corto plazo la ansiedad y el sentido exagerado de responsabilidad y previenen la autoculpabilización, pero no dejan darse cuenta que las creencias sobre el significado de los pensamientos intrusos y la necesidad de llevar a cabo rituales no tienen base. La reducción del malestar se debe a que se ha neutralizado el pensamiento o se ha hecho algo para disminuir la probabilidad de que se produzcan las consecuencias desastrosas anticipadas. Estos refuerzos negativos, incrementan la probabilidad de responder de la misma forma cuando vuelvan a aparecer tales pensamientos o el malestar (Bados, 2015).

Siguiendo la “Guía para la Intervención Psicológica en el Trastorno Obsesivo-Compulsivo” elaborada por Márquez-González, Romero-Moreno, Fernández y Ortega (2015), el resultado de estos intentos de control del pensamiento o del malestar mediante rituales mentales o conductas compulsivas manifiestas suele ser el contrario al deseado por la persona, ya que se suele producir un aumento de la frecuencia de aparición de dichos pensamientos, que de esta manera se convierten en obsesiones por su carácter intrusivo y repetitivo.

La reducción del malestar o ansiedad que producen las estrategias de control, rituales o compulsiones explica también el mantenimiento de las conductas de evitación a través de las cuales suelen manifestarse la mayor parte de los casos de TOC. Además, la persona puede comenzar a obtener otro tipo de refuerzos por sus conductas compulsivas o evitativas, tales como la atención o el cariño por parte de sus familiares (refuerzo positivo), el librarse de otras responsabilidades o problemas de su vida (refuerzo negativo), etc. Así, las estrategias de control, rituales o compulsiones se ven reforzadas continuamente cada vez que el pensamiento obsesivo aparece, generalizándose además a otras situaciones similares. Suele ocurrir que, cada vez que aparece la obsesión rápidamente se da la compulsión, haciéndose la latencia de respuesta cada vez más corta hasta que la obsesión y la compulsión se asocian por contigüidad temporal.

Por último, las compulsiones pueden llegar a llevarse a cabo de forma preventiva, permitiendo a la persona prevenir o evitar el malestar. De este modo, como se ha mencionado anteriormente, la persona puede llegar a una fase en la que ni siquiera llega a experimentar obsesiones ni malestar, dada la elevada efectividad de sus conductas compulsivas. Lo que significa que a medida que pasa el tiempo, las obsesiones pueden convertirse en estímulos neutros e incluso desaparecer: los pensamientos obsesivos se extinguen por la presentación repetida de pensamientos intrusos y malestar sin el acto inaceptable, inmoral, rompiéndose la asociación entre las obsesiones y el malestar. Por su parte, las compulsiones se mantienen ante la aparición del pensamiento aversivo más ansiedad, ya que han sido asociadas a refuerzo negativo durante mucho tiempo.

5.3.1. Perfeccionismo

Como se ha mencionado anteriormente, el perfeccionismo es una variable que contribuye tanto al desarrollo como al mantenimiento del TOC. Es un rasgo común que destaca en el TOC y en la sintomatología obsesivo-compulsiva, tanto en población clínica adulta como de niños y adolescentes (Wu y Cortesi, 2009; Ye, Rice y Storch, 2008). Se define como una característica de la personalidad o creencia disfuncional que implica una tendencia a poner excesivo énfasis en la simetría y la organización, preocupación excesiva por los errores siendo incapaz de tolerarlos, dudas sobre la calidad de los logros personales y autoevaluación crítica si las normas no son alcanzadas (Castro-Fornieles et al., 2007). Esta variable también se ha asociado a diversos trastornos mentales, tales como los de la conducta alimentaria, ansiedad y depresión (Egan, Wade y Shafran, 2011). En consecuencia, aunque diferentes trabajos ponen de manifiesto que el perfeccionismo no es exclusivo del TOC (por ejemplo, Egan et al., 2011), su relación con este trastorno ha sido ampliamente respaldada. Al igual que ocurre en el TOC, existen diferentes propuestas que pretenden comprender la multidimensionalidad del perfeccionismo. Seguiremos aquí la propuesta de Hewitt y Flett (1991), que diferencian un perfeccionismo orientado hacia uno mismo, que se define como tener normas exigentes para uno mismo, evaluar la propia conducta severamente y luchar para lograr la perfección y evitar el fracaso, y un perfeccionismo socialmente orientado, que se refiere a creer que los demás tienen normas excesivamente elevadas respecto a uno, que será evaluado rigurosamente y que ejercerán presión para que sea perfecto. Siguiendo la excelente revisión de Cook y Kearney (2009), el perfeccionismo auto-orientado se ha relacionado en niños y adolescentes con insatisfacción con el cuerpo, anorexia y

bulimia, al mismo tiempo que con mayor esfuerzo académico, motivación intrínseca y fuerte deseo para alcanzar metas académicas. Por su parte, el perfeccionismo socialmente orientado en niños y adolescentes se ha asociado a aspectos positivos tales como mayor esfuerzo en la escuela, pero también con aspectos negativos como depresión, suicidabilidad, ansiedad, baja autoestima, insatisfacción con la imagen corporal y actitudes disfuncionales en la alimentación. Aunque son resultados contradictorios, algunos estudios concluyen que es el perfeccionismo socialmente prescrito frente al orientado hacia sí mismo se asocia más ampliamente con las dificultades psicológicas (ansiedad, depresión, ira, estrés social, entre otras) (Hewitt, Flett, Besser, Sherry y McGee, 2003; Lozano, García-Cueto, Martín y Lozano, 2012; Nobel, 2007).

Otros trabajos, empleando otras clasificaciones de la dimensionalidad del perfeccionismo, han explorado la relación entre los diferentes tipos de perfeccionismo y la sintomatología TOC (Ashby y Bruner, 2005; Sassaroli et al., 2008; Suzuki, 2005; Ye et al., 2008). En general, coinciden al señalar que es la preocupación por cometer errores y el perfeccionismo desadaptativo frente a la tendencia a mantener altos estándares o perfeccionismo adaptativo la que más se relaciona con la sintomatología TOC.

Algunos trabajos recientes han tratado de profundizar en la relación entre el perfeccionismo, entre otros rasgos o creencias disfuncionales, y las distintas dimensiones del TOC (Pena-Garijo y Ruipérez, 2012). Así, desde una perspectiva cognitivo-conductual, Tolin, Woods y Abramowitz (2003) hallaron en una muestra comunitaria que el perfeccionismo se asociaba de forma moderada con las seis dimensiones del OCI-R, pero lo hacía en mayor medida con la dimensión de Orden. Posteriormente, Tolin, Brady y Hannan (2008) replicaron este estudio en población clínica, hallando que las únicas dimensiones del TOC que eran predichas por el perfeccionismo eran Acumulación, Obsesiones y Orden. Julien, O'Connor, Aardema y Todorov (2006) informaron de que el perfeccionismo predecía las puntuaciones en Comprobación y Simetría, pero no de Lavado. Por su parte, Wheaton, Abramowitz, Berman, Riemann y Hale (2010) utilizaron un nuevo instrumento, la Dimensional Obsessive Compulsive Scale (DOCS), para evaluar las dimensiones sintomáticas del TOC y los subtipos de obsesiones y compulsiones, examinando sus relaciones con las creencias disfuncionales que subyacen a esos síntomas. Sus resultados revelaron que las creencias de perfeccionismo predecían los síntomas de Simetría/Orden fundamentalmente. Polman (2010) halló que el perfeccionismo se relacionaba con dimensiones tales como Comprobación, Rumiación y Simetría.

6. Evaluación del trastorno obsesivo-compulsivo en población infanto-juvenil

En cuanto a la evaluación del trastorno, en los últimos años se ha producido un considerable aumento en el desarrollo de instrumentos de evaluación del trastorno y la sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes (Overduin y Furnham, 2012). La evaluación del TOC en población infantil requiere de instrumentos de medida válidos y fiables que permitan un diagnóstico preciso mediante la recogida de información procedente del niño y de las personas que viven en su entorno. El principal objetivo de la evaluación del TOC es identificar las obsesiones y compulsiones, y sus componentes que son las respuestas cognitivas (creencias, imágenes, atribuciones, expectativas y autoverbalizaciones, entre otras), las respuestas psicofisiológicas (relativas al funcionamiento de órganos, tejidos y sistemas biológicos) y las respuestas motoras o de la musculatura estriada. Cada una de las respuestas conllevará la realización de una evaluación multidimensional a fin de analizar todas las variables responsables del inicio, del desarrollo y, sobre todo, de su mantenimiento.

Las estrategias empleadas en la evaluación del TOC infanto-juvenil son las mismas que se utilizan en la evaluación de los adultos: entrevistas, registros de observación, autoobservación, autoinformes, heteroinformes, registros psicofisiológicos y pruebas biomédicas. No obstante, tanto la autoobservación como los autoinformes están limitados por la edad y capacidad del niño para autoobservarse y comprender los enunciados de los ítems.

A continuación se describen las principales pruebas para evaluar el TOC infantil y adolescente agrupadas por técnicas o procedimientos de evaluación.

6.1. Entrevistas diagnósticas

La mayoría de entrevistas diagnósticas estructuradas siguen los criterios diagnósticos del DSM y/o ICD. A continuación, se describen algunas entrevistas más utilizadas para el diagnóstico del TOC en niños y adolescentes.

6.1.1. Generales

- Entrevista para los trastornos de ansiedad según el DSM-IV-TR (*The Anxiety Disorders Interview Schedule for DSM-IV*, ADIS-IV-C/P; Silverman y Albano, 1996); versión española de Silverman, Albano y Sandín, 2001). Se trata de una entrevista estructurada centrada en el

diagnóstico de los trastornos de ansiedad y otros trastornos psicológicos propios de la infancia y adolescencia. Consta de dos versiones, una diseñada para ser aplicada a los niños y otra a los padres. La primera versión profundiza más en la fenomenología y las descripciones de las respuestas, presentando un formato de respuesta y un vocabulario más sencillo. El formato de respuesta es dicotómico (sí y no) en las primeras preguntas, para pasar posteriormente a profundizar con otras preguntas en los aspectos que hayan resultado problemáticos. La frecuencia, intensidad e interferencia de la sintomatología se valora mediante una escala graduada de 0 a 8. Estos índices de sintomatología e interferencia ayudan al clínico a determinar el diagnóstico. La evaluación puede hacerse sólo sobre el presente o también sobre el pasado. El tiempo de administración de la entrevista completa es de unos 45 a 60 minutos. Puede ser aplicada tanto de forma completa como utilizando solamente la subescala de TOC según las necesidades de cada caso. Los datos psicométricos obtenidos tanto en población inglesa (Silverman, Saavedra y Pina, 2001) como en población española (Silverman et al., 2001), mostraron que la ADIS-IV:C/P es un instrumento fiable para llevar a cabo diagnósticos sobre los trastornos de ansiedad y de los síntomas que conforman estos trastornos. En general, los niveles de fiabilidad son entre buenos y excelentes en ambas formas de la entrevista.

- Entrevista Diagnóstica para Niños y Adolescentes (EDNA-IV). Es la adaptación española de la *Diagnostic Interview for Children and Adolescents* (DICA-R) y de la *Missouri Assessment of Genetics Interview for Children* (Reich, 2000; Reich, Shayka y Taibleson, 1991; Todd, Joyner, Heath, Neuman y Reich, 2003). La EDNA-IV es una entrevista semiestructurada para niños y adolescentes basada en los criterios diagnósticos del DSM-IV (APA, 1994). Existen tres versiones que son: EDNA-C, para niños de 8 a 12 años; EDNA-A, para adolescentes de 13 a 17 años; y EDNA-P, para los padres. Recoge información para obtener diagnósticos de síntomas y síndromes, después de la evaluación sintomática se explora el inicio y el final de los trastornos, así como los ámbitos en que son de mayor repercusión. Algunas áreas diagnósticas que evalúa son los trastornos de conducta, trastornos del estado de ánimo, trastornos de ansiedad (entre estos el TOC), trastornos de la conducta alimentaria, trastornos de la eliminación, trastornos de tics, la psicosis y la esquizofrenia. Las propiedades psicométricas de la adaptación española se han estudiado ampliamente y se ha demostrado que tanto la fiabilidad como la validez del instrumento son aceptables (Ezpeleta, de La Osa, Doménech, Navarro y Losilla, 1995, 1997).

- La entrevista diagnóstica para niños (*Diagnostic Interview Schedule for Children*, DISC-IV; Shaffer, Fisher, Lucas, Dulcan y Schwab-Stone, 2000) está altamente estructurada y diseñada para realizar diagnósticos precisos de acuerdo con los criterios del DSM-IV (APA,

1994) y del ICD-10 (WHO, 1992). Permite realizar el diagnóstico de 30 trastornos mentales en la infancia y la adolescencia, entre ellos el TOC. Dispone de dos formas separadas, una para padres y otra para niños, las cuales pueden ser aplicadas a niños entre 9 y 17 años y a los padres de niños entre 6 y 17 años. La entrevista con el niño puede aplicarse en una sola sesión de una hora, mientras que la forma para padres dura entre 60 y 90 minutos. La entrevista completa contiene unos 3.000 ítems, la mayoría de respuesta dicotómica (“sí” o “no”), algunos en los que el sujeto puede señalar “a veces” y una minoría de ítems de respuesta abierta. Los datos que se recogen hacen referencia a la presencia de cada situación o problema en los últimos seis meses. La estructura es la siguiente: 1) Trastornos de ansiedad; 2) Trastornos del estado de ánimo; 3) Esquizofrenia; 4) Trastornos de conducta; 5) Abuso de sustancias, y 6) Trastornos misceláneos (trastornos del comportamiento alimentario como la bulimia/anorexia, pica, rumiación, etc.; trastornos esfinterianos o trastornos por tics, entre otros). Al final de cada bloque se incorporan ítems referentes al deterioro funcional causado por los síntomas. Los ítems hacen referencia a la presencia o ausencia de los síntomas en el último mes y año. Por último, la entrevista incluye un módulo opcional denominado “*Whole-life*” que explora la presencia de los síntomas a lo largo de la vida del niño. La versión en castellano fue realizada por Bravo et al. (2001). La fiabilidad test-retest del DISC-IV se puede considerar aceptable y ha sido informada en estudios clínicos tanto para su versión en español como inglesa, con resultados equivalentes para ambas (Bravo et al., 2001; Shaffer et al., 2000).

- La entrevista infantil para síndromes psiquiátricos (*Children's Interview for Psychiatric Syndromes*, ChIPS; Weller, Weller, Fristad, Rooney y Schecter, 2000) es otra entrevista estructurada basada en los criterios del DSM-IV (APA, 1994) desarrollada para su administración a sujetos con edades comprendidas entre 6 y 18 años. El tiempo de administración varía según se trate de muestras clínicas (30-50 minutos) o población comunitaria (21 minutos). Se divide en tres áreas: a) preguntas relativas a la descripción del motivo de consulta y el lugar en que se produce, la relación familiar y las responsabilidades del niño en el hogar, la relación y rendimiento escolar, la relación con sus compañeros y los tratamientos previos; b) información sobre los 20 trastornos incluidos en el eje I, excepto retraso mental, problemas de aprendizaje (lectura, escritura, etc.) y problemas de personalidad; y c) información sobre estresores psicosociales a dos niveles, tales como la existencia de abuso y abandono infantil, por una parte, y otros estresores en general (clima familiar, problemas económicos, problemas familiares y extrafamiliares, etc.). Este mismo estudio ha mostrado que esta entrevista obtiene resultados psicométricos adecuados.

- Protocolo para desórdenes afectivos y esquizofrenia en niños de edad escolar. Versiones de episodio actual y de vida (*Kiddie-Schedule for Affective Disorders & Schizophrenia, Present & Lifetime Version*, K-SADS-PL, Kaufman et al., 1997; versión española de Ulloa et al., 2006). Se trata de una entrevista clínica semiestructurada diseñada para identificar diagnósticos psiquiátricos infantiles del Eje I del DSM-IV presentes y pasados. Los diagnósticos pueden etiquetarse como definitivo, probable (cumplir un 75% o más de criterios diagnósticos) o ausente. El tiempo de administración de la entrevista es de 40 a 75 minutos aproximadamente, siendo mayor en población clínica (Merlo, Storch, Murphy, Goodman y Geffken, 2005). La edad de aplicación es de 6-17 años y existe una forma paralela para padres. Los datos psicométricos obtenidos son índices de fiabilidad inter-evaluador entre buenos y excelentes en estudios clínicos tanto para su versión en español como inglesa.

6.1.2. Específicas

- Escala de Yale-Brown de obsesiones y compulsiones para niños (*Children's Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale*, CY-BOCS; Scahill et al., 1997; Storch et al., 2004). Se trata de la entrevista breve semiestructurada considerada como la medida estándar para evaluar el TOC, principalmente para evaluar la gravedad del TOC, aunque también comprende una lista de síntomas. Está compuesta por 10 ítems valorados de 0 (no síntoma) a 4 (sintomatología severa) que proporcionan 3 puntuaciones: (a) gravedad de la obsesión, constituida por la suma de los cinco primeros ítems: tiempo dedicado a la obsesión principal que presenta la persona, su interferencia sobre la vida diaria, el malestar que produce, la resistencia que se le opone y el control ejercido sobre ella; (b) gravedad de la compulsión, constituida por los cinco últimos ítems que, de forma semejante, evalúan el tiempo, la interferencia, el malestar, la resistencia y el control de la compulsión principal presentada por el individuo; y (c) gravedad total, la suma de las dos anteriores. Esta escala ha sido traducida al castellano y validada en contexto clínico en Latinoamérica -México y Perú- (Ulloa et al., 2004), alcanzando un alto coeficiente alfa y altos coeficientes de correlación intraclase tanto con los pacientes, como con los padres y los profesores. Posee una buena validez convergente cuando se compara con los resultados de otras escalas similares, y una buena validez discriminante con las escalas de ansiedad y depresión. Existe una versión de autoinforme para niños CY-BOCS-CR y padres CY-BOCS-PR en inglés (Merlo et al., 2005; Storch et al., 2006) y para niños y adolescentes en español europeo (CY-

BOCS-SR; Godoy et al., 2011). En ambos idiomas ha demostrado buenas propiedades psicométricas.

- Escala dimensional Yale-Brown de síntomas obsesivo-compulsivos (*The Dimensional Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale*, DY-BOCS; Rosario-Campos et al., 2006). Evalúa la presencia y gravedad de diferentes dimensiones de síntomas del TOC y está formada por dos partes, una de autoinforme y otra para que sea aplicada por el clínico. La parte de autoinforme consta de 88 ítems que proporcionan una descripción detallada de obsesiones y compulsiones divididas en seis dimensiones: 1) obsesiones sobre el daño y compulsiones relacionadas; 2) obsesiones sexuales/morales/religiosas y compulsiones relacionadas; 3) obsesiones y compulsiones sobre simetría, orden, contar y colocar; 4) obsesiones de contaminación y compulsiones de limpieza; 5) obsesiones y compulsiones de acumulación; 6) obsesiones y compulsiones somáticas; y 7) obsesiones y compulsiones misceláneas como miedos y conductas supersticiosas. En cada ítem la persona debe señalar si nunca le ha ocurrido, si le ha ocurrido en el pasado, si le ha sucedido la última semana y la edad en que empezó. Para cada dimensión con al menos un síntoma marcado, el sujeto debe decir cuál le molestó más durante la última semana, la gravedad de las obsesiones y compulsiones durante la última semana (0-10), la necesidad de evitar ciertas cosas o actividades debido a las obsesiones y compulsiones, la frecuencia de evitación (0-4), lo peor que puede ocurrir si no se realizan las compulsiones y hasta qué punto está segura de que lo que teme sucederá (0-4). A continuación, los síntomas informados por la persona son revisados por el clínico para aumentar la fiabilidad de la información y para asegurarse de que los ítems señalados son verdaderos síntomas obsesivo-compulsivos. Una vez identificadas las obsesiones, compulsiones y conductas de evitación en cada dimensión, el clínico se centra en la semana pasada y utiliza tres escalas de 0 a 5 en cada dimensión para valorar su frecuencia, el malestar que causan y la interferencia que producen en diferentes áreas de la vida. Además, el clínico utiliza estas tres escalas para calcular la gravedad global de las obsesiones y compulsiones durante la última semana. Para finalizar, el clínico valora de 0 a 15 el deterioro que los síntomas han causado hasta la actualidad en la autoestima, en el funcionamiento familiar, social y laboral y en la habilidad para afrontar dificultades. Se obtiene una puntuación global sumando las calificaciones de frecuencia, malestar, interferencia y deterioro (0-30). Respecto a sus propiedades psicométricas, las correlaciones entre las medidas de gravedad autoinformadas y dadas por el clínico son elevadas, excepto en las subescalas de simetría y miscelánea en la adaptación española (Pertusa et al., 2010). En cambio, las correlaciones entre las dimensiones o entre ellas y la puntuación de gravedad global van sólo de

bajas a moderadas. Aproximadamente el tiempo medio que se tarda en contestar es 40 minutos (rango: 10-120 min) para la parte de autoinforme y 49 min (rango: 20-65 min) para la parte aplicada por el clínico. Cabe destacar que los tiempos han sido algo mayores en España.

- Escala de acomodación familiar para el trastorno obsesivo-compulsivo (*Family Accomodation Scale for Obsessive-Compulsive Disorder*, FAS; Calvocoressi et al., 1999). Evalúa el grado en el cual los familiares de pacientes con TOC han llevado a cabo durante la semana anterior 12 tipos de conductas de acomodación a su trastorno. La escala tiene dos partes. En la primera el entrevistador: a) obtiene información de la familia sobre la existencia o no de seis síntomas del paciente durante la semana anterior: obsesiones (8 tipos), compulsiones (7 tipos), evitación, indecisión, sentido exagerado de la responsabilidad, lentitud generalizada/inercia y duda patológica; y b) enumera los síntomas específicos descritos por la familia. En la segunda parte, utiliza estos ejemplos específicos y pregunta a la familia si ha llevado o no a cabo 12 conductas de acomodación durante la semana pasada: proporcionar tranquilidad, mirar cómo el paciente completa los rituales, esperar a que acabe los rituales, refrenarse de decir/hacer cosas, facilitar la evitación, facilitar las compulsiones, participar en las compulsiones, ayudar en tareas o decisiones simples, tolerar conductas aberrantes o desorganización del hogar, modificar la rutina personal, modificar la rutina familiar, asumir las responsabilidades familiares del paciente. Para cada conducta, el familiar debe contestar también en qué grado de 1 (leve) a 4 (extremo) la ha realizado. Otero y Rivas (2007) han traducido, adaptado y validado la escala en una muestra de 20 adolescentes españoles con TOC y sus familiares. Los resultados mostraron una elevada consistencia interna y una adecuada validez concurrente por las correlaciones con otras medidas de gravedad de la sintomatología TOC. Existe una versión en autoinforme del FAS que ha demostrado buenas propiedades psicométricas (Caporino et al., 2012; Storch et al., 2007).

6.2. Cuestionarios, inventarios y escalas

La mayoría de cuestionarios, inventarios y escalas son autoinformes específicos del TOC, cuyo objetivo es evaluar las obsesiones y compulsiones mediante el mensaje verbal (generalmente por escrito) que el niño o adolescente emite sobre cualquier tipo de manifestación propia. En la evaluación de la sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes existen diferentes dificultades, tales como son el carácter secreto de la misma debido a que produce miedo, culpa o vergüenza; la dificultad para reconocer la excesiva preocupación de sus

obsesiones; o la urgencia para realizar los rituales, entre otras. Estos problemas pueden ser solucionados o minimizados con la ayuda de los autoinformes de los padres y del propio paciente. En la actualidad, disponemos de varios autoinformes, utilizados con niños y adolescentes, que ayudan a cuantificar la gravedad del problema y facilitan el reconocimiento de los síntomas. En algunos casos también se emplean cuestionarios que en realidad son heteroinformes o informes de terceras personas relacionadas con el niño/adolescente que padece el TOC. A continuación se enumeran por categorías los principales.

6.2.1. Medidas sobre la presencia de síntomas obsesivo-compulsivos y su gravedad

- Inventario obsesivo-compulsivo versión para niños (*Obsessive Compulsive Inventory-Child Version*; OCI-CV). Foa et al. (2010) desarrollaron y validaron la versión para niños del OCI para adultos (*Obsessive-Compulsive Inventory*; Foa et al., 1998), la cual es una escala de autoinforme breve pensada para niños y adolescentes entre 7-17 años. Este cuestionario consta de 21 ítems, que se puntúan según una escala Likert de 3 puntos (de 0 = nunca a 2 = siempre). La estructura factorial está compuesta por 6 factores: Duda/Comprobación (5 ítems), Obsesiones (4 ítems), Acumulación (3 ítems), Limpieza (3 ítems), Orden (3 ítems) y Neutralización (3 ítems). En general, el OCI-CV ha demostrado buenas propiedades psicométricas en diferentes estudios tanto en muestra comunitaria como clínica. Hasta este estudio, el OCI-CV había sido validado en niños y adolescentes de habla inglesa (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013), mientras que recientemente se ha publicado un trabajo con muestra comunitaria española (Rosa-Alcázar et al., 2014).

- Inventario obsesivo compulsivo-revisado (*Obsessive Compulsive Inventory-Revised*, OCI-R; Foa et al., 2002). Esta versión revisada del OCI fue traducido al castellano por Fullana et al. (2005). Es un inventario de 18 ítems graduados en una escala likert de intensidad de malestar y consta de 6 subescalas: Lavado, Comprobación, Orden, Obsesiones, Acumulación y Neutralizaciones mentales. Posteriormente fue adaptado a población adolescente de entre 12 y 18 años (Martínez-González, Piqueras y Marzo, 2011; Piqueras et al., 2009). Un análisis factorial confirmatorio replicó la estructura original de seis factores del OCI-R, pero los índices de ajuste fueron ligeramente más bajos de lo esperado. El OCI-R total y sus subescalas en adolescentes mostraron una consistencia interna moderada.

- Inventario obsesivo compulsivo Florida para niños (*Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory*, C-FOCI; Storch et al., 2009). Este instrumento es un autoinforme breve

que evalúa la presencia y gravedad de los síntomas del TOC en niños y adolescentes, similar a la versión para adultos (FOCI; Storch et al., 2007). La estructura factorial está formada por dos subescalas. En primer lugar, la escala de Síntomas consta de 17 ítems que evalúan la presencia de 17 obsesiones y compulsiones que han resultado relativamente frecuentes en la población infanto-juvenil. El sujeto debe responder “sí” o “no” según haya padecido o no el síntoma durante el pasado mes. En segundo lugar, la escala de Gravedad es una medida que evalúa la gravedad de los síntomas obsesivo-compulsivos, mediante cinco ítems que valoran: tiempo que ocupan los síntomas, malestar, grado de control por parte del sujeto, evitación e interferencia. En la subescala de gravedad se puede obtener un rango de 0-20 puntos. Esta escala ha sido validada tanto en población clínica como comunitaria en el estudio original (Storch et al., 2009), mostrando buenos datos de fiabilidad y validez.

- Inventario de obsesiones de Leyton, versión para niños (*Leyton Obsessional Inventory-Child Version*, LOI-CV; Berg et al., 1986). Se trata de un cuestionario desarrollado a partir de la versión para adultos. Es una de las pruebas de mayor consideración entre los investigadores en el ámbito comunitario, sobre todo como una buena prueba de screening. La escala consta de 20 ítems y ha demostrado tener buenas propiedades psicométricas. Valora el grado de interferencia del trastorno en la vida del paciente y el grado de control que posee sobre él, y mide los factores de Limpieza, Perfección y Verificación. La adaptación experimental del LOI-CM-20 se llevó a cabo por Josep Toro (Hospital Clínico Universitario de Barcelona) y consta de 20 ítems verdadero/falso más una escala de intensidad del malestar. Además se han diseñado versiones del LOI-CV para ser cumplimentadas por padres y por profesores, al igual que una versión abreviada del LOI-CV (Short Leyton Obsessional Inventory Child Version; SLOI-CV; Batlle et al., 2004).

- Escala breve de detección del trastorno obsesivo-compulsivo (*Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener*, SOCS; Uher, Heyman, Mortimore, Frampton y Goodman, 2007). Se trata de un instrumento breve derivado del LOI-CV (Berg, Rapoport y Flament, 1986). Evalúa la sintomatología general de obsesiones y compulsiones. Está formada por siete ítems con una escala de respuesta de tres puntos (0 “no”, 1 “un poco”, 2 “mucho”). Los estudios realizados hasta el momento muestran que el SOCS tiene adecuadas propiedades psicométricas tanto en población clínica como no clínica de habla inglesa (Uher et al., 2007).

- Inventario obsesivo-compulsivo de Maudsley (*Maudsley Obsessional-Compulsive Inventory*, MOCI; Hodgson y Rachman, 1977). Es un cuestionario autoinformado utilizado para evaluar la presencia de respuestas obsesivas y compulsivas tanto en muestras clínicas como no

clínicas. Consta de 30 ítems con respuesta dicotómica verdadero/falso. Presenta cuatro subescalas, básicamente relacionadas con respuestas manifiestas: Limpieza, Comprobación, Lentitud/Repetición y Dudas/Escrupulosidad. La puntuación total oscila en un rango de 0-30. El MOCI ha sido empleado en población clínica y no clínica española, pero han sido Fonseca-Pedrero, Paino y Lemos-Giráldez (2008) quienes han realizado una adaptación a población comunitaria (no clínica) española y adolescente, cuya edad media fue de 14,9 años. La estimación de la fiabilidad, realizada mediante el coeficiente alfa de Cronbach, fue alta para la subescala de Comprobación, Limpieza y Lentitud. Los autores indican que en esta población la subescala Duda no parece tener un peso específico a la hora de evaluar las respuestas obsesivas y compulsivas en este grupo de edad.

- Inventario obsesivo-compulsivo para niños (*Children's Obsessional Compulsive Inventory*, CHOCI; Shafran et al., 2003). Es un instrumento de autoinforme para la evaluación de obsesiones y compulsiones en niños y adolescentes. Los ítems para evaluar síntomas están basados en una revisión del Inventario obsesivo-compulsivo de Maudsley (MOCI; Hodgson y Rachman, 1977), mientras que aquellos que evalúan la gravedad fueron tomados de la Escala Yale-Brown de obsesiones y compulsiones para niños (CY-BOCS). Los resultados mostraron que el CHOCI tiene buena consistencia interna y los resultados correlacionan significativamente con pruebas que evalúan el TOC. El CHOCI discrimina entre los pacientes con TOC y los escolares sin trastorno psiquiátrico conocido.

- Subescala de obsesiones y compulsiones (OCS) de la escala de apreciación de conducta en niños (*Child Behavior Checklist*, CBCL; Achenbach, 1991). Es un instrumento de screening diseñado para evaluar la presencia de psicopatología en niños y adolescentes de 4 a 18 años, a través de la información aportada por los padres que son los que cumplimentan el cuestionario. La escala se compone de 118 ítems, los cuales se deben puntuar de 0 a 2 (0 “nunca”, 1 “algunas veces”, 2 “casi siempre”) según se cumplan las afirmaciones en la actualidad o en los dos últimos meses. Del total del CBCL, 8 ítems son los que forman la OCS. Los resultados que han puesto a prueba las propiedades psicométricas de esta subescala muestran que está formada por una estructura factorial de un factor, una alta consistencia interna y una buena sensibilidad y especificidad (Geller et al., 2006; Hudziak et al., 2006; Ivarsson y Larsson, 2008; Nelson et al., 2001; Storch, et al., 2006).

- Inventario de acumulación infantil (*Child Saving Inventory*, CSI; Storch et al., 2011). Este cuestionario fue diseñado específicamente para evaluar los síntomas de acumulación en niños y adolescentes. Se trata de un instrumento para padres formado por cinco ítems con una

escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos. Los resultados del análisis factorial mostraron una solución de cuatro factores: Descartar, Desorden, Adquisición, Angustia/Deterioro. La consistencia interna fue alta tanto para la puntuación total como las subescalas. También mostró una excelente fiabilidad test-retest y validez convergente, ya que las correlaciones son significativas con las subescalas de Acumulación del OCI-CV y el CY-BOCS.

6.2.2. Medidas para evaluar el deterioro funcional relacionado con el TOC

- Escala de impacto del trastorno obsesivo-compulsivo para niños (COIS-C; *Child Obsessive-Compulsive Impact Scale*; Piacentini, Bergman, Keller y McCracken, 2003). Es un cuestionario de autoinforme que consta de 56 ítems. Sirve para evaluar el efecto de las respuestas obsesivas y compulsivas en el funcionamiento psicosocial de niños y adolescentes con TOC. El COIS consta de tres factores a priori que evalúan el deterioro en relación al trastorno: a nivel familiar, académico y social. La puntuación total se obtiene sumando las puntuaciones de dichos factores. Paralelamente, existen nuevas versiones de la escala disponibles para su administración a niños con TOC y a sus padres. La versión padres consta de 58 ítems sobre el impacto del TOC en el hogar/familia (17 ítems), en el ámbito social (19 ítems) y en el colegio (16 ítems) (COIS-P). Este instrumento ha demostrado buena consistencia interna y alta validez de constructo.

6.2.3. Medidas sobre funcionamiento familiar

- Escala de actitudes y creencias parentales (*Parental Attitudes and Beliefs Scale*, PABS; Peris, Benazon, Langley, Roblek y Piacentini, 2008). Es una escala de autoinforme para padres que recoge información sobre las creencias y conductas de éstos en la sintomatología obsesivo-compulsiva que presentan los hijos. El instrumento consta de 42 ítems que incluyen las respuestas más frecuentes observadas en los progenitores de niños y adolescentes con TOC, en relación a la frustración, la adaptación al desorden, la expresión de la ira, entre otras. Cada uno de los ítems se puntúa mediante una escala tipo Likert de 1 a 5 puntos donde 1 equivale a “en absoluto” y 5 a “muy a menudo” según su frecuencia de aparición durante los tres meses anteriores. Peris et al. (2008) analizó las propiedades psicométricas en una muestra de niños y adolescentes con edades comprendidas entre los 5 y 17 años con TOC y sus padres. Los resultados del análisis factorial mostraron una estructura de tres factores que son: Acomodación, Empoderamiento y Hostilidad/Culpa. Con respecto a la consistencia interna, fue alta para la

subescala de Acomodación y Hostilidad/Culpa y adecuada para la subescala de Empoderamiento. La validez convergente fue demostrada por correlaciones moderadas y altas con el FAS y el CY-BOCS.

6.2.4. Medidas sobre dimensiones cognitivas del TOC

- Cuestionario de creencias obsesivas, versión infantil (*Obsessive Belief Questionnaire-Children Version*, OBQ-CV; Coles et al., 2010). Está formado por 44 ítems distribuidos en tres subescalas: Responsabilidad/Estimación de la amenaza; Perfeccionismo/Intolerancia a la incertidumbre e Importancia/Control de los pensamientos. Se responde en un formato de cinco opciones (desde 1 a 5). El OBQ-CV fue adaptado al español y validado por Nogueira, Godoy, Romero y Gavino (2012) en una muestra no clínica de niños y adolescentes. Los análisis factoriales confirmatorios revelaron que el modelo que mejor se ajusta a los datos es el de tres factores de primer orden (Responsabilidad/Estimación de la amenaza, Perfeccionismo/Incertidumbre, Importancia/Control del pensamiento) que, a su vez, constituyen un factor de segundo orden. Los resultados mostraron que las puntuaciones del OBQ-CV presentan una alta fiabilidad, así como adecuada validez de criterio con medidas de síntomas obsesivo-compulsivos y de creencias obsesivas, y una buena validez discriminante con medidas de depresión y ansiedad.

- Cuestionario de meta-cogniciones, versión para adolescentes (*Meta-Cognitions Questionnaire-Adolescent Version*, MCQ-A; Wolters et al., 2012). Este instrumento está basado en la teoría meta-cognitiva de Wells (2000), que explica el origen y mantenimiento del TOC. El MCQ-A es una medida de autoinforme que evalúa la habilidad para controlar y regular los pensamientos en el TOC. El instrumento ha mostrado buenas propiedades psicométricas en un estudio con muestra holandesa clínica y no clínica (Wolters et al., 2012).

En conclusión, el TOC en niños y adolescentes es un trastorno frecuente, que genera un alto impacto en la calidad de vida, cuyo inicio en estas edades es frecuente y que cursa de forma crónica, sobre todo si no es tratado. Además, a pesar de que existe un aumento en el desarrollo de investigaciones sobre evaluación del TOC en niños y adolescentes, éste es un trastorno menos investigado en este periodo evolutivo. Por todo ello, nos planteamos los objetivos que se describen en el siguiente apartado.

Objetivos y Estudios



Objetivo 1

Adaptación y validación de la versión en español del “*Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV)*”



Estudio 1



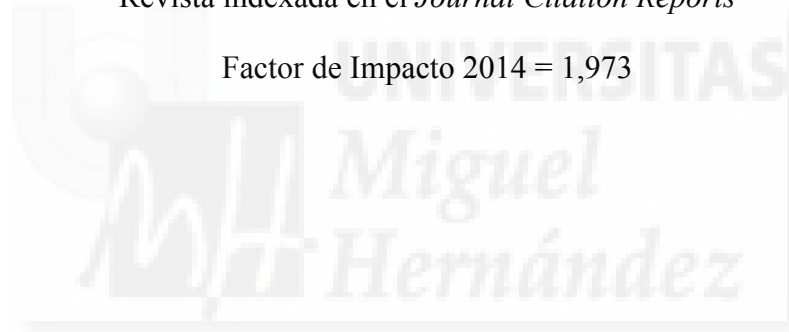
**Factor Structure and Measurement Invariance of the Obsessive-Compulsive Inventory -
Child Version (OCI-CV) in General Population**

Tíscar Rodríguez-Jiménez, Antonio Godoy, José A. Piqueras, Aurora Gavino, Agustín E.
Martínez-González y Edna B. Foa

Artículo publicado en *European Journal of Psychological Assessment*

Revista indexada en el *Journal Citation Reports*

Factor de Impacto 2014 = 1,973



Referencia:

Rodríguez-Jiménez, T., Godoy, A., Piqueras, J. A., Gavino, A., Martínez-González, A. E. y Foa, E. B. (2015). Factor structure and measurement invariance of the Obsessive-Compulsive Inventory–Child version (OCI-CV) in general population. *European Journal of Psychological Assessment*. doi:10.1027/1015-5759/a000276

**Factor structure and measurement invariance of the Obsessive-Compulsive Inventory -
Child version (OCI-CV) in general population**

Abstract

Evidence-based assessment is necessary as a first step for developing psychopathological studies and assessing the effectiveness of empirically validated treatments. There are several measures of obsessive-compulsive disorder and/or symptomatology in children and adolescents, but all of them present some limitations. The Obsessive-Compulsive Inventory-Revised (OCI-R) by Foa and her colleagues has showed to be a good self-report measure to capture the dimensionality of OCD in adults and adolescents. The child version of the OCI (OCI-CV) was validated for clinical children and adolescents in 2010, showing excellent psychometric properties. The objective of this study was to examine the factor structure and invariance of the OCI-CV in the general population. Results showed a six-factor structure with one second-order factor, good consistency values, and invariance across region, age, and sex. The OCI-CV is an excellent inventory for assessing the dimensions of OCD symptomatology in general populations of children and adolescents. The invariance across sex and age warrant its utilization for research purposes.

Keywords: obsessive-compulsive disorder, children, adolescents, assessment, factorial invariance.

Introduction

Obsessive-compulsive disorder (OCD) is a mental disorder characterized by the presence of thoughts, images, or impulses that cause anxiety (obsessions) and/or the presence of overt or covert actions that are carried out to reduce said anxiety (compulsions) (APA, 2000). It is a serious and disabling disorder that very frequently begins in childhood or early adolescence (Farrell & Barrett, 2006). Between 0.2 and 3.6% of children and adolescents present OCD (Canals, Hernández-Martínez, Cosi, & Voltas, 2012), and it is considered one of the most common disorders (Geller et al., 2006). OCD is represented almost equally in boys and girls (Canals et al., 2012). Moreover, its chronic course must be emphasized, with low remission rates (Marcks, Weisberg, Dyck, & Keller, 2011) and considerable delays in seeking treatment (Belloch, Del Valle, Morillo, Carrió, & Cabedo, 2009).

It is well documented that obsessive-compulsive symptoms and subclinical manifestations of OCD are frequent within the general population, affecting at least 20% of adults (Fullana et al., 2009, 2010). The presence of subclinical obsessions and compulsions in children and adolescents is situated between 2.7 and 19% (e.g., Canals et al., 2012; Fullana et al., 2009; Godoy, Gavino, Carrillo, Cobos, & Quintero, 2011; Orgilés, Méndez, Espada, Carballo, & Piqueras, 2012).

For these reasons, there has been a considerable increase in recent years in the development of assessment tools for the disorder and obsessive-compulsive symptomatology in children and adolescents (Overduin & Furnham, 2012). Most of the developed tools derive from measures that have demonstrated their usefulness in the adult population. As such, six self-report measures of obsessive-compulsive symptoms for children with psychometric properties have been published: the Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory (Storch et al., 2009), the Children's Obsessional Compulsive Inventory (Shafran et al., 2003), the Leyton Obsessional Inventory-Child Version (Berg, Rapoport, & Flament, 1986), the Children's Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale (CY-BOCS; Scahill et al., 1997; Storch et al., 2004), the obsessive-compulsive subscale (OCS; Nelson et al., 2001) of the CBCL (Child Behavior Checklist; Achenbach, 1978), and the Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) (Foa et al., 2010).

With the exception of the Symptom Checklist of the CY-BOCS and the OCI-CV, OCD measures for children and adolescents do not provide information about OCD subtypes. Nevertheless, the only self-report collectively applicable including symptom subtypes is the

OCI-CV. This scale is designed for use in children and adolescents between 7 and 17 years of age. It was constructed from the OCI-R for adults (Foa et al., 2002), which presents excellent psychometric properties in both clinical and non-clinical samples (Overduin & Furnham, 2012). Consequently, the OCI-R has become the measure of choice for assessing obsessive-compulsive symptoms given its brevity and the information it provides about six dimensions of the OCD. In fact, it has been translated into different languages. However, up until very recently no child version existed in Spanish, even though Martínez, Piqueras, and Marzo (2011) and Piqueras et al. (2009) have already demonstrated that the OCI-R could be applied from adolescence onwards.

The OCI-CV has been validated in clinical samples and consists of 21 items (e.g., I check many things over and over again) that are scored on a 3-point Likert scale (0 = *never* to 2 = *always*). The first results found (Foa et al., 2010) show high internal consistency with α indices $\geq .81$ and moderate correlations between the different subscales. The factorial structure is comprised of six factors: Doubting/Checking (5 items), Obsessing (4 items), Hoarding (3 items), Washing (3 items), Ordering (3 items), and Neutralizing (3 items). The test-retest reliability was .77 for the entire scale while for the six subscales it varied within a range of .68-.89. Moreover, total OCI-CV scores showed acceptable convergent validity with the total, obsession, and compulsion scores of the CY-BOCS; with the NIMH Global Obsessive-Compulsive Scale; and with scales of obsessive-compulsive and anxiety symptoms reported by child and parents. Total OCI-CV scores showed acceptable divergent validity with depression symptoms as assessed by the Children Depression Inventory. Total scores also showed sensitivity to therapeutic change similar to that of the CY-BOCS. Jones et al.'s (2013) findings are very similar to those of the original study, confirming the six interrelated subscales and high internal consistency in both the full scale ($\alpha = .85$) and in most subscales ($\alpha = .79-.87$), with the exception of the Neutralizing subscale ($\alpha = .50$). The correlations with other instruments that evaluate OCD were significant and moderate. Additionally, all OCI-CV subscales significantly correlated with the corresponding CY-BOCS Symptom Checklist dimensions.

Other studies estimating the internal consistency of the total score for the OCI-CV has obtained similar results (e.g., Lewin, Caporino, Murphy, Geffken, & Storch, 2010; Storch et al., 2010, 2011).

Due to the importance of carrying out a proper evaluation based on evidence, brief specific instruments having good psychometric properties are necessary. Despite the evidence regarding the validity and reliability of the OCI-CV in clinical samples, data concerning its

usefulness within the general population are still lacking. It is unknown whether the same six subscale will emerge in a community sample and whether there boys and girls as well as in children and adolescents will show the same patterns; in order to answer these questions, a study of factorial invariance of its factorial structure would be necessary. Studying these aspects would support the use of the OCI-CV for early detection of specific obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents, as well as the feasibility of cross-cultural studies with this population. Therefore, it is of great interest to study the psychometric properties of the OCI-CV in children and adolescent samples within the general population.

The main objective of this study is to examine empirically whether the OCI-CV is useful in assessing obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents within the general population. In order for the OCI-CV to serve this purpose, its scores must meet various requirements that will be subjected to empirical testing: (1) In a community sample, the OCI-CV scores must be grouped into the same six factors as in a clinical sample; (2) the internal consistency estimates of the OCI-CV scores will be similar to those found in clinical samples; (3) the mean scores for the subscales, however, will be lower; and (4) the different subscales will correlate between themselves moderately, indicating that they measure related but not identical constructs.

Method

Participants

Participating in the study were 1,869 students from six schools in the Levante (at centers in Alicante and Murcia) in eastern Spain, and six schools in the south of the country (at centers along the Costa del Sol of Malaga), of which 959 were male and 910 female. Their mean age was 14.13 years ($SD = 1.63$; range = 10-17 years). All schools volunteered for the study. After obtaining the permission from the principals and the psycho-pedagogic departments of the schools, no student refused to participate.

Measurements

- An *ad hoc* socio-demographic sheet designed to collect data on age, sex, and geographic area of residence.

- Spanish version of the Obsessive Compulsive Inventory – Child Version (OCI-CV; Foa et al., 2010). The psychometric properties of the original English version have already been described. To create a Spanish version, the OCI-CV was translated to Spanish through a method of translation and back-translation (Hambleton, Merenda, & Spielberger, 2005). A pilot sample of 10-year-old children allowed to test in both geographic areas that the item content of the Spanish version was understood by the youngest children. This Spanish translation was authorized and reviewed by Foa.

Procedure

The study was approved by the Research and Ethics Committees of the universities. The students completed the socio-demographic sheet and the OCI-CV in their classrooms collectively, with prior consent given by their parents and the school administrators. The test was administered by experienced psychologists, who provided instructions and individual assistance to those students who needed it. General instructions stated: “On this page there are several questions that we want you to answer. Read each sentence carefully and tell us how much it has happened to you in the last month.” Then, it was explained how to fulfill answers. Finally, children were said: “This is not a test, so there are no right or wrong answers.”

Data Analysis

Following the results by Foa et al. (2010), the hypothesis that the OCI-CV scores constitute six first-order factors grouped into a single second-order factor, was tested by confirmatory factor analysis. We also tested the alternative hypotheses that the OCI-CV scores are independent or that they are all grouped into a single factor, without any differences due to the type of symptoms assessed. We also tested whether the OCI-CV scores present total invariance. By total variance, we mean that the OCI-CV scores are grouped into the same number of factors, with the same factor loadings, the same measurement errors, the same intercepts, and the same variances and covariances in the compared groups (students from the Levante and the south of Spain, male and female, and children and adolescents). Testing the total invariance was done once, not systematically (i.e., the configuration invariance was not checked first, and then the invariance of the factor loadings, then the measurement errors, etc.). In all

cases, therefore, all the restrictions were introduced simultaneously, checking the total invariance between each pair of compared groups with a single calculation.

The diagonally weighted least squares method was used in all cases, calculated on the polychoric correlation matrix (LISREL, DWLS procedure). Lastly, used as goodness of fit measures were the following indices (Hu & Bentler, 1999): RMSEA and SRMR, CFI, and GFI, in addition to the Satorra-Bentler chi-square. CFI was used to compare the goodness of fit between models (Cheung & Rensvold, 2002).

McDonald's omega and the greatest lower bound to reliability index (GLB) (McDonald, 1999, p. 89) were used to estimate the reliability of the OCI-CV scores, since they are better estimators of the reliability than Cronbach's alpha (e.g., Schweizer, 2011; Sijtsma, 2009).

To compare the means of the participants from the Levante and the south of Spain, between males and females, and between children and adolescents, analyses of variance ($2 \times 2 \times 2$) were used, and when the difference between the means was statistically significant, partial eta-squared (η_p^2) was calculated.

LISREL V. 8.8 was used for the confirmatory factor analyses. Factor V. 8.1. was used for reliability indices. SPSS V. 15 was used for all the remaining calculations.

Results

Item Analysis

The means for the items ranged between 0.17 (item 6) and 1.06 (item 8), and its standard deviation ranged between 0.42 (item 6) and 0.74 (item 12). The distribution for almost all items shows skewness and kurtosis indices near zero, except for items 6 ("I need to count while I do things"; see the Spanish version in Table 2) and 12 ("I have to say some numbers over and over"), which present a skewed and clearly leptokurtic distribution (skewness index = 2.48 and 2.31, respectively; kurtosis index = 5.66 and 4.70). Overall, the average response across items was "Never" (48%), followed by "Sometimes" (40%). However, for items 6 and 12 some 85% of the participants answered "Never".

Confirmatory Factor Analysis

As can be seen in Table 1 for the total sample ($N = 1,869$), the all indexes indicate that the model that best fits the data is that of six first-order factors grouped into one second-order factor: RMSEA and SRMR are equal to or less than .08, and CFI and GFI are higher than .95 in all cases. Furthermore, all fit indices indicate that this model fits the data reasonably well for all groups studied. The CFI index of the baseline one-single group (i.e., total sample) equals the CFI indices of the multigroup analyses (i.e., East-South, Boys-Girls, and Children-Adolescents; in all cases, $CFI = .98$), allowing to conclude, according to Cheung and Rensvold's recommendation (Cheung & Rensvold, 2002), that OCI-CV scores show total invariance (configurational, of factor loadings, of measurement errors, of intercepts, of variances and covariances) between the students from the Levante and those from the south, between boys and girls, as well as between children and adolescents.

Table 2 shows the degree of relationship (standardized *lambda* weights) for each item with its corresponding first-order factor, as well as the degree of relationship for each first-order factor with the second-order factor (standardized *gamma* weights). As evident from Table 2, all the items weigh on the factor they belong to above .50; and all the first-order factors on the second-order factor, above .60.

Reliability

The reliability (McDonald's omega and GLB) for the OCI-CV scales appears in Table 3. The reliability indices for the total score and those of the obsession scale are high. The reliability indices for the Washing, Doubting/Checking, and Ordering scales are acceptable. However, the indices for the Hoarding and Neutralizing scales are somewhat lower than desired, both when they are calculated upon the total sample and when they are so upon some of the subsamples (the Levante, the south; boys, girls; children and adolescents).

Table 1. Confirmatory factor analysis (total sample: $N = 1,869$) and multigroup confirmatory factor analyses (diagonally weighted least squares; polychoric correlation matrices): Children from the East ($n = 714$) – South of Spain ($n = 1,155$); boys ($n = 959$) – girls ($n = 910$), and children (10-13 years old; $n = 795$) – adolescents (14-17 years old; $n = 1,074$)

Group/model	χ^2 *	<i>df</i>	RMSEA (CI 90%)	CFI	GFI	SRMR
<i>Total sample</i>						
Independent	30,331.14	210				
A single factor	2,299.75	189	.08 (.08-.08)	.93	.95	.08
6+1 factors**	719.48	183	.04 (.04-.04)	.98	.98	.06
<i>East - South</i>						
6+1 factors**	973.88	409	.04 (.04-.04)	.98	East: .97 South: .97	East: .08 South: .06
<i>Boys - Girls</i>						
6+1 factors**	921.01	409	.04 (.03-.04)	.98	Boys: .98 Girls: .97	Boys: .06 Girls: .07
<i>Children - Adolescents</i>						
6+1 factors**	949.52	409	.04 (.04-.04)	.98	Young: .97 Old: .97	Young: .07 Old: .06

Notes. *Satorra-Bentler's chi squared. **Six first-order factors grouped under one second-order factor.

Table 2. Item content, item factor loading (lambda), first-order-factor loadings (gamma). Total sample ($N = 1,869$)

Item	Scale name/item content	Gamma/lambda
Obsessing		.68
01	Cuando comienzo a pensar algo malo no puedo parar	.74
11	Tengo malos pensamientos que me molestan	.76
14	Me siento mal por pensamientos malos que me vienen a la cabeza sin que yo quiera	.83
18	Cuando se me viene a la cabeza un pensamiento malo, necesito decir ciertas cosas una y otra vez	.74
Washing		.70
02	Siento que necesito lavarme y limpiarme una y otra vez	.74
10	Me preocupo mucho de que las cosas estén limpias	.53
21	Me lavo las manos más que otros niños/as	.72
Hoarding		.65
03	Acumulo tantas cosas que terminan por estorbarme	.65
07	Acumulo cosas que realmente no necesito	.63
16	No tiro las cosas por miedo a necesitarlas después	.56
Doubting/Checking		.93
04	Compruebo muchas cosas una y otra vez	.62
05	Después de haber hecho algo, no estoy seguro de haberlo hecho realmente	.51
13	Incluso después de haber terminado algo, me preocupa no haberlo acabado	.61
15	Compruebo puertas, ventanas y cajones una y otra vez	.60
20	Incluso cuando hago algo con mucho cuidado, no creo que lo he hecho bien	.64

Table 2. Item content, item factor loading (lambda), first-order-factor loadings (gamma). Total sample (N = 1,869). (continued)

Item	Scale name/item content	Gamma/lambda
Neutralizing		.75
06	Necesito contar mientras hago algo	.53
09	Me retraso en mis deberes escolares porque repito las cosas una y otra vez	.62
12	Tengo que repetir algunos números una y otra vez	.65
Ordering		.74
08	Me siento mal si mis cosas no están en el orden correcto	.65
17	Me molesta que la gente cambie la forma en que yo arreglo las cosas	.59
19	Necesito que las cosas estén de una cierta manera	.75

Descriptive Statistics of the Scales

Table 3 shows the means and standard deviations of the OCI-CV scales for the total sample, for the participants from the Levante and the south, for boys and girls, and for children and adolescents. Although generally, the students from the south, the girls and adolescents obtain higher scores, respectively, than those from the Levante, the boys, and children, these differences may be attributed to chance or they are small. All the scales have approximately normal distributions (although with slight positive skewness and slightly flattened), except for Neutralizing, which is positively skewed (index = 1.54) and leptokurtic (index = 2.74).

Table 3. Means, *SD* (Standard Deviation), mean difference between boys and girls, mean difference between younger and older children, and reliability (McDonald's Omega) for scales of OCI-CV. Total sample: $N = 1,869$

Group	Statistic	Total score	Obsessing	Washing	Hoarding	Doubting/Checking	Neutralizing	Ordering
Total sample	Omega	.93	.86	.70	.65	.72	.65	.71
	Glb ⁺	.94	.86	.70	.65	.72	.65	.71
	Mean	13.17	0.49	0.72	0.81	0.63	0.24	0.92
	<i>SD</i>	6.32	0.45	0.52	0.48	0.40	0.32	0.54
Easterners	Mean	12.48	0.48	0.65	0.77	0.62	0.20	0.86
	<i>SD</i>	6.45	0.47	0.50	0.47	0.39	0.31	0.56
Southerners	Mean	13.59	0.50	0.76	0.83	0.63	0.27	0.96
	<i>SD</i>	6.21	0.44	0.52	0.49	0.41	0.33	0.52
	<i>F</i>	9.63**	0.11	14.88**	6.50**	0.03	11.53**	14.68**
	η_p^2	.002	--	.008	.003	--	.006	.008
Boys	Mean	12.59	0.45	0.70	0.73	0.61	0.24	0.89
	<i>SD</i>	6.46	0.44	0.52	0.47	0.41	0.33	0.54
Girls	Mean	13.78	0.53	0.74	0.88	0.64	0.24	0.96
	<i>SD</i>	6.12	0.46	0.52	0.49	0.39	0.32	0.53
	<i>F</i>	11.81**	10.39**	1.03	31.63**	1.47	0.06	5.60**
	η_p^2	.006	.006	--	.017	--	--	.003
Children	Mean	12.70	0.47	0.69	0.79	0.61	0.24	0.88
	<i>SD</i>	6.51	0.46	0.53	0.48	0.41	0.32	0.54
Adolescents	Mean	13.52	0.51	0.74	0.82	0.64	0.24	0.96
	<i>SD</i>	6.16	0.44	0.51	0.49	0.39	0.32	0.54
	<i>F</i>	4.27**	1.49	3.50*	2.14	0.32	0.47	10.60**
	η_p^2	.002	--	.002	--	--	--	.006

Notes. ⁺Glb = Greatest Lower Bound to reliability. **F* statistically significant with $p = .05$. ***F* statistically significant with $p = .01$.

Intercorrelation between subscales

As Table 4 shows, all the OCI-CV scales relate moderately high with the total score. The scales correlate with each other moderately low.

Table 4. Correlations (Spearman) between OCI-CV scales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) OCI-CV Total	-					
(2) Obsessing	.69	-				
(3) Washing	.64	.27	-			
(4) Hoarding	.59	.34	.21	-		
(5) Doubting/Checking	.78	.44	.41	.37	-	
(6) Neutralizing	.52	.32	.26	.23	.37	-
(7) Ordering	.67	.32	.43	.28	.41	.20

Note. All correlations are statistically significant with $p = .01$.

Discussion

The objective of this study was to examine the factor structure and measurement invariance of the OCI-CV in a child and adolescent community population. The analyses show that this instrument works adequately with a general child and adolescent population ranged in age from 10 to 17 years. The factorial structure and internal consistency values of the test with a clinical population replicate and the equivalence of the factorial structure is confirmed in terms of sex, age, and geographic area of the sample.

First, since our study dealt with the general population, there were, as expected, differences in the proportion of chosen response options with that found in previous studies using clinical samples. Thereby, there was 12% response choice of “Always” in our study versus 20.76% in the study by Foa et al. (2010).

Second, the scores from the Spanish version of the OCI-CV with a community sample were grouped within the same six factors as the original English version with a clinical sample, and they also measured the same and in the same way in boys and girls, in children and

adolescents, and in both included geographic areas. The OCI-CV scores present equivalent variances and covariances in the distinct groups compared. As a result, the correlations calculated on such groups are comparable. Thus, our data adjust adequately to the model of six first-order factors and one second-order factor, which are also invariant depending upon the geographic area, sex, and age. This structure is very similar to that obtained by Foa et al. (2010) and by Jones et al. (2013), suggesting that OCD can be conceptualized more as a spectrum of overlapping syndromes than as a single disorder (Mataix-Cols, Rosario-Campos, & Leckman, 2005).

Third, in our study the internal consistency estimation for the full scale of the OCI-CV was superior to the values found in clinical populations (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013; Storch et al., 2011). As for the OCI-CV subscales, the internal consistency values in our study were lower than those reported by Foa et al. (2010), and similar to those found by Jones et al. (2013) in a child and adolescent clinical population. In our study, the lowest internal consistency values were for Hoarding and Neutralizing, with a value of .65, equal to that found with the OCI-R in adolescents (Martínez et al., 2011; Piqueras et al., 2009). In our study and in the case of the Neutralizing scale, these results may be due to the skewness in items 6 and 12.

Fourth, with respect to mean scores of the OCI-CV total and subscales, our values were lower than in previous studies with clinical populations in both the total sample and the subsamples (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013). Our results indicate somewhat lower levels of obsessive-compulsive symptoms. This result could be attributed to the fact that we obtained OCI-CV scores from a community sample whereas Foa and collaborators and Jones and collaborators obtained them from clinical samples. It should be noted that the clinical samples of the studies by Foa et al. (2010) and by Jones et al. (2013) have mean ages lower than our sample (11 versus 14 years). Both previous studies found that older children tend to score higher than younger children in some OCI-CV scales. In our sample, also adolescents scored lightly higher than children. So, a higher difference in mean scores between our study and previous studies with clinical samples likely would be found, at least in some scales, if we had included children with age lower than 10 years. This conclusion, however, has to be taken cautiously, because it stands only if OCI-CV scores have metric invariance and have the same intercepts in clinical and non-clinical population, an issue not examined in the present study. This qualification also applies to the prior interpretation of differences in the distribution of item scores in our non-clinical sample and previous clinical samples.

Finally, the correlations between the OCI-CV subscales and the total score ranged from .52 to .78, while the intercorrelations between subscales reached values between low and moderate (.20-.43). These data are consistent with what has been reported in clinical population studies (Foa et al., 2010). Interscale correlation patterns seem to reveal that there is relatively little overlap in what each subscale is intended to reflect, that is, the specific symptomatology each type of OCD refers to, supporting the idea that the OCI-CV measures a disorder comprised of six dimensions.

Several limitations should be noted. Our study did not examine, first, that the OCI-CV measure the same construct and in the same way (metric invariance) in clinical and non-clinical children; second, its sensitivity and specificity in differentiating children with and without OCD; third, its test-retest reliability; and fourth, its convergent and discriminant validity with other self-report measures as well as the relationship of its scores with those from other assessment procedures (e.g., information deriving from parents or teachers).

To summarize, the data presented suggest that the OCI-CV measures the same, with the same degree of error and on the same scale in students with different geographic origins, in boys and girls, and in children and adolescents. The psychometric study of this type of instruments in the general population is necessary for early detection of symptoms, helping to detect patients who may present subclinical symptoms, and for developing prevention programs for these symptoms.

References

- Achenbach, T. M. (1978). The child behavior Profile: 1, Boyes aged 6-11. *Journal of Consulting Clinical Psychology, 46*, 478-488.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th ed., text revision). Washington, DC.: American Psychiatric Association.
- Belloch, A., Del Valle, G., Morillo, C., Carrió, C., & Cabedo, E. (2009). To seek advice or not to seek advice about the problem: The help-seeking dilemma for obsessive-compulsive disorder. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 44*, 257–264.
- Berg, C. J., Rapoport, J. L., & Flament, M. (1986). The Leyton Obsessional Inventory-Child Version. *Journal of the American Academy of Child Psychiatry, 25*, 84–91.
- Canals, J., Hernández-Martínez, C., Cosi, S., & Voltas, N. (2012). The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *Journal of Anxiety Disorders, 26*, 746–752.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233–255.
- Farrell, L., & Barrett, P. M. (2006). Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: Cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *British Journal of Psychology, 97*, 95–114.
- Foa, E. B., Coles, M. E., Huppert, J. D., Pasupuleti, R. V, Franklin, M. E., & March, J. S. (2010). Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behavior Therapy, 41*, 121–132.
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., & Hajcak, G. (2002). The Obsessive-compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment, 14*, 485–495.
- Fullana, M. A., Mataix-Cols, D., Caspi, A., Harrington, H., Grisham, J. R., Moffitt, T. E., & Poulton, R. (2009). Obsessions and compulsions in the community: Prevalence, interference, help-seeking, developmental stability, and co-occurring psychiatric conditions. *American Journal of Psychiatry, 166*, 329–336.

- Fullana, M. A., Vilagut, G., Rojas-Farreras, S., Mataix-Cols, D., De Graaf, R., Demyttenaere, K., ... ESEMeD/MHEDEA 2000 investigators (2010). Obsessive-compulsive symptom dimensions in the general population: Results from an epidemiological study in six European countries. *Journal of Affective Disorders*, *124*, 291–299.
- Geller, D. A., Doyle, R., Shaw, D., Mullin, B., Coffey, B. J., Petty, C., ... Biederman, J. (2006). A quick and reliable screening measure for OCD in youth: Reliability and validity of the obsessive compulsive scale of the Child Behavior Checklist. *Comprehensive Psychiatry*, *47*, 234 – 240.
- Godoy, A., Gavino, A., Carrillo, F., Cobos, M. P., & Quintero, C. (2011). Factor structure of the Spanish version of the Spence Children Anxiety Scale (SCAS). *Psicothema*, *23*, 289–294.
- Hambleton, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (2005). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. London, UK: Lawrence Erlbaum.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1–55.
- Jones, A. M., De Nadai, A. S., Arnold, E. B., McGuire, J. F., Lewin, A. B., Murphy, T. K., & Storch, E. A. (2013). Psychometric Properties of the Obsessive Compulsive Inventory: Child Version in Children and Adolescents with Obsessive-Compulsive Disorder. *Child Psychiatry and Human Development*, *44*, 137-151.
- Lewin, A. B., Caporino, N., Murphy, T. K., Geffken, G. R., & Storch, E. A. (2010). Understudied clinical dimensions in pediatric obsessive compulsive disorder. *Child Psychiatry and Human Development*, *41*, 675–691.
- Marcks, B. A., Weisberg, R. B., Dyck, I. R., & Keller, M. B. (2011). Longitudinal course of obsessive-compulsive disorder in patients with anxiety disorders: a 15-year prospective follow-up study. *Comprehensive Psychiatry*, *52*, 670–677.
- Martínez, A. E., Piqueras, J. A., & Marzo, J. C. (2011). Validation of the Obsessive-Compulsive Inventory Revised (OCI-R) for Spanish adolescent population. *Anales de Psicología*, *27*, 763–773.
- Mataix-Cols, D., Rosario-Campos, M. C., & Leckman, J. F. (2005). A multidimensional model of Obsessive-Compulsive Disorder. *Psychiatry: Interpersonal and Biological Processes*, *162*, 228–238.

- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Nelson, E. C., Hanna, G. L., Hudziak, J. J., Botteron, K. N., Heath, A. C., & Todd, R. D. (2001). Obsessive-compulsive scale of the Child Behavior Checklist: Specificity, sensitivity, and predictive power. *Pediatrics*, *108*, E14.
- Orgilés, M., Méndez, X., Espada, J. P., Carballo, J. L., & Piqueras, J. A. (2012). Anxiety disorder symptoms in children and adolescents: Differences by age and gender in a community sample. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, *5*, 115–120.
- Overduin, M. K., & Furnham, A. (2012). Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders*, *1*, 312-324.
- Piqueras, J. A., Martínez, A. E., Hidalgo, M. D., Fullana, M. A., Mataix, D., & Rosa, A. I. (2009). Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Revised in a non-clinical sample of late adolescents. *Psicología Conductual*, *17*, 561–572.
- Scahill, L., Riddle, M. A., McSwiggin-Hardin, M., Ort, S. I., King, R. A., Goodman, W. K., ... Leckman, J. F. (1997). Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: Reliability and validity. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, *36*, 844–852.
- Schweizer, K. (2011). On the changing role of Cronbach's α in the evaluation of the quality of a measure. *European Journal of Psychological Assessment*, *27*, 143–144.
- Shafran, R., Frampton, I., Heyman, I., Reynolds, M., Teachman, B., & Rachman, S. (2003). The preliminary development of a new self-report measure for OCD in young people. *Journal of Adolescence*, *26*, 137–142.
- Sijtsma, K. (2009). On the Use, the Misuse, and the Very Limited Usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, *74*, 107–120.
- Storch, E. A., Khanna, M., Merlo, L. J., Loew, B. A., Franklin, M., Reid, J. M., ... Murphy, T. K. (2009). Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory: Psychometric properties and feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiatry and Human Development*, *40*, 467–483.
- Storch, E. A., Muroff, J., Lewin, A. B., Geller, D., Ross, A., McCarthy, K., ... Steketee, G. (2011). Development and preliminary psychometric evaluation of the Children's Saving Inventory. *Child psychiatry and human development*, *42*, 166–182.

- Storch, E. A., Larson, M. J., Muroff, J., Caporino, N. E., Geller, D., Reid, J. M., ... Murphy, T. K. (2010). Predictors of functional impairment in pediatric obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders, 24*, 275–283.
- Storch, E. A., Murphy, T. K., Geffken, G. R., Soto, O., Sajid, M., Allen, P., ... Goodman, W. K. (2004). Psychometric evaluation of the Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale. *Psychiatry Research, 129*, 91–98.



Estudio 2



Metric invariance, reliability, and validity of the Child Version of the Obsessive Compulsive Inventory (OCI-CV) in community and clinical samples

Tíscar Rodríguez-Jiménez, José A. Piqueras, Luisa Lázaro, Elena Moreno,
Ana Griselda Ortiz y Antonio Godoy

Manuscrito en proceso de revisión en

Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders



Metric invariance, reliability, and validity of the Child Version of the Obsessive Compulsive Inventory (OCI-CV) in community and clinical samples

Abstract

The Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) is a well-established assessment self-report and is particularly recommended for the assessment of dimensions of obsessive compulsive disorder (OCD) symptomatology. Although previous studies have shown that the OCI-CV has good psychometric properties to assess dimensions of OCD in clinical and non-clinical samples, a number of aspects remain unexplored: factor invariance across clinical and non-clinical samples, the discriminative validity of the OCI-CV to differentiate clinical from non-clinical samples, and the need for more data concerning the translation and adaptation of the OCI-CV across cultures and languages. Thus, the aim of our study was to provide new data on the validation of the OCI-CV in two community-based samples ($n = 2,138$) and clinical samples ($n = 94$) of participants between 10 and 18 years old. The results showed that the OCI-CV has a sound six-factor structure (Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering, and Neutralizing) with one second-order factor (general OCD symptomatology), metric invariance across clinical and non-clinical samples, good reliability in terms of internal consistency and temporal stability, significant correlations with other specific measures of OCD, and acceptable sensitivity and specificity for the detection of OCD. The OCI-CV is well-established measure to assess obsessive-compulsive symptom dimensions in children and adolescents.

Keywords: OCI-CV, obsessive-compulsive disorder, children, adolescents, factor invariance.

Introduction

Obsessive-compulsive disorder (OCD) is a frequent and very disabling disorder with a prevalence of 0.2% to 3.6% in children and adolescents (Canals, Hernández-Martínez, Cosi, & Voltas, 2012). Obsessive-compulsive disorder is included in a new chapter named obsessive-compulsive and related disorders in the fifth edition of the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-5) of the American Psychiatric Association (APA, 2013).

Several studies have examined the frequency of subclinical obsessive-compulsive symptomatology in children and adolescents (e.g., Alvarenga et al., 2015; Canals, Hernández-Martínez, Cosi, & Domènech, 2012; Voltas, Hernández-Martínez, Arija, Aparicio, & Canals, 2014), and have reported that the percentage of subclinical OCD in this population ranges from 2.7% to 19%. They have also shown that OCD symptomatology, even when mild, is associated with an increased risk of psychiatric disorders and higher levels of functional impairment (Canals et al., 2012; de Bruijn, Beun, de Graaf, ten Have, & Denys, 2010), and an increased risk of developing OCD (Fullana et al., 2009). Longitudinal studies have also shown that obsessive-compulsive symptoms may persist for years (Canals et al., 2012; de Bruijn et al., 2010; Voltas et al., 2014).

For these reasons, there has been a recent increase in the development of instruments to assess OCD and OCD symptoms in children and adolescents (Overduin & Furnham, 2012). Despite these developments, there are few short-format measures with good psychometric properties that specifically analyse the dimensions of OCD.

According to a review by Iniesta-Sepúlveda, Rosa-Alcázar, Rosa-Alcázar, & Storch (2014), given the time needed to administer this instrument in research and clinical practice, different measures of self-reporting have been developed, such as the Children's Obsessional Compulsive Inventory (CHOCI; Shafran et al., 2003), the Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory (C-FOCI; Storch et al., 2009), the Obsessive-Compulsive Subscale (OCS; Achenbach, 1991), the Child Saving Inventory (CSI; Storch et al., 2011), and the Short Obsessive Compulsive Disorder Screener (SOCS; Uher, Heyman, Mortimore, Frampton, & Goodman, 2007). All these measures are promising tools to assess OCD symptoms and severity, but are unable to provide information on the dimensions of OCD.

Foa et al. (2010) developed the Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) to evaluate the different dimensions of OCD symptoms in adolescents. Currently, the OCI-CV is considered to be an approaching-well-established assessment instrument (Iniesta-

Sepúlveda et al., 2014), because several studies have demonstrated its excellent psychometric properties in community and clinical samples. It has been validated in children and adolescents from English-speaking countries (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013) and Spanish-speaking countries (Martínez-González, Rodríguez-Jiménez, Piqueras, Vera-Villarroel, & Godoy, 2015; Rodríguez-Jiménez, et al., 2015; Rosa-Alcázar et al., 2014).

The OCI-CV is a brief self-report scale designed for children and adolescents between 7 and 17 years old and was based on an adult version of the scale. It comprises 21 items scored on a three-point Likert-type scale (0 = never, 1 = sometimes, 2 = always). According to the original study (Foa et al., 2010), its factor structure is composed of six subscales which represent the different dimensions of OCD: Doubting/Checking (five items), Obsessing (four items), and Washing, Hoarding, Ordering, and Neutralizing (each with three items).

The study found high internal consistency indices of $\alpha \geq .81$ for the total score and subscales. Test-retest reliability was .77 for the total score and ranged from .68 to .89 for the subscales. Statistically significant and moderate correlations were found between the OCI-CV and other measures that assess pediatric OCD, such as the Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale (CY-BOCS; Scahill et al., 1997) and the NIMH Global Obsessive Compulsive Scale. Jones et al. (2013) performed a confirmatory factor analysis in a sample of 96 children and adolescents with OCD, and obtained the same six-factor model. Internal consistency was adequate for the global scale ($\alpha = .85$) and for five of the subscales ($\alpha = .79-.87$), but was poor for the neutralization subscale ($\alpha = .50$). Due to the small number of psychometric studies on the OCI-CV, and the importance of having available its adaptation to other languages (because it is brief and provides information on six OCD dimensions), different authors have studied the psychometric properties of the OCI-CV in different Spanish community samples (Rodríguez-Jiménez et al., 2015; Rosa-Alcázar et al., 2014) and Chilean community samples (Martínez-González, Rodríguez-Jiménez, Piqueras, Vera-Villarroel, & Godoy, 2015). Both groups of studies have confirmed a structure composed of six related factors.

Rosa-Alcazar et al. (2014) showed that the OCI-CV had high internal consistency for the total score ($\alpha = .83$) and low or moderate internal consistency for the subscales ($\alpha = .43-.74$). Test-retest reliability was .82 for the total score and ranged from .70 to .79 for the subscales. Statistically significant and moderate correlations were found between the OCI-CV and other measures assessing pediatric OCD (e.g., the LOI-CV and MOCI). Rodríguez-Jiménez et al. (2015) found high internal consistency for the total score ($\omega = .93$) and moderate to high internal consistency for the subscales ($\omega = .65-.86$). In addition, Rodríguez-Jiménez et al. (2015) reported

that the OCI-CV factor structure is invariant between boys and girls, between children and adolescents, and between different geographical locations. In a Chilean sample, Martínez-González et al. (2015) also confirmed a six first-order factor structure plus one second-order factor. They also found high internal consistency for the total score ($\omega = .91$) and for the six subscales ($\omega = .73-.88$). Test-retest reliability was .78 for the total score and ranged from .55 to .70 for the subscales. Moderate correlations (.34-.68) were found between the OCI-CV, the C-FOCI, and the SOCS, which also assess OCD in children and adolescents. Additionally, the OCI-CV subscales and the total score have also showed association with depression and separation anxiety symptoms (Rosa-Alcázar et al., 2014), and a strong relationship with perfectionism (Rodríguez-Jiménez, Blasco, & Piqueras, 2014).

Given that the OCI-CV was designed to be applied to children and adolescents in clinical and community settings, it is relevant to investigate whether its items evaluate the same constructs (e.g., the same dimensions of obsessive-compulsive symptoms) in both age-ranges. However, although several studies have shown that the OCI-CV has excellent psychometric properties, its psychometric properties in Spanish-speaking clinical samples remain unknown.

Given the importance of having adaptations of the OCI-CV available in different languages and that are applicable to community and clinical samples, the main aim of this study was to extend the validation of the OCI-CV in order to contribute to the dissemination of evidence-based assessment procedures for the assessment of OCD dimensions in children and adolescents. Thus, in order to provide new data on the psychometric properties of this instrument, the present study examined the factorial invariance of the OCI-CV between clinical samples of children and community children, and its reliability and validity in both community-based and clinical samples of children and adolescents.

Method

Participants

The community sample was made up of 2,138 student volunteers (50.4% boys and young men) from Spanish schools. The mean age was 13.67 years ($SD = 1.82$; range = 10-18 years).

The clinical sample consisted of 94 children and adolescents (50% boys and young men) with a diagnosis of OCD according to the DSM-IV criteria (American Psychiatric Association,

1994). The mean age was 14.40 years ($SD = 2.66$; range = 10-18 years). All patients were recruited from the Child and Youth Psychiatry and Psychology Unit of the Hospital Clínic of Barcelona (Spain), and the Clinical Psychology Centre for Young People of the Miguel Hernandez University of Elche (Spain).

Measures

- **Obsessive Compulsive Inventory-Child Version** (OCI-CV; Foa et al., 2010). The psychometric properties of the OCI-CV have been described above.

- **Ad hoc socio-demographic questionnaire**. This questionnaire collects data on age, sex, and the geographic area of residence.

- **Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory** (C-FOCI; Storch et al., 2009). This pediatric OCD screening self-report includes two subscales: the symptoms (17 items) and severity (5 items) of the most common compulsions and obsessions. Both the Spanish and the English-speaking versions have shown excellent psychometric properties (Piqueras, Rodríguez-Jiménez, Moreno, et al., 2015; Storch et al., 2009).

- **Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener** (SOCS; Uher et al., 2007). This measure uses seven items to evaluate general symptoms of obsessions and compulsions. The SOCS has shown adequate psychometric properties, including good sensitivity and specificity both in English-speaking samples (Uher et al., 2007) and Spanish-speaking samples (Piqueras, Rodríguez-Jiménez, Ortiz, et al., 2015). Thus, the SOCS is considered to be a useful screening test.

- **The 30-item version of the Revised Child Anxiety and Depression Scales** (RCADS-30; Sandín, Chorot, Valiente, & Chorpita, 2010). The RCADS-30 is a short version of the original 47-item RCADS (Chorpita, Yim, Moffitt, Umemoto, & Francis, 2000). The scale provides scores on the following: separation anxiety disorder, social phobia, generalized anxiety disorder, panic disorder, obsessive-compulsive disorder, major depressive disorder, and total score. Validation data indicate that the scale has excellent psychometric properties (Sandín et al., 2010).

- **Strengths and Difficulties Questionnaire** (SDQ; Goodman, Meltzer, & Bailey, 2003). The SDQ consists of 25 items providing information on five scales: behaviour problems, hyperactivity, emotional symptoms, problems with peers, and prosocial behaviour. A total score

on difficulties is obtained by adding all the scales, with the exception of the prosocial behaviour scale. The present study used the Spanish version, which has appropriate psychometric properties (Ortuño, Fonseca, Paino, Sastre, & Muñiz, 2015).

- **Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children- Present and Lifetime Version** (K-SADS-PL; Kaufman et al., 1997; Spanish adaptation by Ulloa et al., 2006). The K-SADS-PL is a semi-structured diagnostic interview used to screen and assess 20 psychiatric disorders. This measure has adequate psychometric properties.

Procedure

The study was approved by the research and ethics committees of the Miguel Hernández University of Elche, the University of Málaga, and the Hospital Clínic of Barcelona. The students in the community sample voluntarily completed the assessment instruments in their normal classrooms. Informed consent was previously obtained from parents or guardians and the principals of the schools. The community sample completed the assessment instruments according to the following scheme: one group received the OCI-CV and the SDQ, and the other group received the OCI-CV, the SOCS, the C-FOCI, and the RCADS. The clinical sample completed the OCI-CV, the SOCS, the C-FOCI, the RCADS, and the interview K-SADS-PL. The assessment instruments were collectively applied to the community sample by experienced psychologists, who gave the instructions, provided help when needed, and informed the students that there were no right or wrong answers. All the instruments were individually applied to the clinical sample by the children's clinicians.

One month after the first application, a random sample of 468 children and adolescents from the community sample completed the OCI-CV.

Data Analyses

The community sample had missing data (2.1%), which was treated by multiple imputation using the PRELIS program (EM algorithm). The clinical sample was free of missing data.

Based on the results of Foa et al. (2010), we tested the hypothesis that the OCI-CV scores can be structured into six first-order factors grouped into a single second-order factor by

performing a confirmatory factor analysis on the clinical and community samples together (total sample). We also tested whether OCI-CV scores showed metric invariance, where metric invariance is understood as the OCI-CV having the same number of factors, the same factor weights, the same error variances, and the same intercepts in the clinical and community samples. Metric invariance was tested once, rather than step by step. Thus, all restrictions were introduced simultaneously in all cases using the diagonally weighted least squares method and polychoric correlation matrices (DWLS procedure LISREL). The following indices (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003) were used as measures of goodness of fit: Satorra-Bentler chi-square; the Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) equal to or less than .06; and the Comparative Fit Index (CFI), the goodness of fit index (GFI), and the non-normed fit index (NNFI) greater than or equal to .90. According to Cheung and Rensvold (2002), invariance between samples is admissible when the difference between the CFIs (ΔCFI) is less than or equal to .01. Cheung and Rensvold suggested that ΔCFI is a better estimator of the admissibility of invariance than $\Delta\chi^2$, which is the index used by some researchers.

The reliability of the OCI-CV scores was estimated by calculating the standardized Cronbach's alpha for the total score and subscales using FACTOR 9.3 software (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). Test-retest reliability indices were obtained using the IBM SPSS-22 statistics package.

Convergent-discriminant validity was calculated using Pearson correlation coefficients. Cohen's criteria (Cohen, 1988) were used to assess the effect sizes of the correlation: small $\leq .20$ and large $\geq .50$.

Finally, based on the procedure provided by Foa et al. (2002) for the Obsessive Compulsive Inventory-Revised (OCI-R), we analysed the sensitivity and specificity of the OCI-CV scores using ROC curve analysis (AUC). We followed the traditional academic point system for classifying the accuracy of a diagnostic measure by Metz (1978): .90 to 1.00 = excellent, .80 to .90 = good, .70 to .80 = fair, .60 to .70 = poor, less than .60 = fail.

Results

Confirmatory factor analysis

The fit indices for the total sample (community sample and clinical sample together) showed that the model of six first-order factors grouped into a single second-order factor had a

good fit with the data (see Table 1). The table also shows that this model presents metric invariance (i.e., the same number of factors, the same factor weights, the same error variances, and the same intercepts) between the two samples. In both cases, the RMSEA index was .04; CFI and NNFI indices were .98 ($\Delta\text{CFI} = .00$), and $\text{GFI} \geq .91$, in the limit of an acceptable fit.

Table 1. Confirmatory factor analysis (total sample: $n = 2,232$) and multi-group confirmatory factor analyses (diagonally weighted least squares method estimated on polychoric correlation matrices) for children from a clinical setting ($n = 94$) and children from the community ($n = 2,138$)

Sample / Model	χ^2	<i>df</i>	RMSEA (CI 90%)	CFI	GFI	NNFI
<i>Total sample</i>						
Independent	39,844.51	210				
6+1 factors*	840.39	183	.04 (.04 - .04)	.98	.98	.98
Metric invariance						
<i>Community-clinical</i>						
Independent	37,391.37	420				
6+1 factors*	1,347.42	428	.04 (.04 - .05)	.98	Community: .98	.98
					Clinical: .91	

Note. χ^2 = Satorra-Bentler's chi squared; *df* = degree of freedom; RMSEA = root mean square error of approximation; CI = confidence interval; CFI = comparative fit index; GFI = goodness of fit index; NNFI = non-normed fit index.

* 6+1 factors = Six first-order factors grouped into one second-order factor.

Table 2 presents the degree of relationship (standardized *lambda* weights common to both samples) of each item with its corresponding first-order factor, and the degree of relationship of every first-order factor with the second-order factor (standardized *gamma* weights). As shown, all items have lambda values above .50, and all first-order factors have gamma values above .60.

Table 2. Item content, item factor loading (lambda), and first-order factor loadings (gamma). Total sample ($n = 2,232$), community sample ($n = 2,138$), and clinical sample ($n = 94$)

Item	Scale name/item content	Gamma/lambda
	Doubting/Checking	.95
04	Compruebo muchas cosas una y otra vez	.65
05	Después de haber hecho algo, no estoy seguro de haberlo hecho realmente	.54
13	Incluso después de haber terminado algo, me preocupa no haberlo acabado	.62
15	Compruebo puertas, ventanas y cajones una y otra vez.	.60
20	Incluso cuando hago algo con mucho cuidado, no creo que lo he hecho bien	.65
	Obsessing	.67
01	Cuando comienzo a pensar algo malo no puedo parar	.69
11	Tengo malos pensamientos que me molestan	.75
14	Me siento mal por pensamientos malos que me vienen a la cabeza sin que yo quiera	.83
18	Cuando se me viene a la cabeza un pensamiento malo, necesito decir ciertas cosas una y otra vez	.76
	Hoarding	.68
03	Acumulo tantas cosas que terminan por estorbarme	.67
07	Acumulo cosas que realmente no necesito	.62
16	No tiro las cosas por miedo a necesitarlas después	.56
	Washing	.70
02	Siento que necesito lavarme y limpiarme una y otra vez	.80
10	Me preocupo mucho de que las cosas estén limpias	.59
21	Me lavo las manos más que otros niños/as	.72
	Ordering	.72
08	Me siento mal si mis cosas no están en el orden correcto	.66
17	Me molesta que la gente cambie la forma en que yo arreglo las cosas	.60
19	Necesito que las cosas estén de una cierta manera	.76
	Neutralizing	.77
06	Necesito contar mientras hago algo	.53
09	Me retraso en mis deberes escolares porque repito las cosas una y otra vez	.64
12	Tengo que repetir algunos números una y otra vez	.61

Descriptive statistics

Table 3 shows means and standard deviations of the total score and subscale scores obtained in both samples and the comparison of means. We calculated the *Z* statistic with the Mann-Whitney test because all variances were uneven between groups. The means of the Doubting/Checking, Obsessing, Ordering and Neutralizing scales and the total score of the clinical sample were statistically higher than those of the community sample. The means of Hoarding and Washing did not differ between samples.

Table 3. Means, standard deviations, and differences between community samples ($n = 2,138$) and clinical samples ($n = 94$) for the total score and subscales of the OCI-CV

	COMMUNITY	CLINICAL	
OCI-CV	Mean (SD)	Mean (SD)	Mann-Whitney U (Z)
Checking/Doubting	3.22 (2.07)	5.02 (2.51)	6.73**
Obsessing	2.04 (1.83)	4.27 (2.16)	9.26**
Hoarding	2.43 (1.46)	2.60 (1.86)	0.69
Washing	2.24 (1.62)	2.60 (2.04)	1.36
Ordering	2.81 (1.61)	3.18 (2.11)	1.97*
Neutralizing	0.80 (1.02)	1.68 (1.65)	5.38**
Total Score	13.54 (6.52)	19.34 (8.26)	6.35**

Note. * $p < .05$; ** $p < .01$.

Reliability

The reliability (standardized Cronbach's alpha) of the OCI-CV scores was moderate to high for the subscales and the total score of both samples.

In the community sample, reliability was high for the total score ($\alpha = .89$), and for the Obsessing subscale ($\alpha = .84$), but moderate for the remaining subscales (Doubting/Checking = .75; Hoarding = .62; Washing = .72; Ordering = .69; Neutralization = .62).

In the clinical sample, the reliability indices (standardized Cronbach's alpha) were high in all cases (total score = .88; Doubting/Checking = .85; Obsessing = .87; Hoarding = .85; Washing = .84; Ordering = .91; Neutralizing = .78).

Test-retest reliability

The test and the retest total scores of the OCI-CV were moderate (intra-class correlation, $ICC = .84$) in the community sample ($n = 468$). However, the correlations coefficients were lower for the subscale scores (Doubting/Checking: $ICC = .75$; Obsessing: $ICC = .78$; Hoarding: $ICC = .71$; Washing: $ICC = .82$; Ordering: $ICC = .72$; Neutralizing: $ICC = .75$). In all cases the p values were less than .01.

Higher intra-class correlation indices were obtained in the clinical sample ($n = 94$). Test-retest reliability was high for the total score ($ICC = .92$) and moderate to high for the subscales (Doubting/Checking: $ICC = .85$; Obsessing: $ICC = .87$; Hoarding: $ICC = .88$; Washing: $ICC = .93$; Ordering: $ICC = .87$; Neutralizing: $ICC = .86$). In all cases the p values were less than .01.

Convergent and discriminant validity

A significant correlation was found between the OCI-CV total score and well-established measures of pediatric OCD (C-FOCI, SOCS, and the OCD subscale of the RCADS; see Tables 4 and 5). In general, the effect sizes ranged from medium to large in the community students ($r = .53-.72$) and in the clinical sample ($r = .41-.76$). Moderate correlations were found between the OCI-CV subscales and the scores of other measures of obsessive-compulsive symptoms. These correlations were relatively similar to correlations between OCI-CV subscales and RCADS subscales that measure other types of anxiety symptoms.

Regarding the related construct of anxiety symptoms, a moderate association was found between the subscales of both samples and the RCADS anxiety subscales (community sample: $r = .18-.55$; clinical sample: $r = .13-.58$).

Correlations between the subscales and RCADS major depression subscale were low or moderate ($r = .12-.46$) in the community sample, and slightly higher in the clinical sample ($r = .23-.52$).

On the other hand, correlations were low or close to zero ($r = -.01-.32$) between the subscales and the SDQ subscales that evaluate non-OCD-related constructs except, as expected, for the emotional symptoms subscale ($r = .17-.47$).

Table 4. Convergent/divergent validity of the community sample

	OCI-CV Total	Doubting/ Checking	Obsessing	Hoarding	Washing	Ordering	Neutralizing
<i>n</i> = 880							
C-FOCI-Symptoms	.72**	.63**	.52**	.40**	.50**	.46**	.45**
C-FOCI-Severity	.53**	.42**	.58**	.27**	.25**	.34**	.31**
SOCS	.71**	.60**	.44**	.43**	.52**	.48**	.44**
RCADS Obsessive- Compulsive Disorder	.64**	.56**	.56**	.32**	.40**	.35**	.40**
RCADS Separation Anxiety	.44**	.38**	.37**	.23**	.31**	.22**	.30**
RCADS Social Phobia	.47**	.46**	.40**	.32**	.18**	.28**	.28**
RCADS Generalized Anxiety	.55**	.49**	.40**	.33**	.35**	.39**	.28**
RCADS Panic Disorder	.50**	.41**	.48**	.27**	.26**	.26**	.42**
RCADS Major Depression	.46**	.41**	.46**	.33**	.12**	.21**	.36**
RCADS total score	.69**	.61**	.60**	.41	.36**	.39**	.44**
<i>n</i> = 1,258							
SDQ Emotional Symptoms	.44**	.36**	.47**	.30**	.17**	.19**	.18**
SDQ Behaviour Problems	.29**	.20**	.32**	.22**	.10**	.15**	.11**
SDQ Hyperactivity	.27**	.21**	.18**	.19**	.18**	.16**	.13**
SDQ Problems with peers	.19**	.17**	.20**	.09**	.05	.13**	.08**
SDQ Prosocial Behaviours	.09**	.04	.03	.06*	.11**	.11**	-.01
SDQ total score	.47**	.36**	.46**	.32**	.20**	.24**	.20**

Note. * $p < .05$; ** $p < .01$.

Table 5. Convergent/divergent validity of the clinical sample ($n = 94$)

	OCI-CV Total	Doubting/ Checking	Obsessing	Hoarding	Washing	Ordering	Neutralizing
C-FOCI-Symptoms	.76**	.54**	.57**	.41**	.56**	.47**	.47**
C-FOCI-Severity	.41**	.32**	.49**	.17	.36**	.09	.18
SOCS	.71**	.56**	.45**	.35**	.52**	.43**	.51**
RCADS Obsessive- Compulsive Disorder	.67**	.52**	.68**	.27**	.39**	.34**	.40**
RCADS Separation Anxiety	.44**	.26*	.36**	.31**	.34**	.35**	.13
RCADS Social Phobia	.54**	.46**	.31**	.26*	.33**	.42**	.35**
RCADS Generalized Anxiety	.57**	.40**	.58**	.31**	.32**	.29**	.32**
RCADS Panic Disorder	.56**	.54**	.44**	.26*	.39**	.28**	.25*
RCADS Major Depression	.49**	.29**	.52**	.26*	.38**	.23*	.25*
RCADS total score	.74**	.57**	.67**	.39**	.46**	.43**	.40**

Note. * $p < .05$; ** $p < .01$.

Sensitivity and specificity

The AUC was .78 ($p < .01$; 95% confidence interval = .73-.83), which suggests that there is a 78% probability that a child or adolescent with OCD will have a higher score on the Obsessing subscale than a child or adolescent without OCD. Table 6 shows the Obsessing subscale; at an optimal cut-off point of 3, sensitivity was 79%, specificity was 61%, Youden

Index was .40, and accuracy or informativeness (percentage of participants correctly classified) was 62%. The remaining subscales and the total score are of little use in differentiating between children and adolescents with and without obsessive-compulsive symptoms.

Table 6. Sensitivity, specificity, Youden Index, and accuracy of the OCI-CV Obsessing Subscale. Total sample ($n = 2,232$), community sample ($n = 2,138$), and clinical sample ($n = 94$)

Cut-off	Sensitivity	Specificity	Youden Index	Accuracy
1	.93	.28	.21	.31
2	.90	.45	.36	.47
3	.79	.61	.40	.62
4	.61	.78	.39	.78
5	.49	.89	.38	.88
6	.34	.96	.30	.93
7	.17	.99	.16	.95
8	.04	1	.04	.96

Note. Accuracy (informativeness), percentage of children correctly classified.

Discussion

The main aim of this study was to investigate whether the OCI-CV assesses the same constructs (e.g., dimensions of obsessive-compulsive symptoms) in clinical and non-clinical samples. This objective was addressed using multi-group confirmatory factor analyses. This study also provides new data on the validation of the OCI-CV in a Spanish-speaking community and clinical samples of children and adolescents (10-18 years old). The results showed that the OCI-CV assesses similar constructs in clinical and community populations, and that it can be considered a valid measure in both types of samples.

As shown in Table 1, this study replicates the six-factor structure reported in the original study by Foa et al. (2010). However, in addition to their results, our data also indicate that the six factors can be grouped into a second-order factor, which adds support to the common procedure of adding across the six subscale scores to obtain an OCI-CV total score.

The OCI-CV demonstrated metric invariance between the samples of community students and clinical children and adolescents, which indicates that the OCI-CV assesses the same constructs, in the same way, with the same degree of error, and on the same metric scale. Table 1 shows that the RMSEA index is lower than .06, and that the CFI, GFI and NNFI are higher than or equal to .90. According to Schermelleh-Engel et al. (2003), these values can be considered to be indicators of acceptable adjustment. To our knowledge, the present study is the first to provide evidence of measurement invariance of OCI-CV scores in clinical and community samples. This new finding suggests that the same dimensions of obsessive-compulsive symptoms are present in children and adolescents with and without OCD.

As expected, the means of the Doubting/Checking, Obsessing, Ordering, and Neutralizing subscales and the total score were higher in the clinical sample than in community sample (see Table 3). However, contrary to expectations, the Hoarding and Washing subscales did not differ between the samples. Given that the means of the clinical sample were quite similar to those reported by Jones et al. (2012) and Storch et al. (2014) in clinical samples, this similarity between samples can be attributed to the high scores of the community sample, rather than to the low scores of the clinical sample. This interpretation is supported by the means observed in our study and those observed in the study by Rosa-Alcázar et al. (2014), which was also conducted in Spain with students from the community. The latter study reported means that were quite similar to those observed in clinical samples from other countries (e.g., Jones et al., 2012; Storch et al., 2014).

In the present study, the coefficients of the internal consistency of the OCI-CV in the clinical sample were high and similar to those found in previous studies (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013; Storch et al., 2010, 2011). In the clinical sample, all the values of Cronbach's alpha were higher than the recommended value of .70 proposed by Nunnally and Bernstein (1994). However, in the community sample, the coefficients were higher for the total score and obsessions subscale than for the remaining subscales, a finding which is similar to the findings of other studies conducted with community samples (e.g., Rosa-Alcázar et al., 2014; Martínez-González et al., 2015; Rodríguez-Jiménez et al., 2015). In the present study, the Hoarding and Neutralizing subscales had the lowest value of internal consistency (.62), which is very similar to the value found when the OCI-R was applied to teenagers (Martínez-González, Piqueras, Marzo, & Martínez, 2011; Piqueras et al., 2009).

In the clinical sample, the test-retest reliability coefficients were high and similar to the values reported by Foa et al. (2010). In the community sample, the test-retest reliability coefficients were slightly lower, but very similar to those reported in previous studies with Chilean and Spanish samples (Martínez-González et al., 2015; Rosa-Alcázar et al., 2014).

In the community sample, significant correlations were found between the OCI-CV scores and the C-FOCI and SOCS scores. The latter three measures have been validated to assess obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents (see Iniesta-Sepúlveda et al., 2013). In the clinical sample, correlations between the OCI-CV subscales and the other scales were similar. In general, as expected, the highest correlations were found between the OCI-CV total score and the scores of the remaining obsessive-compulsive symptoms scales. Similarly, high correlations were also found between the OCI-CV subscales and obsessive-compulsive symptoms, although the values were slightly lower than those found with the total score. Correlations were similar between the OCI-CV subscales and RCADS depression and the types of anxiety symptoms assessed using the RCADS.

On the other hand, evidence of discriminant validity was provided by the low to moderate correlations between the OCI-CV subscales and the SDQ subscales that assess psychopathological constructs unrelated to obsessive-compulsive symptoms (e.g., behaviour problems, hyperactivity, problems with peers, and prosocial behaviour). In general, the results regarding the convergent/discriminant validity of the OCI-CV scores were similar to those found in previous studies with clinical samples (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013) and community samples (Martínez-González et al., 2015; Rosa-Alcázar et al., 2014).

Finally, ROC curve analysis was used to study the sensitivity and specificity of the OCI-CV scores. These psychometric properties have been previously studied in the OCI-R (Foa et al., 2002), but not in the OCI-CV. The results for the Obsessing subscale scores indicated an AUC of .78. In general, values of around .70 can be considered representative of acceptable discriminant power. According to our data, the optimal cut-off point for the Obsessing scale was 3, with a sensitivity of .79 and a specificity of .61. This cut-off point for the Obsessing subscale could be used to screen and identify OCD in children and adolescents. However, the cut-off point may vary according to the objective. For example, if we want to screen for OCD in a school community, it will be a priority to include everyone with obsessive-compulsive symptoms, even if this increases the rate of false positives. In this case a cut-off score of 2 is more sensitive than the more balanced 3 cut-off point. On the other hand, if we wish to minimize the number of false positives, and therefore increase specificity, then a cut-off score of 4 or even 5 would be

preferable. Although the Doubting/Checking subscale and the total score of the OCI-CV had a statistically significant AUC. For the Doubting/Checking subscale is .69 (95% confidence interval = .63-.75; $p = < .01$) and for the total score is .70 (95% confidence interval = .65-.76; $p = < .01$), their degrees of discriminant power are of lesser clinical use than the Obsessing scale. The discriminant power of the remaining OCI-CV subscales did not reach statistical significance.

Further research should take into account the following limitations: (a) This study did not examine the psychometric properties of the OCI-CV in a large clinical sample; (b) the community sample was not interviewed to investigate whether some of the students warranted a diagnosis of OCD; and (c) the relationship between the OCI-CV scores and non-self-report procedures (e.g., information gathered from parents and teachers) should be studied.

In summary, the results of the study show that the OCI-CV assesses the same constructs in children and adolescents diagnosed with OCD and those in the general population. The OCI-CV also has acceptable psychometric properties in both types of samples. The OCI-CV should be considered a first-choice test, given that it is a valid and reliable instrument, and that great empirical support has been provided regarding its power to assess different dimensions of obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents. The OCI-CV meets the criteria required of an evidence-based assessment instrument (Cohen et al., 2008), given that several studies by different research teams have shown that it has good psychometric properties of reliability and validity (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013; Martínez-González et al., 2015; Rodríguez-Jiménez et al., 2015; Rosa-Alcázar et al., 2014). The OCI-CV can be used as a well-established measure in research for the development and assessment of the effectiveness of empirically validated therapies.

References

- Achenbach, T. M. (1991). *Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 Profile*. Burlington, VT: University of Vermont Department of Psychiatry.
- Alvarenga, P. G., Cesar, R. C., Leckman, J. F., Moriyama, T. S., Torres, A. R., Bloch, M. H., ... do Rosario, M. C. (2015). Obsessive-compulsive symptom dimensions in a population-based, cross-sectional sample of school-aged children. *Journal of Psychiatric Research*, *62*, 108–114. doi:10.1016/j.jpsychires.2015.01.018
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorder (4th edn) (DSM-IV)*. APA.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (5th ed.)*. Washington, DC: APA.
- Canals, J., Hernández-Martínez, C., Cosi, S., & Domènech, E. (2012). Examination of a cutoff score for the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a non-clinical Spanish population. *Journal of Anxiety Disorders*, *26*(8), 785–791. doi:10.1016/j.janxdis.2012.07.008
- Canals, J., Hernández-Martínez, C., Cosi, S., & Voltas, N. (2012). The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *Journal of Anxiety Disorders*, *26*(7), 746–752. doi:10.1016/j.janxdis.2012.06.003
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *9*(2), 233–255. doi:10.1207/S15328007SEM0902
- Chorpita, B. F., Yim, L., Moffitt, C. E., Umemoto, L. A., & Francis, S. E. (2000). Assessment of symptoms of DSM-IV anxiety and depression in children: A revised child anxiety and depression scale. *Behaviour Research and Therapy*, *38*, 835–855.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science (2nd ed.)*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, L. L., Cohen, L. L., La Greca, A. M., La Greca, A. M., Blount, R. L., Blount, R. L., ... Lemanek, K. L. (2008). Introduction to special issue: Evidence-based assessment in pediatric psychology. *Journal of Pediatric Psychology*, *33*(9), 911–915. doi:10.1093/jpepsy/jsj115

- De Bruijn, C., Beun, S., de Graaf, R., ten Have, M., & Denys, D. (2010). Subthreshold symptoms and obsessive-compulsive disorder: evaluating the diagnostic threshold. *Psychological Medicine, 40*(6), 989–997. doi:10.1017/S0033291709991012
- Foa, E. B., Coles, M. E., Huppert, J. D., Pasupuleti, R. V, Franklin, M. E., & March, J. S. (2010). Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behavior Therapy, 41*(1), 121–132. doi:10.1016/j.beth.2009.02.001
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., & Hajcak, G. (2002). The Obsessive-compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment, 14*, 485–495. doi:10.1037/1040-3590.14.4.485
- Ortuño-Sierra, J., Fonseca-Pedrero, E., Paino, M., Sastre i Riba, S., & Muñiz, J. (2015). Screening mental health problems during adolescence: Psychometric properties of the Spanish version of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *Journal of Adolescence, 38*, 49–56. doi:10.1016/j.adolescence.2014.11.001
- Fullana, M. A., Mataix-Cols, D., Caspi, A., Harrington, H., Grisham, J. R., Moffitt, T. E., & Poulton, R. (2009). Obsessions and compulsions in the community: Prevalence, interference, help-seeking, developmental stability, and co-occurring psychiatric conditions. *American Journal of Psychiatry, 166*, 329–336. doi:10.1176/appi.ajp.2008/08071006
- Goodman, R., Meltzer, H., & Bailey, V. (2003). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A pilot study on the validity of the self-report version. *International Review of Psychiatry, 15*(1-2), 173–177. doi:10.1080/0954026021000046137
- Iniesta-Sepúlveda, M., Rosa-Alcázar, A. I., Rosa-Alcázar, Á., & Storch, E. A. (2013). Evidence-Based Assessment in Children and Adolescents with Obsessive–Compulsive Disorder. *Journal of Child and Family Studies, 23*(8), 1455–1470. doi:10.1007/s10826-013-9801-7
- Jones, A. M., De Nadai, A. S., Arnold, E. B., McGuire, J. F., Lewin, A. B., Murphy, T. K., & Storch, E. A. (2013). Psychometric properties of the obsessive compulsive inventory: child version in children and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *Child Psychiatry and Human Development, 44*(1), 137–151. doi:10.1007/s10578-012-0315-0
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods, 38*(1), 88–91. doi:10.3758/BF03192753

- Martínez-González, A. E., Piqueras, J. A., & Marzo, J. C. (2011). Validation of the Obsessive-Compulsive Inventory Revised (OCI- R) for Spanish adolescent population. *Anales de Psicología*, 27(3), 763–773.
- Martínez-González, A. E., Rodríguez-Jiménez, T., Piqueras, J. A., Vera-Villaruel, P., & Godoy, A. (2015). Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Child version (OCI-CV) in Chilean children and adolescents. *PLoS ONE*, 10(8), e0136842. doi: 10.1371/journal.pone.0136842
- Metz, C. E. (1978). Basic principles of ROC analysis. *Seminars in Nuclear Medicine*, 8, 283–298. doi:10.1016/s0001-2998(78)80014-2
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Overduin, M. K., & Furnham, A. (2012). Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders*, 1(4), 1–13. doi:10.1016/j.jocrd.2012.08.001
- Piqueras, J. A., Martínez, A. E., Hidalgo, M. J., Fullana, M. A., Mataix-cols, D., & Rosa-Alcázar, A. I. (2009). Psychometric properties of the Obsessive Compulsive Inventory-Revised in a non-clinical sample of late adolescents. *Behavioral Psychology / Psicología Conductual*, 17(3), 561–572.
- Piqueras, J. A., Rodríguez-Jiménez, T., Ortiz, A. G., Moreno, E., Lázaro, L., & Godoy, A. (2015). Validation of the Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) in children and adolescents. *The British Journal of Psychiatry Open*, 1(1), 21-26. doi: 10.1192/bjpo.bp.115.000695
- Piqueras, J. A., Rodríguez-Jiménez, T., Moreno, E., Griselda, A., Lázaro, L., & Storch, E. A. (2015). Factor structure, reliability, and validity of the Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI) in children and adolescents. *Submitted Manuscript*.
- Rodríguez-Jiménez, T., Godoy, A., Piqueras, J. A., Gavino, A., Martínez-González A. E., & Foa, E. B. (2015). Factor structure and measurement invariance of the Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) in general population. *European Journal of Psychological Assessment*. 1-7. doi:10.1027/1015-5759/a000276
- Rodríguez-Jiménez, T., Blasco, L., & Piqueras, J. A. (2014). Relationship between subtypes of obsessive compulsive symptomatology and those of perfectionism in adolescents. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 22, 203-217.

- Rosa-Alcázar, A. I., Ruiz-García, B., Iniesta-Sepúlveda, M., López-Pina, J. A., Rosa-Alcázar, Á., & Parada-Navas, J. L. (2014). Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) in a Spanish community sample of children and adolescents. *Psicothema*, *26*(2), 174–179. doi:10.7334/psicothema2013.210
- Sandín, B., Chorot, P., Valiente, R. M., & Chorpita, B. F. (2010). Development of a 30-item version of the revised child anxiety and depression scale. *Revista de Psicopatología Y Psicología Clínica*, *15*(3), 165–178.
- Scahill, L., Riddle, M. A., McSwiggin-Hardin, M., Ort, S. I., King, R. A., Goodman, W. K., ... Leckman, J. F. (1997). Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: Reliability and validity. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, *36*(6), 844–852. doi:10.1097/00004583-199706000-00023
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research Online*, *8*(2), 23–74.
- Shafran, R., Frampton, I., Heyman, I., Reynolds, M., Teachman, B., & Rachman, S. (2003). The preliminary development of a new self-report measure for OCD in young people. *Journal of Adolescence*, *26*(1), 137–142. doi:10.1016/S0140-1971(02)00083-0
- Storch, E. A., Khanna, M., Merlo, L. J., Loew, B. A., Franklin, M., Reid, J. M., ... Murphy, T. K. (2009). Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory: Psychometric properties and feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiatry and Human Development*, *40*(3), 467–483. doi:10.1007/s10578-009-0138-9
- Storch, E. A., Muroff, J., Lewin, A. B., Geller, D., Ross, A., McCarthy, K., ... Steketee, G. (2011). Development and preliminary psychometric evaluation of the Children's Saving Inventory. *Child Psychiatry and Human Development*, *42*(2), 166–182. doi:10.1007/s10578-010-0207-0
- Storch, E. A., Larson, M. J., Muroff, J., Caporino, N. E., Geller, D., Reid, J. M., ... Murphy, T. K. (2010). Predictors of functional impairment in pediatric obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, *24*(2), 275–283. doi:10.1016/j.janxdis.2009.12.004

- Uher, R., Heyman, I., Mortimore, C., Frampton, I., & Goodman, R. (2007). Screening young people for obsessive compulsive disorder. *The British Journal of Psychiatry*, *191*, 353–354. doi:10.1192/bjp.bp.106.034967
- Ulloa, R. E., Ortiz, S., Higuera, F., Nogales, I., Fresán, A., Apiquian, R., ... de la Peña, F. (2006). Interrater reliability of the Spanish version of Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime version (K-SADS-PL). *Actas Españolas de Psiquiatría*, *34*, 36-40.
- Voltas, N., Hernández-Martínez, C., Arija, V., Aparicio, E., & Canals, J. (2014). A prospective study of paediatric obsessive-compulsive symptomatology in a Spanish community sample. *Child Psychiatry and Human Development*, *45*(4), 377–387. doi:10.1007/s10578-013-0408-4



Estudio 3



**Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV)
in Chilean children and adolescents**

Agustín E. Martínez-González, Tíscar Rodríguez-Jiménez, José A. Piqueras, Pablo Vera-Villarroel y Antonio Godoy

Artículo publicado en *PLoS ONE*

Revista indexada en el *Journal Citation Reports*

Factor de Impacto 2014 = 3,234



Referencia:

Martínez-González, A. E., Rodríguez-Jiménez, T., Piqueras, J. A., Vera-Villarroel, P. y Godoy, A. (2015). Psychometric Properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) in Chilean Children and Adolescents. *PLoS ONE*, 10. doi:10.1371/journal.pone.0136842

**Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV)
in Chilean children and adolescents**

Abstract

In recent years, there has been a considerable increase in the development of assessment tools for obsessive-compulsive symptomatology in children and adolescents. The Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) is a well-established assessment self-report, with special interest for the assessment of dimensions of Obsessive Compulsive Disorder (OCD). This instrument has shown to be useful for clinical and non-clinical populations in two languages (English and European Spanish). Thus, the aim of this study was to analyze the psychometric properties of the OCI-CV in a Chilean community sample. The sample consisted of 816 children and adolescents with a mean age of 14.54 years ($SD = 2.21$; range = 10-18 years). Factor structure, internal consistency, test-retest reliability, convergent/divergent validity, and gender/age differences were examined. Confirmatory factor analysis showed a 6-factor structure (Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering, and Neutralizing) with one second-order factor. Good estimates of reliability (including internal consistency and test-retest), evidence supporting the validity, and small age and gender differences (higher levels of OCD symptomatology among older participants and women, respectively) are found. The OCI-CV is also an adequate scale for the assessment of obsessions and compulsions in a general population of Chilean children and adolescents.

Keywords: OCI-CV, obsessive-compulsive disorder, validation, children, adolescents.

Introduction

Obsessive-Compulsive Disorder (OCD) became part of a new chapter in the *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition* [1], entitled Obsessive Compulsive and Related Disorders. OCD is a common disorder with frequent onset in childhood or early adolescence [2]. Prevalence rates of OCD in children and adolescents are between 0.2 and 3.6% [3]. Besides OCD as a diagnostic category, OCD symptomatology in children and adolescents is an underestimated and understudied problem, with rates between 2.7 and 19% for subclinical symptoms [3-5].

In recent years, there has been a significant increase in developing assessment tools for OCD in children and adolescents [6]. According to the classification of evidence-based assessment measures [7, 8], there are three levels of empirical support for measures: 1) well-established assessment (reliability and validity demonstrated in at least two published studies by different research teams); 2) approaching well-established assessment (reliability and validity demonstrated in at least two published studies by one research team, or published studies by two research teams offering mixed psychometric results); and 3) promising assessment (reliability and validity demonstrated in at least one published study). Regarding pediatric OCD-specific measures, and according to Iniesta-Sepúlveda, Rosa-Alcázar, Rosa-Alcázar & Storch [9], the Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale (CY-BOCS) [10] is the gold standard in the assessment of OCD due to its excellent psychometric properties observed throughout studies, but it is a long clinician-administered instrument with an interview format not useful for community settings, and its self-report format is also long for screening purposes. The Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) [11] is an approaching well-established assessment self-report, with special interest for the assessment of the dimensionality of OCD. Other self-reports, such as the Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory [12], the Child Saving Inventory [13], and the Obsessive Beliefs Questionnaire-Children's Version [14] are promising assessments for assessing symptoms and the severity of OCD, but they do not assess the obsessive-compulsive dimensionality.

Thus, the OCI-CV is an approaching well-established collective self-report to assess common dimensions or domains of OCD symptoms both in clinical and non-clinical samples. It can be used for children and adolescents between 7 and 17 years old. It consists of 21 items scored on a 3-point Likert scale (0 = Never, 1 = Sometimes, and 2 = Always). It provides seven scores: Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering, Neutralizing, and a total

score. The OCI-CV is based on the adult version named Obsessive-Compulsive Inventory-Revised (OCI-R) [15], previously validated for its use with adolescents between 12 and 18 years old [16, 17]. Even while the new DSM-5 now considers Hoarding as a separate disorder from OCD, with both being classified within the Obsessive Compulsive and Related Disorders chapter, along this manuscript we will present data following the original structure factor of the OCI-CV, which includes among other symptom domains of OCD the Hoarding symptom of OCD. This framework is consistent with the idea of obsessive-compulsive spectrum disorder, according to which Hoarding could be conceptualized and classified in a number of ways: as a symptom dimension or subtype of OCD, a variant of OCD (when it occurs in the absence of other OCD symptoms), or as a discrete disorder [18].

Different studies have demonstrated that the OCI-CV shows a six correlated factor solution for clinical [11, 19] and community samples [20], whereas six first-order factors grouped into a single second-order factor emerged in another community sample [21]. Regarding estimates of reliability, it has presented moderate to high internal consistency ($\geq .81$ for the total score and between .43 and .89 for subscales) and strong test-retest reliability ($r = .77-.82$ for the total score and $r = .68-.89$ for subscales) for both clinical and non-clinical samples [11, 13, 19, 20, 21]. With regard to evidence supporting validity, different studies indicate significant and moderate correlations of OCI-CV with other OCD measures such as, for example, the CY-BOCS ($r = .26-.31$) [11, 19, 22]. OCI-CV subscales, and the total score, have also shown association with depression and separation anxiety symptoms [20] and a strong relationship with perfectionism ($r = .45$) [23]. Concerning discriminant validity, the OCI-CV total score showed a non-significant correlation with general psychopathology ($r = .07$) [19], whereas the Children's Saving Inventory showed relationships significantly stronger ($r = .69$) with the Hoarding subscale of the OCI-CV than with the remaining OCI-CV factors [13]. Regarding differences in gender and age, studies have shown that there are generally some differences in OCD symptoms: females are affected at a slightly higher rate than males in childhood [1]. Studies with a non-clinical adolescent sample that used the OCI-R showed that girls achieved higher scores than boys in all subscales, particularly in Washing, Hoarding, and Neutralizing [16]. In a similar study, Rodríguez-Jiménez et al. [21] found that girls had a higher score than boys in the total OCI-CV in Obsessing, Hoarding, and Ordering. However, other studies did not find differences according to gender [11, 19, 20]. Regarding age differences, adolescents have a tendency to score higher than children in some OCI-CV scales in clinical samples [11, 21]. However, other

studies have found that scores on OCD symptoms are higher in children between 9 and 11 years compared with adolescents [20].

In spite of the evidence regarding the validity and reliability of the OCI-CV in clinical and non-clinical samples in English and European Spanish speakers, there is a lack of psychometric studies on the OCI-CV taking into account different races, ethnicities, countries, and cultures [24] in order to contribute to disseminate evidence-based assessment procedures. Furthermore, the OCI-CV could be an important scale for early detection of OCD symptoms in Latin American children and adolescents. Finally, it is worth mentioning that some of the main researchers in OCD have found support for the continuous nature of the obsessive-compulsive symptoms [25-27], which endorses the use and validation of the OCI-CV in a non-clinical population, as in this case.

Thus, the main purpose of this study was to examine empirically whether the OCI-CV is suitable for assessing OCD symptoms in a community-based sample of Chilean children and adolescents. To accomplish this, a number of aims were considered in this instrumental study: i) examine the factor structure; ii) assess internal consistency and test-retest reliability; iii) study the convergent and discriminant validity; and iv) explore the presence of gender and age differences in the OCI-CV total score and subscales.

Therefore, we propose the following hypothesis: 1) the OCI-CV scores will be grouped into the same six-factor structure (Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering, Neutralizing) or six factors with one second-order factor as in previous studies; 2) the internal consistency and temporal stability estimates of the OCI-CV scores will be similar to those found in previous works; 3) the association of OCI-CV scores will be higher with OCD measures than with other related constructs (anxiety and depression); and 4) age and gender differences will be found (higher levels of OCD symptomatology among older participants and women, respectively).

Method

Participants

The sample consisted of 816 students from two schools in the metropolitan area of Santiago de Chile and two schools in the south of the country (Sixth and Ninth regions), of which 51.3% were male. Their mean age was 14.54 years ($SD = 2.21$; range = 10-18 years).

Instruments

- An *ad hoc* socio-demographic questionnaire designed to collect data on age, sex, and geographic area of residence.

- *Spanish version of the Obsessive Compulsive Inventory-Child Version* (OCI-CV; Foa et al. [11]). The psychometric properties of the OCI-CV were described above.

- *Spanish version of the Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory* (C-FOCI; Storch et al. [12]). The C-FOCI assesses OCD symptoms in children and adolescents aged 7 to 20 years. It consists of 22 items grouped in two subscales: the Symptom Checklist and Severity Scale. It has shown adequate psychometric properties for both English [12] and Spanish-speaking children and adolescents [28]. In this study, the internal consistency of the scales was $\alpha = .75$ for symptoms and $\alpha = .80$ for severity.

- *Short OCD Screener* (SOCS; Uher et al. [29]). The SOCS includes 7 self-report items that assess the presence of common obsessions and compulsions. This instrument showed good internal consistency, test-retest stability, a unidimensional factor structure, and excellent sensitivity to detect OCD in English [29] and Spanish children and adolescents [30]. For this sample, the internal consistency of the SOCS was $\alpha = .65$.

- *Revised Child Anxiety and Depression Scale* (RCADS; Chorpita et al. [31]). This self-report consists of 47 items that assess the following symptoms: separation anxiety disorder, social phobia, panic disorder, generalized anxiety disorder, OCD, and major depressive disorder. The scale showed good psychometric properties in Spain [32] and it has been used with Chilean samples and in other countries [33, 34]. The internal consistency was good for each subscale and the total score: panic disorder $\alpha = .85$, social phobia $\alpha = .82$, separation anxiety disorder $\alpha = .73$, generalized anxiety disorder $\alpha = .74$, OCD $\alpha = .71$, major depressive disorder $\alpha = .85$, and total $\alpha = .94$.

Procedure

The study used the European Spanish version of the OCI-CV by Rodríguez-Jiménez et al. [21]. The questionnaire was reviewed by a group of experts to analyze whether there were differences or difficulties in reading comprehension of text among Chilean participants. Ultimately, the only item that was changed from the European Spanish version of the OCI-CV

was Item 16 (see Table 1), in which the verb *tirar* was substituted by its synonym of *botar*, more frequently used in Chile.

Three weeks after the first application, the OCI-CV was re-administered to a random sample of 188 students. Nevertheless, the retest sub-sample was not equivalent to the sub-sample without retest in the following five variables: sex (more girls than boys {55% versus 45%} with retest than without retest {47% versus 53%}; Fisher's exact statistic = .04); age (students with retest were older, mean age: 14.79 versus 14.46 $-t(814) = -2.04$; $p = .04$); generalized anxiety symptoms; RCADS-GAD (students with retest scored higher, means: 8.43 versus 7.79, $t(814) = -2.14$; $p = .03$); and depression symptoms, RCADS-MDD (students with retest scored higher, means: 9.70 versus 8.54, $t(814) = -2.69$; $p = .01$). The differences in the remaining variables assessed in Time 1 (test) were statistically non-significant.

Ethics statement

The consent process for this study followed the same procedure that had received ethics approval for similar research implemented in secondary schools in Spain [21]. First, eligible schools were provided with information about the study, and interested schools signed written confirmation that their school wanted to participate. Second, schools provided a parental consent letter explaining the minimal risk and potential benefits associated with participation in this study and advised parents that they could withdraw their child from the study at any time. Third, all eligible children and adolescents were provided with information about the study, and they signed a written consent form to participate. The entire consent procedure and the study were approved by the ethics committee of the participating entities from Spain in this work.

The tests were applied by experienced psychologists who gave instructions and provided individual assistance to students who needed it.

Data analysis

Due to the ample sample size, all missing values were taken out list-wise. Missing values differed neither between sexes nor between ages.

First, the IBM SPSS Statistics 22 package was used to obtain item distribution and the frequency of OCI-CV. Then, following the results by Foa et al. [11], two models were tested by confirmatory factor analysis by means of LISREL V. 8.8: a six correlated factor solution and a six first-order factors solution grouped under a single higher, second-order factor. As alternative hypotheses, we tested whether the OCI-CV scores are independent among them, or if all of them are grouped into a single factor. In all cases, the robust diagonally weighted least squares method was used, calculated on the polychoric correlation and asymptotic covariance matrices (LISREL, DWLS procedure). Lastly, goodness of fit measures were the following indices [35, 36]: CFI (Comparative Fit Index) and NNFI (or TLI, Tucker-Lewis Fit Index) and GFI (Goodness of Fit Index) greater than .90, and RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) equal to or less than .08, in addition to the chi-square corrected for non-normality. Differences between chi-squares ($\Delta\chi^2$) and CFI (Comparative Fit Index) were used to compare the goodness of fit between models [37].

Following suggestions from some authors [38], several reliability indices were calculated (using the program Factor 9.3 [39]) to estimate the reliability of the OCI-CV scores: Cronbach's alpha, McDonald's omega [40], and the greatest lower bound to reliability index [41]. We also examined test-retest reliability.

Successively, a MANOVA was calculated to explore the existence of possible age and gender differences in the OCI-CV scores. For it age was grouped into two categories: children/preadolescents (10-13) and adolescents (14-18) years old.

Finally, as an estimation of the evidence of convergent validity, we calculated Pearson correlations between the OCI-CV total score and other OCD measures (C-FOCI, SOCS, and OCD subscale of RCADS-30); and, as an estimation of the discriminant validity, Pearson correlations between the OCI-CV total score and measures of anxiety (RCADS-30) and depression (MD subscale of RCADS-30). Cohen's criteria were used to assess the effect sizes of the correlations: small $\leq .20$ and large $\geq .50$ [42]. To test that the correlations of the OCI-CV total score with the convergent measures were higher than its correlations with the discriminant measures, we used the Meng, Rosenthal, and Rubin equations [43] (calculated with the COCOR package of the R program [44]). We concluded that correlations with convergent measures were higher than correlations with discriminant measures if the difference between both correlations was positive (e.g., correlations of convergent measures were higher than correlations of discriminant measures), the Z statistic was significant, and the 95% confidence interval of the difference was greater than zero.

Results

Item analysis

The results show that all response options are chosen in all items. The mean for the item response is 0.33 points and the standard deviations range between 0.46 and 0.74, showing adequate variability (Table 1). All corrected item-total correlations exceeded the value of .30, and the removal of any item did not improve the overall alpha of the scale. Overall, the average response for the items was Never (45%), followed by Sometimes (43%), and Always (12%). However, for items 6 and 12, some 84% of the participants answered Never.

Confirmatory factor analysis

As can be seen in Table 2, goodness of fit indices indicate that both the correlated six-factor model and the six first-order factors grouped into one second-order factor fit the data acceptably. CFI, NNFI (TLI), and GFI are equal to or greater than .90, and RMSEA is less than .08. There is no statistical difference between the model of six correlated factors and the model of six first-order factors grouped under one higher, second-order factor ($\Delta\chi^2 = 43.89$, $\Delta df = 9$; $p = .98$; and both models have the same CFI value of .92). The model of a single factor and the model of six independent factors did not receive empirical support: in both cases, RMSEAs are equal to or greater than .08, and CFIs and TLI are less than .90.

Table 1 (last column) shows the degree of relationship (standardized lambda weights) for each item with its corresponding first-order factor, as well as the degree of relationship for each first-order factor with the higher, second-order factor (standardized gamma weights). All item weights on the factor they belong to and all the weights of first-order factors on the second-order factor are above .60.

Table 1. Item number, scale name / item content, scale / item mean (M) and standard deviation (SD), item factor loading (λ), and first-order-factor loadings (γ). Total sample ($N = 816$).

Item	Scale name/item content	M	SD	Gamma/lambda
Obsessing		2.10	2.00	.68
01	Cuando comienzo a pensar algo malo no puedo parar	.55	.61	.75
11	Tengo malos pensamientos que me molestan	.57	.64	.79
14	Me siento mal por pensamientos malos que me vienen a la cabeza sin que yo quiera	.64	.69	.87
18	Cuando se me viene a la cabeza un pensamiento malo, necesito decir ciertas cosas una y otra vez	.34	.58	.82
Washing		2.44	1.60	.66
02	Siento que necesito lavarme y limpiarme una y otra vez	.66	.68	.83
10	Me preocupo mucho de que las cosas estén limpias	1.00	.66	.69
21	Me lavo las manos más que otros niños/as	.78	.66	.75
Hoarding		2.14	1.61	.62
03	Acumulo tantas cosas que terminan por estorbarme	.69	.69	.84
07	Acumulo cosas que realmente no necesito	.61	.64	.80
16	No boto las cosas porque temo que podría necesitarlas más adelante	.84	.67	.73

Table 1. Item number, scale name / item content, scale / item mean (M) and standard deviation (SD), item factor loading (λ), and first-order-factor loadings (γ). Total sample ($N = 816$). (continued)

Item	Scale name/item content	M	SD	Gamma/ λ
	Doubting/Checking	3.80	2.18	.93
04	Compruebo muchas cosas una y otra vez	.87	.65	.63
05	Después de haber hecho algo, no estoy seguro de haberlo hecho realmente	.79	.62	.56
13	Incluso después de haber terminado algo, me preocupa no haberlo acabado	.84	.66	.64
15	Compruebo puertas, ventanas y cajones una y otra vez	.56	.69	.62
20	Incluso cuando hago algo con mucho cuidado, no creo que lo he hecho bien	.74	.66	.69
	Neutralizing	.91	1.09	.81
06	Necesito contar mientras hago algo	.21	.46	.63
09	Me retraso en mis deberes escolares porque repito las cosas una y otra vez	.51	.59	.72
12	Tengo que repetir algunos números una y otra vez	.19	.47	.70
	Ordering	2.69	1.63	.79
08	Me siento mal si mis cosas no están en el orden correcto	1.03	.71	.66
17	Me molesta que la gente cambie la forma en que yo arreglo las cosas	.89	.74	.68
19	Necesito que las cosas estén de una cierta manera	.77	.65	.80

Table 2. Results of confirmatory factor analysis of the Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV).

MODELS	χ^2 corrected for non-normality	<i>df</i>	RMSEA	CFI	NNFI (TLI)	GFI
M1. A single factor	1220.62	189	.08	.83	.81	.91
M2. Six independent factors	2075.18	189	.11	.68	.65	.63
M3. Six correlated factors	644.68	174	.06	.92	.91	.98
M4. Six first-order factors grouped under one second-order factor	688.57	183	.06	.92	.90	.97

Reliability

The reliability (Cronbach's alpha, McDonald's omega, and the GLB) of the OCI-CV scale is shown in Table 3. As can be observed, reliability indices of the total score and subscales are high. Although the Neutralizing scale obtains a lower score than the remaining subscales, it still has a score greater than .70 (Table 3).

Table 3. Reliability (Cronbach's Alpha, McDonald's Omega, and GLB) for scales of the OCI-CV. Total sample: $N = 816$.

Scales	Alpha	Omega	GLB
Doubting/Checking	.76	.76	.79
Obsessing	.88	.88	.90
Hoarding	.80	.82	.82
Washing	.80	.80	.80
Ordering	.76	.76	.76
Neutralizing	.71	.73	.73
Total Score	.91	.91	.96

GLB = Greatest Lower Bound to reliability.

Test-retest reliability

Correlations were statistically significant ($p < .01$) for all scales. The total OCI-CV presents a large 3-week test-retest correlation ($r = .78$). However, the coefficients were somewhat lower for the OCI-CV subscales (Doubting/Checking: $r = .69$; Obsessing: $r = .70$; Hoarding: $r = .59$; Washing: $r = .68$; Ordering: $r = .63$; Neutralizing: $r = .55$).

Convergent and discriminant validity

As is shown in Table 4, correlations of the OCI-CV total score with the convergent measures (e.g., CFOCI-Symptoms, CFOCI-Severity, SOCS, and OCD scale of RCADS) were higher, ranging from .60 to .69, than their correlations with the discriminant measures (e.g., all RCADS scales, except the obsessive-compulsive scale, RCADS-OCD), which ranged from .39 to .64. In most cases, the correlation of the OCI-CV total score with the convergent measures was statistically higher than its correlations with the discriminant measures, partially supporting the convergent/discriminant validity of the OCI-CV total score. Applying the Meng, Rosenthal, and Rubin [43] criteria, the only exceptions were the following five (out of 23): correlations of the OCI-CV total score with CFOCI-Symptoms, CFOCI-Severity, and the RCADS-OCD did not differ statistically from its correlation with the RCADS total score; and correlations of the OCI-CV total score with CFOCI-severity and the RCADS-OCD did not differ from its correlation with RCADS-Panic.

Age and gender differences

The MANOVA conducted shows significant differences related to gender (Wilks's Lambda = .97, $F(6, 807) = 3.68$, $p < .01$), specifically in Doubting/Checking ($F = 6.10$, $p < .05$), Obsessing ($F = 21.79$, $p < .001$), and Hoarding ($F = 4.59$, $p < .05$), with higher means for women in all cases. All effect sizes are small (partial $\eta^2 = .01-.03$).

The participants' age was also significantly related to OCD symptoms (Wilks's Lambda = .93, $F(6, 807) = 9.46$, $p < .001$). These differences are present in all factors, except for Neutralizing: Doubting/Checking ($F = 11.43$, $p < .01$), Obsessing ($F = 14.89$, $p < .001$), Hoarding ($F = 7.85$, $p < .01$), Washing ($F = 41.56$, $p < .001$), and Ordering ($F = 27.70$, $p < .001$), with older participants scoring higher. Effect sizes are small for all subscales (partial $\eta^2 = .01-$

.03), except for Washing with moderate effect size (partial $\eta^2 = .05$). Concerning the interaction gender x age, significant differences are not found.

Table 4. Convergent/Discriminant validity ($N = 816$).

	OCI-CV						Total
	Doubting/ Checking	Obsessing	Hoarding	Washing	Ordering	Neutralizing	
C-FOCI							
Symptom Checklist	.60**	.46**	.38**	.46**	.48**	.45**	.68**
Severity Scale	.45**	.53**	.41**	.32**	.37**	.40**	.60**
SOCS	.57**	.47**	.41**	.47**	.48**	.45**	.69**
RCADS							
Separation Anxiety	.33**	.37**	.23**	.17**	.16**	.37**	.39**
Social Phobia	.46**	.43**	.35**	.23**	.31**	.31**	.52**
Generalized Anxiety	.45**	.43**	.32**	.29**	.32**	.27**	.52**
Panic Disorder	.49**	.56**	.39**	.23**	.31**	.40**	.58**
Obsessive-Compulsive Disorder	.55**	.55**	.36**	.31**	.37**	.37**	.62**
Major Depression	.42**	.54**	.37**	.15**	.29**	.34**	.52**
Total score	.57**	.61**	.43**	.28**	.37**	.43**	.66**

OCI-CV, Obsessive Compulsive Inventory-Child Version; C-FOCI, Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory; SOCS, Short OCD Screener; RCADS, Revised Child Anxiety and Depression Scale.

** $p < .01$

Discussion

The main objective of this study was to examine empirically whether the OCI-CV is a reliable and valid instrument for the assessment of OCD symptoms in a community-based sample of Chilean children and adolescents. Overall, the OCI-CV is a suitable instrument for the assessment of the multidimensionality of OCD.

The confirmatory factor analysis of the OCI-CV in Chilean adolescents indicated an acceptable fit of data to the model of six first-order factors and one higher second-order factor, equal to that reported by Rodríguez-Jiménez et al. [21], as well as to the correlated six-factor model previously found by Foa et al. [11], Jones et al. [19], and Rosa-Alcázar et al. [20]. Thus, the scores from the Chilean sample were grouped within the same six factors as previous studies with clinical [11, 19] and non-clinical samples [20, 21], and all factors included the same items as those in the original version [11], suggesting that OCD can be conceptualized more as a spectrum of overlapping syndromes than as a single disorder.

With respect to estimates of reliability, the results specified high internal consistency for the total score ($> .90$) and all subscales of the OCI-CV (.71-.90) in the sample of Chilean adolescents. These results are consistent with other studies showing estimates of internal consistency greater than .85 for the OCI-CV total score and around .80 for subscales [11, 13, 19, 20, 21, 22, 45]. Furthermore, estimates of internal consistency are above the recommended value of .70 by Nunnally & Bernstein [46]. In addition, our results indicated a moderate to large 3-week test-retest reliability ($r = .55-.78$), which was similar to studies with clinical ($r = .68-.89$; Foa et al. [11]) and non-clinical samples ($r = .70-.82$; Rosa-Alcázar et al. [20]). Consequently, the stability of the OCI-CV across applications showed good psychometrics.

Regarding convergent and discriminant validity, the correlations between the total and subscale scores with other OCD instruments with empirical support (C-FOCI, SOCS, and the OCD subscale of RCADS-30) were moderate to large ($r = .31-.69$). These results are consistent with previous studies showing small to moderate correlations ($r = .14-.52$) between OCI-CV scores and different measures of OCD (e.g., CY-BOCS, LOI-CV, MOCI, etc.) [11, 13, 19, 20, 21, 45]. In addition, our OCI-CV scores exhibited small to large correlations with anxiety symptoms ($r = .16-.66$) and major depression symptoms ($r = .15-.54$) measured with the RCADS-30. These findings were similar to those found in previous studies, showing a significant correlation with anxiety ($r = .24-.62$) and depression measures ($r = .17-.47$) [11, 20, 45]. Overall, these results highlight the convergent validity of the OCI-CV. On the contrary,

evidence concerning discriminant validity was not sufficiently supported, since correlations with depression and anxiety measures were also significant, but lower than those with specific measures of OCD.

Concerning gender and age differences in OCD symptoms, our study highlights significant differences according to gender. Female adolescents presented significantly higher scores in the Checking, Obsessing, Hoarding, and Neutralizing subscales. Anyway, there is some controversy regarding this topic, due to the fact that some studies support these gender differences [1, 16, 21], whereas other studies do not find these differences [11, 19, 20]. Regarding age differences, adolescents show higher scores than children. These differences are consistent with studies with clinical and community-based samples [11, 21]. However, one specific study found that OCD symptoms were higher among children than among adolescents [20].

To sum up, the OCI-CV seems to be an excellent instrument for assessing OCD symptomatology in children and adolescents. The results of our study show that the OCI-CV presents psychometric properties similar to the original version when it is administered to Chilean adolescents.

However, future studies should take into account some considerations: 1) only self-report measures were used in this research, which could introduce biases such as social desirability. In this sense, future research should employ different evaluation procedures (e.g., information from parents); 2) Chilean adolescents belonging to the Mapuche ethnic group were included in this study, so future research should examine the psychometric properties of the OCI-CV according to ethnic differences (e.g., the Chilean Mapuche population); and 3) this study only included a non-clinical sample. Thus, examining the psychometric properties of the OCI-CV in clinical samples of Chilean adolescents is a pending task.

In conclusion, the OCI-CV presents different strengths, such as providing the assessment of OCD symptom severity and adequate reliability and validity supported in different populations. Overall, our data are consistent with previous literature on dimensional models of OCD and OCD symptomatology, which support the latent structure of obsessive-compulsive symptoms or dimensions [27]. Similarly, the examination of the OCI-CV in a non-clinical sample is consistent with evidence that obsessions and compulsions are universal experiences, occurring clinical and non-clinical individuals on a continuum of severity [25-27].

To sum up, following the classification of EBAs [7, 8], which are based on three levels of empirical support, the OCI-CV can be considered a well-established, or at least a promising, pediatric OCD assessment instrument. Its use as a diagnostic and screener instrument for OCD in Chilean children and adolescents, as well as an excellent measure for cross-cultural studies on OCD symptoms, can be recommended with scientific warranties.



References

1. American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.). Washington, DC.: American Psychiatric Association; 2013.
2. Farrell L, Barrett PM. Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: Cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *Br J Psychol.* 2006; 97: 95–114.
3. Canals J, Hernández-Martínez C, Cosi S, Voltas N. The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *J Anxiety Disord.* 2012; 26: 746–752.
4. Godoy A, Gavino A, Carrillo F, Cobos MP, Quintero C. Factor structure of the Spanish version of the Spence Children Anxiety Scale (SCAS). *Psicothema.* 2011; 23: 289-294.
5. Orgilés M, Méndez X, Espada JP, Carballo JL, Piqueras JA. Anxiety disorder symptoms in children and adolescents: Differences by age and gender in a community sample. *Rev Psiquiatr Salud Ment.* 2012; 5: 115–120.
6. Overduin MK, Furnham A. Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *J Obsess Compuls Rel.* 2012; 1: 312-324.
7. Cohen LL, La Greca AM, Blount RL, Kazak AE, Holmbeck GN, Lemanek KL. Introduction to special issue: Evidence-based assessment in pediatric psychology. *J Pediatr Psychol.* 2008; 33: 911–915.
8. McGuire JF, Kugler BB, Park JM, Horng B, Lewin AB, Murphy TK, et al. Evidence-based assessment of compulsive skin picking, chronic tic disorders and trichotillomania in children. *Child Psychiat Hum D.* 2012; 43: 855–883.
9. Iniesta-Sepúlveda M, Rosa-Alcázar AI, Rosa-Alcázar A, Storch EA. Evidence-Based Assessment in Children and Adolescents with Obsessive–Compulsive Disorder. *J Child Fam Stud.* 2014; 23: 1455-1470.
10. Scahill L, Riddle MA, McSwiggin-Hardin M, Ort SI, King RA, Goodman WK, et al. Children’s Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: Reliability and validity. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry.* 1997; 36: 844–852.
11. Foa EB, Coles ME, Huppert JD, Pasupuleti RV, Franklin ME, March JS. Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behav Ther.* 2010; 41: 121–132.

12. Storch EA, Khanna M, Merlo LJ, Loew BA, Franklin M, Reid JM, et al. Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory: Psychometric properties and feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiat Hum D.* 2009; 40: 467–483.
13. Storch EA, Muroff J, Lewin MAB, Geller D, Ross A, McCarthy K, et al. Development and preliminary psychometric evaluation of the Children's Saving Inventory. *Child Psychiat Hum D.* 2011; 42: 166–182.
14. Nogueira R, Godoy A, Romero P, Gavino A, Cobos MP. Propiedades psicométricas de la versión española del Obsessive Belief Questionnaire-Children Version (OBQ-CV) en una muestra no clínica. *Psicothema.* 2012; 24: 674-679.
15. Foa EB, Huppert JD, Leiberg S, Langner R, Kichic R, Hajcak G. The Obsessive-compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychol Assessment.* 2002; 14: 485–495.
16. Martínez-González AE, Piqueras JA, Marzo JC. Validation of the Obsessive-Compulsive Inventory Revised (OCI-R) for Spanish adolescent population. *An Psicol Spain.* 2011; 27: 763–773.
17. Piqueras JA, Martínez-González AE, Hidalgo MD, Fullana MA, Mataix D, Rosa AI. Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Revised in a non-clinical sample of late adolescents. *Behav Psychol.* 2009; 17: 561–572.
18. Mataix-Cols D, Frost RO, Pertusa A, Clark LA, Saxena S, Leckman JF, et al. Hoarding disorder: a new diagnosis for DSM-V? *Depress Anxiety.* 2010; 27: 556-572.
19. Jones AM, De Nadai AS, Arnold EB, McGuire JF, Lewin AB, Murphy TK, et al. Psychometric Properties of the Obsessive Compulsive Inventory: Child Version in Children and Adolescents with Obsessive-Compulsive Disorder. *Child Psychiat Hum D.* 2013; 44: 137-151.
20. Rosa-Alcázar AI, Ruiz-García B, Iniesta-Sepúlveda M, López-Pina JA, Parada-Navas JL. Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) in a Spanish community sample of children and adolescents. *Psicothema.* 2014; 26: 174-179.
21. Rodríguez-Jiménez T, Godoy A, Piqueras JA, Gavino A, Martínez-González AE, Foa EB. Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory - Child version (OCI-CV) in general population. *Eur J Psychol Assess.* In press.

22. Lewin AB, Caporino N, Murphy TK, Geffken GR, Storch EA. Understudied clinical dimensions in pediatric obsessive compulsive disorder. *Child Psychiat Hum D.* 2010; 41: 675–691.
23. Rodríguez-Jiménez T, Blasco L, Piqueras JA. Relación entre subtipos de sintomatología obsesivo compulsiva y de perfeccionismo en adolescentes. *Behav Psychol.* 2014; 22: 203-217.
24. Huey S, Polo A. Evidence-based psychosocial treatments for ethnic minority youth. *J Clin Child Adolesc Psychol.* 2008; 37: 262-301.
25. Abramowitz JS, Deacon BJ, Olatunji BO, Wheaton MG, Berman NC, Losardo D, et al. Assessment of obsessive-compulsive symptom dimensions: development and evaluation of the Dimensional Obsessive-Compulsive Scale. *Psychol Assess.* 2010; 22: 180-198.
26. Mataix-Cols D, do Rosario-Campos MC, Leckman JF. A multidimensional model of obsessive-compulsive disorder. *Am J Psychiatry.* 2005; 162: 228-238.
27. Olatunji BO, Williams BJ, Haslam N, Abramowitz JS, Tolin DF. The latent structure of obsessive-compulsive symptoms: A taxometric study. *Depress Anxiety.* 2008; 25: 956-968.
28. Piqueras JA, Rodríguez-Jiménez T, Moreno E, Ortiz AG, Lázaro L, Storch EA. Factor structure, reliability, and validity of the Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI) in children and adolescents. Submitted Manuscript; 2015.
29. Uher R, Heyman I, Mortimore C, Frampton I, Goodman R. Screening young people for obsessive-compulsive disorder. *Br J Psychiatry.* 2007; 191: 353-354.
30. Piqueras JA, Rodríguez-Jiménez T, Ortiz AG, Moreno E, Lázaro L, Godoy A. Validation of the Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) in children and adolescents. *BJPsych Open.* 2015; 1: 21-26.
31. Chorpita BF, Yim L, Moffitt CE, Umemoto LA, Francis SE. Assessment of symptoms of DSM-IV anxiety and depression in children: A Revised Child Anxiety And Depression Scale. *Behav Res Ther.* 2000; 38: 835–855.
32. Sandín B, Valiente RM, Chorot P. RCADS: evaluación de los síntomas de los trastornos de ansiedad y depresión en niños y adolescentes. *Rev Psicop Psic Cl.* 2009; 14: 193-206.

33. Araya R, Fritsch R, Spears M, Rojas G, Martinez V, Barroilhet S, et al. School intervention to improve mental health of students in Santiago, Chile: a randomized clinical trial. *JAMA Pediatrics*. 2013; 167: 1004-1010.
34. Esbjørn BH, Sømhovd MJ, Turnstedt C, Reinholdt-Dunne ML. Assessing the Revised Child Anxiety and Depression Scale (RCADS) in a national sample of Danish youth aged 8–16 years. *PLOS ONE*. 2012; 7: e37339.
35. Dimitrov DM. Comparing groups on latent variables: A structural equation modeling approach. *Work*. 2006; 26: 429-436.
36. Hu L, Bentler PM. Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling*. 1999; 6: 1–55.
37. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Struct Equ Modeling*. 2002; 9: 233–255.
38. McDonald RP. *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ, USA: Lawrence Erlbaum; 1999.
39. Woodhouse B, Jackson PH. Lower bounds to the reliability of the total score on a test composed of non-homogeneous items: II. A search procedure to locate the greatest lower bound. *Psychometrika*. 1977; 42: 579-591.
40. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behav Res Methods*. 2006; 38: 88-91.
41. Schweizer K. On the changing role of Cronbach's α in the evaluation of the quality of a measure. *Eur J Psychol Assess*. 2011; 27: 143–144.
42. Cohen, J. *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum; 1988.
43. Meng XL, Rosenthal R, Rubin DB. Comparing correlated correlations coefficients. *Psychological Bulletin*. 1992; 111: 172–175.
44. R Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria; 2014. Available: <http://www.R-project.org>. Accessed 15 July 2015.

45. Storch EA, Larson MJ, Muroff J, Caporino NE, Geller D, Reid JM, et al. Predictors of functional impairment in pediatric obsessive-compulsive disorder. *J Anxiety Disord.* 2010; 24: 275–283.
46. Nunnally JC, Bernstein IH. *Psychometric theory.* 3rd ed. New York: McGraw Hill; 1994.



Estudio 4



Objetivo 2

Adaptación y validación de la versión en español del “*Children’s Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI)*”



Estudio 5



**Factor structure, reliability, and validity of the Children's Florida Obsessive
Compulsive Inventory C-FOCI**

José A. Piqueras, Tíscar Rodríguez-Jiménez, Ana G. Ortiz, Elena Moreno, Luisa Lázaro y
Eric A. Storch

Manuscrito en proceso de revisión en

Child Psychiatry & Human Development



Factor structure, reliability, and validity of the Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI)

Abstract

The Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI) is a promising self-report measure of obsessive-compulsive symptom presence and severity for children and adolescents. Although initial research showed it to have adequate psychometric properties, only one study with children has been published. Thus, the aim of this report was to examine the psychometric properties of the C-FOCI across clinical and community samples of children and adolescents. The sample consisted of 94 patients with obsessive-compulsive disorder (OCD) and 1,068 healthy community controls, aged 8-19 years. Factor analysis supported two single and independent factors (severity and symptoms), as well as metric invariance across groups for the Symptom Checklist and the Severity Scale. Results also indicated good reliability in terms of internal consistency and temporal stability, significant and high correlations with other OCD measures, and an acceptable sensitivity and specificity to detect OCD. To sum up, the C-FOCI is a brief measure of 22 items for assessing OCD symptoms and severity in children and adolescents.

Keywords: obsessive-compulsive disorder, children, adolescents, assessment, validity, reliability.

Introduction

Obsessive-compulsive disorder (OCD) is characterized by the presence of obsessions and/or compulsions that produce distress and disability [1]. Obsessive-compulsive symptoms often begin during childhood [2]; as many as 2% of youth meet diagnostic criteria for OCD [3], with up to 19% presenting subclinical symptoms [4-6].

Given its incidence and associated deleterious consequences [7], instruments have been developed to assess obsessive-compulsive symptomatology in children and adolescents [8]. International mental health organizations such as the National Institute for Health and Clinical Excellence (NICE) [9] and the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry [3] recommend routine screening of young people at risk, either in general practice or in other settings where they may present for help. Such screening requires short, easy-to-use, sensitive, inexpensive, and widely available measures. Clinical trials, especially those documenting real-world efficacy, likewise require brief, focused measures that can detect changes in core symptomatology.

The existence of well-validated instruments to assess childhood obsessive-compulsive symptoms is critically important for the development and dissemination of effective interventions, as well as for initiatives aimed at early detection and treatment. The classification of Evidence-Based Assessments (EBA) [10] defines the evidence base of a measure according to three levels of empirical support: (1) well-established assessment (reliability and validity have been demonstrated in at least two published studies by two research teams); (2) approaching well-established assessment (reliability and validity have been demonstrated in at least two published studies by one research team; or two research teams published studies offering mixed psychometric results); and (3) promising assessment (reliability and validity have been demonstrated in at least one published study).

To date, the clinician-administered Children's Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale (CY-BOCS; [11]) is considered the gold standard instrument in the assessment of OCD symptom presence and severity, given its demonstrated excellent psychometric properties and treatment sensitivity [12]. However, the clinician-administered format is lengthy and not well suited to community settings. The self-report format [13, 14] is also long for screening purposes outside clinical settings, and certain questions (e.g., resistance) may be difficult for youth to understand.

There are six child-report instruments designed to assess pediatric OCD symptoms and severity that have received empirical support. Among these, the Obsessive Compulsive

Inventory-Child Version (OCI-CV) [15] is a well-established assessment tool that assesses the frequency of and distress associated with obsessive-compulsive symptoms. The other five child-report instruments can be regarded as approaching well-established or promising assessment tools, examples being the Children's Obsessional Compulsive Inventory (CHOCI) [16] and the Short OCD Screener (SOCS) [17, 9]; there is also the Leyton Obsessional Inventory Child-Version (LOI-CV) [18], although its psychometric properties are poor [12]. All of these tools, however, have certain limitations for screening purposes, whether due to their length, their ease of use, or availability, among other characteristics (for further details, see [12]).

Given this situation, the Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory (C-FOCI) [19] was developed. The C-FOCI is a brief, self-report questionnaire that assesses obsessive-compulsive symptom presence and associated severity in a manner that parallels the CY-BOCS. What distinguishes the C-FOCI, however, is that it is easy to comprehend, provides a unitary severity scale, and removes the "resistance against symptoms" item which many patients have difficulty understanding. It was developed to provide a self-report instrument for assessing symptom presence and severity of obsessive-compulsive symptoms that was brief enough for use in clinical and community settings, and which could serve as a screening instrument for community and general clinical populations. Its brief nature allows it to be administered in a variety of settings. A primary difference from other pediatric OCD self-report measures is that the C-FOCI items are divided into two parts: Symptom Checklist and Severity Scale (see [19] for a further description of the C-FOCI development). The Symptom Checklist enquires about the presence of 17 obsessions and compulsions that have been endorsed with relative frequency among youth with OCD. The Severity Scale is a unitary scale of five items that collectively assess the severity of all obsessive-compulsive symptoms without artificially dividing them into obsessions and compulsions. The psychometric properties of the C-FOCI have been validated in one publication involving two samples (clinical and community groups) [19]. Results for the clinical sample ($n = 82$ OCD participants aged 7-20 years) showed that internal consistency was adequate for both the Severity Scale ($\alpha = .79$) and the Symptom Checklist ($KR-20 = .76$). The most frequent symptoms, endorsed by over 50% of the sample, were: contamination concerns; ritualized handwashing, cleaning, or grooming; symmetry and ordering compulsions; and reassurance seeking and confessing. Convergent validity was demonstrated through significant relationships with the CY-BOCS ($r = .50$) and the Child Obsessive-Compulsive Impact Scale-Child and Parent Versions (COIS-C/P; $r = .42-.49$). In addition, C-FOCI symptom dimensions were significantly related to the corresponding CY-BOCS symptom domains ($r = .25-.33$). The

C-FOCI Severity Scale and Symptom Checklist correlated significantly and moderately with several measures of depressive and anxiety symptoms (Multidimensional Anxiety Scale for Children, MASC; Children's Depression Inventory, CDI; and the Internalizing score of the Child Behavior Checklist, CBCL; $r = .40-.48$, and $r = .35-.61$, respectively), although not with the Externalizing score of the Child Behavior Checklist ($r = .11$ and $r = .13$, respectively). Finally, the C-FOCI was sensitive to changes after cognitive-behavioral treatment.

Regarding the community sample ($n = 191$ participants aged 14-18 years old), internal consistency was again adequate for both the Severity Scale ($\alpha = .73$) and Symptom Checklist (KR-20 = .74). The most frequent symptoms were: losing something valuable (68.5%), harm coming to a loved one (52.1%), contamination concerns, and reassurance seeking and confessing (both endorsed by over 40% of the sample).

Despite the strengths of the C-FOCI, several psychometric issues have yet to be addressed, including investigation of its factor structure and the invariance of this structure, test-retest reliability estimations, the lack of other evidence of convergent-divergent validity, and specificity and sensitivity data.

Consequently, the main objective of the present study was for a second research group to extend the validation of the C-FOCI by examining empirically whether it is useful in assessing obsessive-compulsive symptoms across a wide age range in clinical and community samples of children and adolescents. There were seven research questions: (i) What symptoms are frequently endorsed by clinical and community samples?; (ii) Which factor structure best reflects the construct(s) measured by the scale, and do respondents across clinical and community groups attribute the same meaning to the latent constructs under study (metric invariance); (iii) What are the internal consistency and temporal stability of the C-FOCI?; (iv) Is the C-FOCI useful for discriminating between clinical and community groups?; (v) Does the C-FOCI Severity Scale correlate with measures of obsessive-compulsive symptoms and severity, and of anxiety and depressive symptomology?; (vi) Is the C-FOCI a diagnostically accurate measure, in terms of sensitivity and specificity, for detecting pediatric OCD?; and (vii) Is the C-FOCI a good measure for predicting the presence of pediatric OCD?

Method

Participants

The clinical sample consisted of 94 (female = 48) consecutive child and adolescent patients who had a current primary diagnosis of OCD according to DSM-IV-TR criteria [20]. Their mean age was 14.62 years ($SD = 2.65$; range = 8-19 years). All clinical participants were recruited from the Child and Adolescent Psychiatry and Psychology Unit of the Hospital Clinic in Barcelona and the Child and Adolescent Clinical Psychology Unit of the University Miguel Hernández of Elche. Axis I diagnoses were made by trained professionals (a psychologist and a psychiatrist) using the validated Spanish version [21] of the Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime Version (K-SADS-PL) [22], with both parents and the child as informants. Exclusion criteria included presence of a psychotic disorder, autism spectrum disorder, or intelligence quotient (IQ) < 70 . Although all participants had a primary diagnosis of OCD, the presence of other non-primary comorbid Axis I disorders was allowable given the high rates of comorbidity seen in childhood OCD [23]. Fifty-five children (58.5%) did not present any comorbidity; among the remaining 39 (41.5%) participants, 31 (33%) presented with just one comorbid condition, six (6.4%) with two, and two (2.1%) with four associated disorders. Specifically, we found the following rates of associated secondary disorders: generalized anxiety disorder 21.4% ($n = 20$), Tourette's disorder 6.5% ($n = 6$), attention deficit/hyperactivity disorder 6.5% ($n = 6$), social phobia 4.3% ($n = 4$), specific phobia 3.3% ($n = 3$), major depression 3.2% ($n = 3$), and eating disorders 2.2% ($n = 2$). Written informed consent and assent were obtained from parents and children following explanation of the procedures involved.

The community sample consisted of 1,068 students (female = 542) from five schools in the Levante region of eastern Spain. Their mean age was 12.38 years ($SD = 2.69$; range = 8-18 years). All schools participated voluntarily in this study. After obtaining permission from the school principal and the associated educational psychology service, written informed consent and assent were obtained from parents and children following explanation of the procedures involved. No students refused to participate.

Measures

Children’s Florida Obsessive-Compulsive Inventory (C-FOCI). Based on the Florida Obsessive-Compulsive Scale [24], the C-FOCI [19] was developed to assess the presence and severity of obsessive-compulsive symptoms. Its nature and psychometric properties have been reviewed above. The original scale was translated into Spanish using a translation and back-translation procedure [25]. The Spanish version of the C-FOCI was then administered to a pilot sample of children aged 8-10 years, balanced in terms of gender distribution (50/50), so as to ensure that the item content could be understood by young children. This Spanish translation was authorized in 2010 by Eric Storch and Wayne Goodman.

Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV). The Spanish version of the OCI-CV consists of 21 items scored on a 3-point Likert scale (0 = never, 1 = sometimes, 2 = always). Seven scores are derived: Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering, Neutralizing, and a total score. Both the English [15] and Spanish versions [26, 27] of the OCI-CV show excellent psychometric properties.

Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS). The SOCS [17] is a self-report of seven items that assess the presence of common obsessions and compulsions. This instrument showed good internal consistency, test-retest stability, a unidimensional factor structure, and excellent sensitivity to detect OCD among both English [17] and Spanish [28] children and adolescents.

Revised Child Anxiety and Depression Scale (RCADS-30). The RCADS-30 [29] is an abbreviated 30-item version of the RCADS [30], a self-report questionnaire assessing anxiety and depressive symptoms in children and adolescents. Symptoms of the following conditions are evaluated on the RCADS-30: panic disorder, social phobia, separation anxiety disorder, generalized anxiety disorder, OCD, and major depressive disorder. Scale items are scored from 0 to 3, corresponding to “never”, “sometimes”, “often” and “always”. The Spanish version of the RCADS-30 has shown excellent psychometric properties that are equivalent to those of the full version [29].

Children’s Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale (CY-BOCS). The CY-BOCS is a clinician-administered, semi-structured interview for assessing the severity of childhood obsessive-compulsive symptoms [11]. The scale assesses the content of the patient’s obsessions and compulsions. These symptoms are then rated on a 5-point scale covering five areas each for obsessions and compulsions: time spent daily on the symptoms, interference caused by the

symptoms, level of distress, degree of resistance, and control. An individual severity score is derived for both obsessions and compulsions, while the Total Severity score, ranging from 0 to 40, is a sum of all items, with a higher score indicating greater severity.

Procedure

The study was approved by the research and ethics committees of the University Miguel Hernández of Elche and the Hospital Clinic of Barcelona. Trained professionals (a psychologist and a psychiatrist) administered the C-FOCI and the other self-report questionnaires in both the clinical and community samples, as well as the K-SADS-PL and CY-BOCS to the clinical sample alone, at the time of study entry. Patients were contacted four weeks after the first evaluation, at which point the children completed the same questionnaires in person.

Data Analysis

Different sets of analyses were conducted in accordance with the dichotomous (Symptom Checklist) or ordinal (Severity Scale) nature of the variables (not ratio scales). Thus, we selected the most appropriate statistical tests for each set. First, descriptive statistics were computed. We calculated the frequency counts for each of the C-FOCI Symptom Checklist items and the differences between clinical and community groups on Severity Scale items using the Mann-Whitney *U* test. The Probability of Superiority (*PS*) measure [31] was used to estimate the effect size of any differences; *PS* is a non-parametric effect size index, is robust against unequal sample sizes, and provides an alternative to Cohen's *d* when data violate parametric assumptions. Independent t-tests were used to examine gender, age, and comorbid conditions differences in the C-FOCI Symptom Checklist and Severity Scale scores within each sample. Age was divided into two groups consisting of children aged 8-12 and adolescents 13-19 years in the clinical sample, and children 8-12 and adolescents 13-18 years in the community sample.

The next stage involved examining the factor structure and the metric invariance of the C-FOCI across both samples. Following Storch et al. [19], the hypothesis that all items are grouped into two independent factors was tested by confirmatory factor analysis for both the clinical and community samples as a whole. We also tested whether the C-FOCI presents metric invariance. This was done once, not systematically (i.e., we did not begin by checking the configuration invariance; later the invariance of the factor loadings; then the measurement errors,

and finally the intercepts). Across cases, all the restrictions were introduced simultaneously, checking the metric invariance between the compared groups with a single calculation. Polychoric correlation matrices and the diagonally weighted least squares method were used in all cases (LISREL 8.8, DWLS procedure). Lastly, the following were used as goodness of fit indices [32]: RMSEA equal to or less than .08; CFI and NNFI (or TLI) superior to .95; and the Satorra-Bentler chi-square. The CFI was also used to compare the basic model (total sample) with the metric invariance model between the clinical and community samples. According to Cheung and Rensvold [33], the invariance between samples is admissible when the difference of CFIs (ΔCFI) is less than or equal to .01. They also assert that ΔCFI is a better estimator of invariance admissibility than is $\Delta\chi^2$.

In the third stage of the analysis, we provided reliability estimates by examining internal consistency and four-week temporal stability for both samples. Internal consistency was estimated by calculating the Kuder-Richardson-20 (KR-20) for the Symptom Checklist using SPSS v22, while for the Severity Scale it was assessed with standardized alpha using FACTOR 10.3 software. KR-20 is a measure of internal consistency for measures with dichotomous choices, and it is analogous to Cronbach's α . We calculated the intraclass correlation coefficient (*ICC*) to assess the test-retest association over a four-week interval. We then examined known-group validity using the Mann-Whitney *U* test and the Probability of Superiority (PS) measure [31] to estimate the effect size of any differences between the group with OCD and the group without OCD on the Symptom Checklist and the Severity Scale. Next, the concurrent and divergent validity of the C-FOCI was examined on the basis of correlations between the C-FOCI and other empirically validated measures of OCD, specific dimensions of OCD, and related variables such as anxiety or depressive symptoms. For these analyses of convergent-divergent validity we calculated Pearson correlation coefficients, with Cohen's criteria being used as a measure of effect size (ES): small (.10), medium (.30), and large ($\geq .50$) [34, 35].

The diagnostic accuracy of the C-FOCI was then examined using ROC analysis. Specifically, the accuracy of the scales for correct classification of participants with or without OCD was determined by studying the ROC curve. Here we followed the traditional academic point system described by Metz [36] for classifying the accuracy of a diagnostic measure: .90 to 1.00 = excellent, .80 to .90 = good, .70 to .80 = fair, .60 to .70 = poor, less than .60 = fail.

Finally, the predictive validity of the C-FOCI with respect to a K-SADS-PL diagnosis of OCD was tested through binary logistic regression analyses. The outcome variables were the

possible diagnoses according to the K-SADS-PL (i.e., OCD or non-OCD), while the predictor variables were scores on the Symptom Checklist and the Severity Scale.

Results

Descriptive statistics

For the clinical sample the number of symptoms endorsed ranged from 0 to 13 ($M = 6.46$, $SD = 3.50$). The mean score for the Severity Scale was 8.47 ($SD = 5.16$). Boys ($n = 45$; $M = 6.04$, $SD = 3.72$) and girls ($n = 47$; $M = 6.77$, $SD = 3.34$) endorsed a similar number of symptoms on the Symptom Checklist ($t(90) = -0.98$, $p = .33$), and girls showed a similar symptom severity to boys on the Severity Scale ($M = 7.82$, $SD = 4.96$ vs. $M = 9.04$, $SD = 5.41$, respectively; $t(90) = -1.12$, $p = .26$). A similar number of symptoms were reported by children (8-12, $n = 23$) and adolescents (13-19, $n = 67$) on the Symptom Checklist ($M = 5.91$, $SD = 3.72$ vs. $M = 6.55$, $SD = 3.35$, respectively; $t(88) = -0.74$; $p = .46$), and these two groups were also comparable in terms of symptom severity ($M = 7.70$, $SD = 4.79$ vs. $M = 8.75$, $SD = 5.42$; $t(88) = -0.82$, $p = .41$). The Symptom and Severity scales were not differentially scored by children with no comorbid conditions versus those who had one or more comorbid conditions (Symptom Checklist: $M = 6.18$, $SD = 3.64$ vs. $M = 6.85$, $SD = 3.31$; $t(92) = -0.90$, $p = .37$; Severity Scale: $M = 7.85$, $SD = 5.31$ vs. $M = 9.33$, $SD = 4.87$; $t(92) = -1.38$, $p = .17$, respectively).

For the community sample the number of symptoms endorsed ranged from 0 to 17 ($M = 5.95$, $SD = 3.77$). The mean for the Severity Scale was 4.69 ($SD = 3.77$). Boys and girls endorsed a similar number of symptoms on the Symptom Checklist (5.86 versus 6.03), and they showed comparable symptom severity on the Severity Scale (4.65 vs. 4.75; $t(1,064) = -0.44$, $p = .66$ and $t(1,064) = -0.75$, $p = .45$, respectively). A greater number of symptoms were reported on the Symptom Checklist by children (8-12, $n = 554$) than by adolescents (13-18, $n = 514$) ($t(1,066) = 10.97$, $p < .001$; 7.11 ± 3.67 vs. 4.71 ± 3.47). Children reported greater symptom severity than did adolescents on the Severity Scale ($t(1,066) = 2.23$, $p < .05$; 4.94 ± 3.69 vs. 4.43 ± 3.83).

Table 1. Frequencies, means, and standard deviations for C-FOCI items

Item	OCD sample	Community sample		
C-FOCI Symptom Checklist	%	%	χ^2	<i>p</i>
1. Concerns with dirt, germs, chemicals or getting really sick? [Preocupaciones por la suciedad, los microbios, sustancias químicas o por ponerte muy enfermo]	31.9	40.5	2.68	.10
2. Overconcern with keeping objects (clothes, toys, books) in perfect order or arranged exactly? [Preocupación por mantener en perfecto orden u organizar de forma exacta ciertos objetos (ropa, juguetes, libros, etc.)]	43.0	47.0	0.69	.45
3. Frequent images of death or other horrible things? [Ideas o imágenes frecuentes de muerte u otras cosas desagradables]	52.1	32.3	15.15	<.001
4. Fire, someone robbing you or flooding of the house? [Fuego, alguien que te robe, o inundaciones en tu casa]	30.9	37.2	1.49	.26
5. Accidentally hitting a pedestrian with your car or hurting someone? [Golpear o herir accidentalmente a alguien]	22.3	34.0	5.30	<.05
6. Spreading an illness (giving someone AIDS)? [Contagiar una enfermedad (p.ej.: SIDA)]	19.1	26.2	2.26	.14
7. Losing something valuable? [Perder algo valioso]	52.1	68.4	10.29	<.01
8. Harm coming to a loved one because you weren't careful enough? [Llegar a dañar a un ser querido por no ser lo suficientemente cuidadoso]	38.3	45.4	1.77	.20
9. Excessive or ritualized washing, cleaning or grooming? [Lavarte, limpiarte o asearte excesivamente siguiendo una serie de pasos o reglas]	46.2	31.1	8.49	<.01
10. Checking light switches, water faucets, the stove, or door locks? [Comprobar los interruptores de la luz, los grifos, el horno, las cerraduras de las puertas, etc.]	40.4	31.3	3.32	.08
11. Counting, arranging; evening-up behaviors (making sure socks are at same height)? [Contar u organizar las cosas de forma simétrica o perfecta para ti (asegurarte de que los calcetines están a la misma altura)]	29.0	23.7	1.20	.31

Table 1. Frequencies, means, and standard deviations for C-FOCI items. (*continued*)

Item	OCD sample	Community sample	χ^2	<i>p</i>
C-FOCI Symptom Checklist	%	%	χ^2	<i>p</i>
12. Repeating routine actions (in/out of chair, going through doorway, opening/closing things) a certain number of times or until it feels just right? [Repetir una y otra vez la forma de hacer las cosas un número determinado de veces hasta sentir que “ya está bien” (p.ej.: levantarte y sentarte en una silla, pasar por un puerta, abrir/cerrar cosas)]	49.5	26.6	21.15	<.001
13. Needing to touch objects or people? [Necesidad de tocar objetos o personas]	46.2	25.1	18.80	<.001
14. Unnecessary rereading or rewriting? [Volver a leer o a escribir innecesariamente algo]	55.3	34.8	15.65	<.001
15. Examining your body for signs of illness? [Revisar tu cuerpo para ver si hay algún signo de enfermedad]	19.6	29.4	4.45	<.05
16. Avoiding colors (“red” means blood), numbers (“13” is unlucky) or names (those that start with “D” signify death) that are associated with scary events or thoughts? [Evitar colores (el “rojo” representa sangre), números (“13” es mala suerte) o nombres (nombres que empiezan por “M” significan muerte) que están relacionados con ideas o situaciones que provocan miedo]	25.8	12.5	12.40	<.01
17. Needing to “confess” or repeatedly asking for reassurance that you said or did something correctly? [Necesidad de “confesar” o preguntar repetidamente algo para asegurarte de que dijiste o hiciste algo correctamente]	46.8	49.9	0.33	.59

Table 1. Frequencies, means, and standard deviations for C-FOCI items. (*continued*)

C-FOCI Severity Scale	Mean (SD)	Mean (SD)	Mann-Whitney U (Z)	<i>p</i>
1. On average, how much time is occupied by these thoughts or behaviors each day? [Por término medio, ¿Cuánto tiempo te ocuparon estas ideas o formas de actuar cada día?]	1.64 (1.18)	0.97 (0.93)	-5.62	<.001
2. How much do they bother you? [¿Cuánto te molestaron estas cosas (ideas desagradables y formas de actuar)?]	2.14 (1.27)	1.09 (1.11)	-7.67	<.001
3. How hard is it for you to control them? [¿Cuánto te costó controlar estas ideas o formas de actuar?]	2.13 (1.17)	1.16 (1.27)	-7.03	<.001
4. How much do they cause you to avoid doing things, going places or being with people? [¿Cuánto te hicieron evitar (estas ideas o formas de actuar) hacer cosas, ir a lugares o estar con personas?]	1.14 (1.23)	0.69 (0.98)	-3.54	<.001
5. How much do they interfere with school, your social or family life, or your job? [¿Cuánto te afectaron negativamente estas ideas o formas de actuar en la escuela, con los amigos y con tu familia?]	1.46 (1.32)	0.79 (1.01)	-5.06	<.001
C-FOCI Symptom Checklist	6.46 (3.50)	5.95 (3.77)	-1.45	.15
C-FOCI Severity Scale	8.50 (5.13)	4.69 (3.77)	-6.90	<.001

Confirmatory Factor Analysis

As shown in Table 2, goodness of fit indices for the total sample indicated that this model fits the data reasonably well for both the Symptom Checklist and the Severity Scale, and we found metric invariance (configurational, of factor loadings, of measurement errors, and of intercepts) between the clinical and the community group for the Symptom Checklist and the Severity Scale. The RMSEA was below .08, and the CFI and NNFI were above .90 in all cases; Δ CFI was equal to 0.

Table 3 shows the degree of relationship (standardized lambda weights) for each item with respect to the Symptom Checklist and the Severity Scale. All item weights were above .44 for the Symptom Checklist and above .70 for the Severity Scale.

Table 2. Confirmatory factor analysis (total sample: $n = 1,162$) and multi-group confirmatory factor analyses (diagonally weighted least squares; polychoric correlation matrix) for children from a clinical setting ($n = 94$) and children from the community ($n = 1,068$)

Sample / Model	χ^2	<i>df</i>	RMSEA (90% CI)	CFI	NNFI
<i>Metric invariance</i>					
Total sample					
Symptom Checklist	880.96	119	.07 (.07-.08)	.95	.95
Severity Scale	15.80	5	.04 (.02-.07)	1.0	.99
Community–Clinical					
Symptom Checklist	1,199.01	304	.07 (.07-.08)	.95	.95
Severity Scale	24.22*	29	.00 (.00-.06)	1.0	1.0

Notes. χ^2 = Satorra-Bentler's chi squared; *df* = degree of freedom; RMSEA = root mean square error of approximation; CI = confidence interval; CFI = comparative fix index; NNFI = non-normed fit index. * $p = .72$.

Reliability

The internal consistency (KR-20) for the Symptom Checklist was .73 and .79 for the clinical and community samples, respectively. For the Severity Scale the internal consistency (standardized alpha) was .89 and .82 for the clinical and community groups, respectively.

Regarding four-week test-retest reliability, in the clinical sample the two mean scores for the Symptom Checklist were 6.46 ($SD = 3.50$) and 5.56 ($SD = 3.34$), with $ICC = .85$; the corresponding values for the Severity Scale were 8.47 ($SD = 5.16$) and 8.06 ($SD = 4.76$), with $ICC = .90$. In the community sample the two mean scores for the Symptom Checklist were 5.95 ($SD = 3.77$) and 5.70 ($SD = 3.77$), with $ICC = .83$; the corresponding values for the Severity Scale were 4.70 ($SD = 3.77$) and 4.22 ($SD = 3.78$), with $ICC = .74$. Correlations were statistically significant ($p < .01$) in both groups.

Table 3. Item content, item factor loading (lambda). Total sample ($n = 1,162$), community ($n = 1,068$) and clinical ($n = 94$)

Item	Scale name / item content	Lambda
Symptom Checklist		
1.	Concerns with dirt, germs, chemicals or getting really sick? [Preocupaciones por la suciedad, los microbios, sustancias químicas o por ponerte muy enfermo]	.70
2.	Overconcern with keeping objects (clothes, toys, books) in perfect order or arranged exactly? [Preocupación por mantener en perfecto orden u organizar de forma exacta ciertos objetos (ropa, juguetes, libros, etc.)]	.62
3.	Frequent images of death or other horrible things? [Ideas o imágenes frecuentes de muerte u otras cosas desagradables]	.49
4.	Fire, someone robbing you or flooding of the house? [Fuego, alguien que te robe, o inundaciones en tu casa]	.65
5.	Accidentally hitting a pedestrian with your car or hurting someone? [Golpear o herir accidentalmente a alguien]	.59
6.	Spreading an illness (giving someone AIDS)? [Contagiar una enfermedad (p.ej.: SIDA)]	.63
7.	Losing something valuable? [Perder algo valioso]	.44
8.	Harm coming to a loved one because you weren't careful enough? [Llegar a dañar a un ser querido por no ser lo suficientemente cuidadoso]	.51
9.	Excessive or ritualized washing, cleaning or grooming? [Lavarte, limpiarte o asearte excesivamente siguiendo una serie de pasos o reglas]	.59
10.	Checking light switches, water faucets, the stove, or door locks? [Comprobar los interruptores de la luz, los grifos, el horno, las cerraduras de las puertas, etc.]	.49
11.	Counting, arranging; evening-up behaviors (making sure socks are at same height)? [Contar u organizar las cosas de forma simétrica o perfecta para ti (asegurarte de que los calcetines están a la misma altura)]	.55
12.	Repeating routine actions (in/out of chair, going through doorway, opening/closing things) a certain number of times or until it feels just right? [Repetir una y otra vez la forma de hacer las cosas un número determinado de veces hasta sentir que "ya está bien" (p.ej.: levantarte y sentarte en una silla, pasar por un puerta, abrir/cerrar cosas)]	.57
13.	Needing to touch objects or people? [Necesidad de tocar objetos o personas]	.45
14.	Unnecessary rereading or rewriting? [Volver a leer o a escribir innecesariamente algo]	.44
15.	Examining your body for signs of illness? [Revisar tu cuerpo para ver si hay algún signo de enfermedad]	.59

Table 3. Item content, item factor loading (lambda). Total sample ($n = 1,162$), community ($n = 1,068$) and clinical ($n = 94$). (*continued*)

Item	Scale name / item content	Lambda
Symptom Checklist		
16.	Avoiding colors (“red” means blood), numbers (“13” is unlucky) or names (those that start with “D” signify death) that are associated with scary events or thoughts? [Evitar colores (el “rojo” representa sangre), números (“13” es mala suerte) o nombres (nombres que empiezan por “M” significan muerte) que están relacionados con ideas o situaciones que provocan miedo]	.57
17.	Needing to “confess” or repeatedly asking for reassurance that you said or did something correctly? [Necesidad de “confesar” o preguntar repetidamente algo para asegurarte de que dijiste o hiciste algo correctamente]	.62
Severity Scale		
1.	On average, how much time is occupied by these thoughts or behaviors each day? [Por término medio, ¿Cuánto tiempo te ocuparon estas ideas o formas de actuar cada día?]	.79
2.	How much do they bother you? [¿Cuánto te molestaron estas cosas (ideas desagradables y formas de actuar)?]	.90
3.	How hard is it for you to control them? [¿Cuánto te costó controlar estas ideas o formas de actuar?]	.71
4.	How much do they cause you to avoid doing things, going places or being with people? [¿Cuánto te hicieron evitar (estas ideas o formas de actuar) hacer cosas, ir a lugares o estar con personas?]	.74
5.	How much do they interfere with school, your social or family life, or your job? [¿Cuánto te afectaron negativamente estas ideas o formas de actuar en la escuela, con los amigos y con tu familia?]	.83

Known-group validity

Table 1 shows the means and standard deviations of the C-FOCI for the clinical and community samples. On the Symptom Checklist, and in comparison with the community sample, participants from the clinical setting endorsed a significantly higher percentage of items related to obsessions involving images of death or horrible things (3), ritualized handwashing, cleaning, or grooming (9), repetitive routine actions (12 and 14), needing to touch objects or people (13), and avoiding colors or names that are associated with scary events or thoughts (16). By contrast,

the community sample showed a significantly higher percentage of endorsements for items related to being worried about “Accidentally hitting a pedestrian with your car or hurting someone” (5) and “Losing something valuable” (7) or needing to “Examine the body for signs of illness” (15) ($p < .001$). There were no statistically significant differences between the two groups in the total number of Symptom Checklist items endorsed. Regarding the Severity Scale, participants from the clinical setting obtained higher scores than did those from the community sample ($PS = 0.71$; a medium effect size according to Grissom [37]), with this being the case for each item of the severity scale ($PS = 18: 0.66; 19: 0.73; 20: 0.71; 21: 0.60; \text{and } 22: 0.64$).

Convergent and Divergent Validity

In the clinical sample the C-FOCI Symptom Checklist correlated significantly with the CY-BOCS Severity Scale ($r = .27$), and its correlations with the OCI-CV subscales and total score, the SOCS, and the RCADS-30 OCD subscale achieved medium to large effect sizes ($r = .39-.77$). The C-FOCI Severity Scale was significantly related to the CY-BOCS Severity Scale ($r = .40$), and its correlations with the aforementioned OCD-related measures indicated medium to large effects ($r = .38-.72$). The exceptions were the OCI-CV Hoarding, Ordering and Neutralizing subscales, which were weakly related to the C-FOCI Severity Scale ($r = .20-.29$).

In the community sample the Symptom Checklist was correlated with OCI-CV subscales and total score, the SOCS, and the RCADS-30 OCD subscale, showing medium to large effect sizes ($r = .37-.71$). For the Severity Scale, the effect sizes of the correlations with the same measures were between small and medium ($r = .27-.54$).

With regard to related construct measures, such as anxiety and depression symptoms, all correlations for both C-FOCI subscales were significant with small-to-medium effect sizes for the clinical ($r = .25-.62$) and community samples ($r = .27-.52$). The only exception in both groups was the RCADS total score, which showed a large effect size in its correlation with the C-FOCI Symptom Checklist and Severity Scale (see Table 4).

Sensitivity and Specificity of the C-FOCI

The area under the curve (AUC) for the C-FOCI Symptom Checklist was .63 ($SE = .03$, $p < .001$), suggesting a 63% probability that a participant with OCD will score higher on the C-FOCI Symptom Checklist than will a participant without OCD. Table 5 shows the sensitivity and specificity for the set of items. Cut-off scores were selected to provide the best balance between sensitivity and specificity for each measure. Therefore, applying the Youden Index the Symptom Checklist cut-off score of 7 showed a sensitivity of 57% and a specificity of 48%, a Youden Index of .06, and accuracy or informedness (subjects correctly classified) of 51%. Although a score of 6 is less specific (38%) it is more sensitive (69%), so it could be chosen as a good cut-off score to detect OCD.

Table 4. Convergent/divergent validity. Total sample ($n = 1,162$), community ($n = 1,068$) and clinical ($n = 94$)

Measures	SYMPTOM CHECKLIST		SEVERITY SCALE	
	Clinical	Community	Clinical	Community
CY-BOCS Total Severity Score	.27**	-	.40**	-
SOCS	.69**	.57**	.58**	.45**
OCI-CV Checking	.59**	.62**	.43**	.42**
OCI-CV Obsessing	.63**	.52**	.66**	.54**
OCI-CV Hoarding	.39**	.37**	.21**	.27**
OCI-CV Washing	.52**	.53**	.38**	.29**
OCI-CV Ordering	.47**	.42**	.20**	.32**
OCI-CV Neutralizing	.45**	.47**	.29**	.31**
OCI-CV Total Score	.77**	.71**	.55**	.53**
RCADS-30 Separation Anxiety	.38**	.45**	.25**	.27**
RCADS-30 Social Phobia	.42**	.38**	.43**	.37**
RCADS-30 Generalized Anxiety	.62**	.52**	.57**	.43**
RCADS-30 Panic Disorder	.46**	.49**	.44**	.43**
RCADS-30 Obsessive-Compulsive	.69**	.63**	.72**	.47**
RCADS-30 Major Depression	.46**	.39**	.57**	.42**
RCADS-30 Total Score	.69**	.63**	.68**	.53**

Notes. C-FOCI = Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory; CY-BOCS = Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale; SOCS = Short OCD Screener; OCI-CV = Obsessive Compulsive Inventory-Child Version; RCADS-30 = Revised Child Anxiety and Depression Scale. ** $p < .01$.

Table 5. Sensitivity, specificity, Youden Index, and accuracy of the Symptom Checklist. Total sample ($n = 1,162$), community ($n = 1,068$) and clinical ($n = 94$)

Cut-off	Sensitivity	Specificity	Youden Index	Accuracy
1	1.00	-.12	-.12	1.01
2	.98	-.03	-.05	.94
3	.94	.06	.00	.85
4	.90	.16	.07	.76
5	.81	.26	.07	.69
6	.69	.38	.07	.59
7	.57	.48	.06	.51
8	.49	.58	.07	.43
9	.37	.68	.05	.35
10	.30	.77	.07	.28
11	.21	.85	.07	.21
12	.16	.91	.07	.16
13	.14	.95	.09	.13
14	.09	.98	.07	.10
15	.09	1.00	.08	.09
16	.07	1.00	.07	.09
17	.01	1.00	.01	.10

Note. Accuracy (informedness), percentage of children correctly classified.

The AUC of the C-FOCI Severity Scale was $.77$ ($SE = .02$, $p < .001$), suggesting a 77% probability that a youth with OCD will obtain a higher severity score than would a young person without the disorder. Table 6 shows the sensitivity and specificity for the Severity Scale. Cut-off scores were selected to provide the best balance between sensitivity and specificity for each measure. Thus, a Severity Scale cut-off score of 7 showed a sensitivity of 63% and a specificity of 63%, a Youden Index of $.26$, and accuracy or informedness (subjects correctly classified) of 37%. A score of 6 is more sensitive (73%) but less specific (53%).

Table 6. Sensitivity, specificity, Youden Index, and accuracy of the Severity Scale. Total sample ($n = 1,162$), community ($n = 1068$) and clinical ($n = 94$)

Cut-off	Sensitivity	Specificity	Youden Index	Accuracy
1	1.00	-.01	-.01	.91
2	.98	.10	.08	.82
3	.97	.21	.18	.72
4	.89	.33	.22	.62
5	.82	.43	.25	.53
6	.73	.53	.27	.45
7	.63	.63	.26	.37
8	.57	.73	.30	.29
9	.50	.80	.30	.23
10	.45	.86	.31	.18
11	.43	.91	.34	.13
12	.38	.95	.33	.11
13	.29	.97	.25	.10
14	.24	.98	.23	.09
15	.17	.99	.16	.09
16	.14	.99	.13	.09
17	.09	1.00	.08	.09
18	.01	1.00	.01	.10
19	.01	1.00	.01	.10
20	.01	1.00	.01	.10

Note. Accuracy (informedness), percentage of children correctly classified.

Predictive Validity

Regarding the Symptom Checklist, the predictive model accounted for 8.4% (Nagelkerke R^2) of the variance in OCD diagnoses, and resulted in 92% classification accuracy. The Symptom Checklist was related to diagnostic status, Wald (1) = 42.36, $p < .001$, such that higher Symptom Checklist scores were better predictors of OCD diagnoses, OR = 1.55 (95% CI = 1.36-1.78).

With respect to the Severity Scale the predictive model accounted for 13% (Nagelkerke R^2) of the variance in OCD diagnoses, and resulted in 92% classification accuracy. The Severity Scale was related to diagnostic status, Wald (1) = 65.86, $p < .001$, such that higher Severity Scale scores were better predictors of OCD diagnoses, OR = 1.23 (95% CI = 1.17-1.29).

Discussion

We report additional psychometric properties of the C-FOCI in a European Spanish sample. Although preliminary research had supported the psychometric properties of the instrument [19], several issues remained to be addressed, including its factor structure and metric invariance across clinical and community samples, the limited evidence of convergent-divergent validity, test-retest reliability, and sensitivity/specificity data.

Overall, the psychometric results were encouraging. First, the validity analysis confirmed the factor structure of two independent factors previously suggested by Storch et al. [19]. Confirmatory factor analyses showed that the data fit adequately to the bidimensional measurement model. Item factor loadings (λ) for the Severity Scale were, in general, higher than those for the Symptom Checklist. Regarding invariance, the C-FOCI subscales presented the expected metric invariance between the clinical and community samples, with a RMSEA index below .08 and CFI and NNFI values above .90, indicating an acceptable fit [32]. These data indicate that respondents across clinical and community groups attribute the same meaning to the latent constructs under study (metric invariance).

With respect to reliability, internal consistency for the C-FOCI scores was high (.79-.89), except for the Symptom Checklist in the clinical sample, where it was acceptable (.73). These data are consistent with the findings of Storch et al. [19] and support the existence of a single consistent dimension for each subscale. C-FOCI scores also showed adequate temporal stability over four weeks, suggesting that the instrument could be useful for tracking symptom presence and stability.

Findings regarding the incidence of obsessions and compulsions in the community sample indicated that young people without OCD experience “normal” obsessions that are comparable in content to those with OCD, and that what distinguishes people with “normal” obsessions from people with OCD is the severity of obsessions and compulsions (frequency of symptoms, distress, intensity, etc.) [19]. Two types of data support this idea. First, there were no

significant differences between the clinical and community samples in terms of the mean score on the C-FOCI Symptom Checklist. This result could be attributed to the fact that we obtained C-FOCI scores from slightly different samples to those used in the study by Storch et al. [19]: i) our sample had different mean ages and age range; ii) our clinical sample presented fewer comorbid disorders, so was less severe than that recruited by Storch; and iii) our community sample was larger and more heterogeneous. The second type of data is that derived from the item analysis, which showed a similar percentage of positive OCD symptoms among the clinical and community samples. Results regarding prevalence of symptoms in the community sample indicated that more than two-thirds of the sample feared losing something valuable, the same rate as that reported by Storch et al. [19]. Additionally, there were three symptoms that were endorsed by nearly 50% of the community sample: (1) overconcern with order, (2) fear of harm coming to a loved one because the respondent was not careful enough, and (3) reassurance seeking and confessing. Storch et al. [19] also reported rates over 40% for concern with order and reassurance seeking and confessing. There are considerable data that indicate that people without OCD experience “normal” obsessions that are comparable in content to those with OCD [19]. Consistent with our findings, what distinguishes people with “normal” obsessions from a person with OCD is the degree to which symptoms are frequent, distressing, intense, and provoke efforts to resist. Indeed, some authors have reported certain obsessions to be prevalent in the community, asserting that the number of obsessions and compulsions are endorsed by similar—and in some cases greater—percentages of community subjects relative to pediatric OCD patients (e.g., [38]).

Concerning the known-group validity, most symptoms were significantly more frequent in the clinical sample (3, 9, 12, 13, 14, and 16). Specifically, there were seven symptoms that were endorsed by close to or over 50% of the clinical sample. Among obsessions these were (1) obsessions involving images of death or horrible things, and (2) fear of losing something valuable, whereas the compulsions concerned (3) ritualized handwashing, cleaning, or grooming, (4) repetitive routine actions, (5) needing to touch objects or people, (6) unnecessary rereading or rewriting, and (7) reassurance seeking and confessing (Table 1). Of these, only the symptoms of ritualized handwashing, cleaning, or grooming and reassurance seeking and confessing coincided with that reported by Storch et al. [19] in this respect. Thus, these data also provide support for the known-group validity of the C-FOCI Symptom Checklist. Furthermore, with respect to the mean score of the C-FOCI Severity Scale, the mean in our clinical group was higher than the score in our community sample, with a medium effect size, supporting the known-group validity

of this scale [19]. In addition, responses such as “extreme severity” or “severity” across items on the Severity Scale were, on average, more common among the clinical sample than in the community sample, indicating that the OCD sample reported significantly greater severity on each Severity Scale item, a finding that is consistent with Rassin and Muris [38] and Storch et al. [19].

With regard to concurrent validity, the relationships between the C-FOCI scales and three measures with the strongest empirical support, namely the CY-BOCS, OCI-CV and SOCS, support the validity of the C-FOCI. In the clinical sample a stronger positive relationship was found between the C-FOCI Severity Scale and the Total Severity Scale of the CY-BOCS than between the C-FOCI Symptom Checklist and the CY-BOCS. However, there were also moderate associations between the C-FOCI and specific anxiety and depression symptom measures. One explanation for this finding is the symptom overlap between depression, anxiety, and OCD disorders, which other studies have also found [5, 39].

Finally, in order to determine the accuracy of the scales for correct classification of children and adolescents with and without OCD, the present study examined the sensitivity and specificity of the C-FOCI scales using ROC analysis. Results indicated a significant area under the curve for the Symptom Checklist total score, but AUC values of .63 and .77 for the Severity scale. Values between .60 and .70 represent poor discrimination, whereas those between .70 and .80 indicate fair to good discrimination. Thus, the score on the Symptom Checklist did not offer a good cut-off score according to the optimal balance between sensitivity and specificity: the best score would be 7, but this only achieves a sensitivity of 57% and a specificity of 48%; however, a score of 6 could, despite its low specificity (38%), be used to detect children with OCD, due to its greater sensitivity (69%). Concerning the C-FOCI Severity Scale, a score above 7 is recommended because it provides the optimal balance between the percentage of true positives and true negatives in real cases. This cut-off score led to an acceptably moderate percentage of adolescents being incorrectly identified with OCD (specificity = 63%) and a moderate proportion of adolescents being overlooked in terms of heightened OCD symptomatology (sensitivity = 63%). However, given that one of the main purposes of the C-FOCI Severity Scale is to serve as a screening measure for OCD, the best cut-off score is 6, with a sensitivity of 73%, specificity of 53%, and a Youden Index of .27. This C-FOCI score could be useful for screening youth in clinical settings in order to avoid overlooking patients who need further assessment. However, as noted, the potential user of this scale could, depending on the intended purpose of the C-FOCI, choose a higher or lower cut-off score, as appropriate. For

example, a more conservative cut-off score of 11-12 might be justified when using these subscales for research purposes in order to avoid false positives (see Table 6). Our sensitivity/specificity results suggest that the C-FOCI is superior to the LOI-CV but similar to other OCD screening instruments [12, 28, 27, 40]. Furthermore, we consider that the possible existence of some OCD cases in the community sample, which was considered in its entirety as being free of OCD, could explain the modest sensitivity and specificity in our sample.

Regarding the predictive validity of the C-FOCI, the results from the binary logistic regression analyses indicated that C-FOCI subscales were significant predictors of OCD diagnosis (classification accuracy of 92%). This result is consistent with that obtained in the previous study with the C-FOCI [19], which resulted in a screening tool that could accurately classify an OCD diagnosis.

Some limitations of the present study should be noted. First, we did not examine the psychometric properties of C-FOCI with a large clinical sample. Second, the instrument's sensitivity and specificity in differentiating children with and without OCD were examined in a sample of children with the disorder and a non-clinically interviewed community sample. Finally, our study did not test the quality of the ratings (i.e., inter-rater reliability and agreement) made by assessors on the CY-BOCS and the K-SADS-PL clinical interview.

In sum, the C-FOCI is a brief, self-report tool (for further details, see the review by Iniesta-Sepúlveda et al. [12]) and has equivalent psychometric properties with other measures. In terms of the classification of Evidence-Based Assessments [10], which defines three levels of empirical support, the results of this study and those reported by Storch et al. [19] suggest that the C-FOCI should be considered to be approaching a well-established, pediatric OCD-specific assessment instrument, given that at least two published studies by two different research teams would have demonstrated its reliability and validity. Thus, notwithstanding the aforementioned limitations of this study, the C-FOCI is shown to be a valid and useful instrument for the assessment of pediatric obsessive-compulsive symptomatology.

Summary

The C-FOCI is a self-report measure designed to assess the presence and severity of obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents, and it presents good psychometric properties. The results of this study involving community and clinical samples confirm the factor

structure of two independent factors (symptoms and severity), as well as metric invariance across groups for the Symptom Checklist and the Severity Scale. The instrument also achieves good reliability in terms of internal consistency and temporal stability, shows significantly high correlations with other OCD measures, and has acceptable sensitivity and specificity to detect OCD. Overall, the C-FOCI seems to be a valid and useful instrument for assessing the presence and severity of obsessions and compulsions in youth.



References

1. American Psychiatric Association (2013) *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.). American Psychiatric Association, Washington
2. Farrell L, Barrett PM (2006) Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: Cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *Br J Psychol* 97:95–114. doi: 10.1348/000712605X58592
3. Geller DA, March J (2012) Practice parameter for the assessment and treatment of children and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 51:98–113. doi: 10.1016/j.jaac.2011.09.019
4. Alvarenga PG, Cesar RC, Leckman JF, Moriyama TS, Torres AR, Bloch MH, et al (2015) Obsessive-compulsive symptom dimensions in a population-based, cross-sectional sample of school-aged children. *J Psychiatr Res* 62:108–114. doi: 10.1016/j.jpsychires.2015.01.018
5. Canals J, Hernández-Martínez C, Cosi S, Voltas N (2012) The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *J Anxiety Disord* 26:746–752. doi: 10.1016/j.janxdis.2012.06.003
6. Orgilés M, Méndez X, Espada JP, Carballo JL, Piqueras JA (2012) Anxiety disorder symptoms in children and adolescents: differences by age and gender in a community sample. *Rev Psiquiatr y Salud Ment* 5:115–120. doi: 10.1016/j.rpsm.2012.01.005
7. Piacentini J, Peris TS, Bergman RL, Chang S, Jaffer M (2007) Functional impairment in childhood OCD: development and psychometrics properties of the Child Obsessive-Compulsive Impact Scale-Revised (COIS-R). *J Clin Child Adolesc Psychol* 36:645–653. doi: 10.1080/15374410701662790
8. Overduin MK, Furnham A (2012) Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *J Obsessive Compuls Relat Disord* 1:1–13. doi: 10.1016/j.jocrd.2012.08.001
9. Krebs, G heyman I (2014) Obsessive-compulsive disorder in children and adolescents. *Arch Dis Child* 100:495-499 doi: 10.1136/archdischild-2014-306934

10. Cohen LL, La Greca AM, Blount RL, Kazak AE, Holmbeck GN, Lemanek KL (2008) Introduction to special issue: Evidence-based assessment in pediatric psychology. *J Pediatr Psychol* 33:911–915. doi: 10.1093/jpepsy/jsj115
11. Scahill L, Riddle MA, McSwiggin-Hardin M, Ort SI, King RA, Goodman WA, et al (1997) Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: Reliability and validity. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 36:844–852. doi: 10.1097/00004583-199706000-00023
12. Iniesta-Sepúlveda M, Rosa-Alcázar AI, Rosa-Alcázar Á, Storch EA (2013) Evidence-Based Assessment in Children and Adolescents with Obsessive–Compulsive Disorder. *J Child Fam Stud* 23:1455–1470. doi: 10.1007/s10826-013-9801-7
13. Godoy A, Gavino A, Valderrama L, Quintero C, Cobos MP, Casado Y, et al (2011) Factor structure and reliability of the Spanish adaptation of the Children's Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale-Self Report (CY-BOCS-SR). *Psicothema* 23:330–335
14. Storch EA, Murphy TK, Adkins JW, Lewin AB, Geffken GR, Johns NB, et al (2006) The children's Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale: Psychometric properties of child- and parent-report formats. *J Anxiety Disord* 20:1055–1070. doi: 10.1016/j.janxdis.2006.01.006
15. Foa EB, Coles ME, Huppert JD, Pasupuleti RV, Franklin ME, March JS (2010) Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behav Ther* 41:121–132. doi: 10.1016/j.beth.2009.02.001
16. Shafran R, Frampton I, Heyman I, Reynolds M, Teachman B, Rachman S (2003) The preliminary development of a new self-report measure for OCD in young people. *J Adolesc* 26:137–142. doi: 10.1016/S0140-1971(02)00083-0
17. Uher R, Heyman I, Mortimore C, Frampton I, Goodman R (2007) Screening young people for obsessive compulsive disorder. *Br J Psychiatry* 191:353–354. doi: 10.1192/bjp.bp.106.034967
18. Berg CJ, Rapoport JL, Flament M (1986) The Leyton Obsessional Inventory-Child Version. *J Am Acad Child Psychiatry* 25:84–91. doi: 10.1016/S0002-7138(09)60602-6
19. Storch EA, Khanna MS, Merlo LJ, Loew BA, Franklin M, Reid JM et al (2009) Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory: Psychometric properties and

- feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiatry Hum Dev* 40:467–483. doi: 10.1007/s10578-009-0138-9
20. American Psychiatric Association (2000) *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-IV-TR)*. American Psychiatric Association, Washington
 21. Ulloa RE, Ortiz S, Higuera F, Nogales I, Fresán A, Apiquian R, et al (2006) Interrater reliability of the Spanish version of Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime version (K-SADS-PL). *Actas Esp Psiquiatr* 34:36–40. doi: 51110615
 22. Kaufman J, Birmaher B, Brent D, Rao U, Flynn C, Moreci P, et al (1997) Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime Version (K-SADS-PL): initial reliability and validity data. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 36:980–988. doi: 10.1097/00004583-199707000-00021
 23. Geller DA (2006) Obsessive-compulsive and spectrum disorders in children and adolescents. *Psychiatr Clin North Am* 29:353–370. doi: 10.1016/j.psc.2006.02.012
 24. Storch EA, Bagner D, Merlo LJ, Shapira NA, Geffken GR, Murphy TK, et al (2007) Florida Obsessive-Compulsive Inventory: development, reliability, and validity. *J Clin Psychol* 63:851–859. doi: 10.1002/jclp.20382
 25. Hambleton RK, Merenda P, Spielberger C (2005) *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Lawrence Erlbaum Publishers, Hillsdale
 26. Rodríguez-Jiménez T, Godoy A, Piqueras JA, Gavino A, Martínez-González AE, Foa E (2015) Factor structure and measurement invariance of the Obsessive-Compulsive Inventory-Child version (OCI-CV) in general population. *Eur J Psychol Assess* 1–7. doi: 10.1027/1015-5759/a000276
 27. Rodríguez-Jiménez T, Piqueras JA, Lázaro L, Moreno E, Ortiz AG, Godoy A (2015) Metric invariance, reliability, and validity of the Child Version of the Obsessive Compulsive Inventory (OCI-CV) in community and clinical samples. Submitted Manuscript
 28. Piqueras JA, Rodríguez-Jiménez T, Ortiz AG, Moreno E, Lázaro L, Godoy A (2015) Validation of the Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) in children and adolescents. *Br J Psychiatry Open* 1:21–26. doi: 10.1192/bjpo.bp.115.000695

29. Sandín B, Chorot P, Valiente RM, Chorpita BF (2010) Development of a 30-item version of the revised child anxiety and depression scale. *Rev Psicopatología y Psicol Clínica* 15:165–178
30. Chorpita BF, Yim L, Moffitt CE, Umemoto LA, Francis SE (2000) Assessment of symptoms of DSM-IV anxiety and depression in children: A revised child anxiety and depression scale. *Behav Res Ther* 38:835–855
31. Erceg-Hurn DM, Mirosevich VM (2008) Modern robust statistical methods: an easy way to maximize the accuracy and power of your research. *Am Psychol* 63:591–601. doi: 10.1037/0003-066X.63.7.591
32. Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H (2003) Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods Psychol Res Online* 8:23–74
33. Cheung GW, Rensvold RB (2002) Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Struct Equ Model A Multidiscip J* 9:233–255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902
34. Cohen J (1988) *Statistical power analysis for the behavioral science* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale
35. Lipsey M, Wilson D (2001) *Practical Meta-analysis*. Sage, Thousand Oaks
36. Metz CE (1978) Basic principles of ROC analysis. *Semin Nucl Med* 8:283–298. doi: 10.1016/s0001-2998(78)80014-2
37. Grissom RJ (1994) Probability of the superior outcome of one treatment over another. *J Appl Psychol* 79:314–316. doi: 10.1037/0021-9010.79.2.314
38. Rassin E, Muris P (2007) Abnormal and normal obsessions: A reconsideration. *Behav Res Ther* 45:1065–1070. doi: 10.1016/j.brat.2006.05.005
39. Sun J, Li Z, Buys N, Storch EA. (2015) Correlates of comorbid depression, anxiety and helplessness with obsessive–compulsive disorder in Chinese adolescents. *J Affect Disord* 174:31–37. doi: 10.1016/j.jad.2014.11.004
40. Uher R, Heyman I, Turner CM, Shafran R (2008) Self-, parent-report and interview measures of obsessive-compulsive disorder in children and adolescents. *J Anxiety Disord* 22:979–990. doi: 10.1016/j.janxdis.2007.10.001

Objetivo 3

Adaptación y validación de la versión en español del “*Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS)*”



Estudio 6



Validation of the Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) in children and adolescents

José A. Piqueras, Tíscar Rodríguez-Jiménez, Ana G. Ortiz, Elena Moreno, Luisa Lázaro y Antonio Godoy

Artículo publicado en *British Journal of Psychiatry Open*



Referencia:

Piqueras, J. A., Rodríguez-Jiménez, T., Ortiz, A. G., Moreno, E., Lázaro, L. y Godoy, A. (2015). Validation of the Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) in children and adolescents. *British Journal of Psychiatry Open*, 1, 21-26. doi:10.1192/bjpo.bp.115.000695

Validation of the Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) in children and adolescents

Abstract

Background

The Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) is recommended by the National Institute for Health and Clinical Excellence as a suitable and validated screening tool for 11- to 15- years old. Despite its excellent sensitivity and specificity in detecting obsessive-compulsive disorder (OCD), it has limitations.

Aims

To empirically examine whether the SOCS is suitable for assessing OCD symptoms across a wide age range of children and adolescents and to provide new data about its psychometric properties.

Method

Participants were 94 patients with OCD and 880 healthy controls (9–19 years).

Results

The results supported the SOCS' unidimensional factor structure and metric invariance across samples. It showed good reliability in terms of internal consistency and temporal stability. Further, it had significantly high correlations with other OCD measures and an acceptable sensitivity and specificity for detecting OCD.

Conclusions

The SOCS is a brief screening tool suitable for detecting OCD in children and adolescents.

Obsessive-compulsive disorder (OCD) symptoms in children and adolescents are an underestimated and understudied problem. Recently, OCD has become part of a new chapter – entitled “Obsessive Compulsive and Related Disorders” – in the DSM-5.¹ OCD is a mental disorder characterised by the presence of obsessions and/or compulsions that produce intense distress and disability.¹ According to epidemiological studies, OCD often begins in childhood or early adolescence.² Prevalence rates in children and adolescents can reach up to 3% for OCD³ and up to 19% for the subclinical symptoms.³⁻⁵

Therefore, the development and dissemination of effective interventions for OCD are critically important, as is the need for early detection and intervention to improve outcomes. For example, regarding assessment and treatment of OCD, the National Institute for Health and Clinical Excellence (NICE) recommends the routine screening of young people at risk in general practice or other settings where they may present for help.⁶ Such screening requires short, easy-to-use, highly sensitive, reasonable and widely available measures.⁷

Thus, recently, there has been a considerable increase in assessment tools for OCD and obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents.⁸ For example, according to a recent review,⁹ the Children’s Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale (CY-BOCS)¹⁰ is the gold standard in the field of psychiatric clinical assessment, due to its excellent psychometric properties; however, it is a lengthy, clinician-administered, interview-based instrument, making it unsuitable for use in community settings; moreover, its self-report format is too lengthy. Other measures such as the Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV),¹¹ the Children’s Obsessional Compulsive Inventory (CHOCI),¹² the Children’s Florida Obsessive-Compulsive Inventory (C-FOCI),¹³ the Obsessive-Compulsive Subscale (OCS) of the Child Behavior Checklist (CBCL)¹⁴ and the Child Saving Inventory (CSI),¹⁵ are promising self-report measures; however, all of them present some limitations. These limitations concern features such as the tools’ length, ease of use and availability.¹⁶ Furthermore, most researchers assert that evidence-based assessment (EBA) is a first step towards the development of psychopathological studies and assessment of the effectiveness of empirically validating treatments.^{9,16} Specifically, the NICE recommends the Short OCD Screener (SOCS).^{6,7}

Uher *et al*⁷ designed and validated the SOCS to provide a simple screening tool suitable for general practice and community settings. The SOCS is a seven-item self-report tool with a three-point response format (0 [‘no’], 1 [‘a bit’] and 2 [‘a lot’]). The first five items were adapted from the five most discriminant items of the 44-item child version of the Leyton Obsessional Inventory (LOI)¹⁷ and assess common symptoms including Checking, Touching,

Cleanliness/Washing, Repeating and Exactness. Two additional questions assess the associated impairment and resistance. The SOCS score is calculated by summing the scores for all seven items. With a sample of 11- to 15-year-old youth, Uher *et al* found that the tool had good internal consistency, a unidimensional factor structure and excellent sensitivity for detecting OCD in children; furthermore, its specificity was good for children without psychiatric diagnoses but poor for a psychiatric sample. Although Uher *et al*'s study highlights the tool's uses, the SOCS still has limitations concerning certain psychometric properties, such as factorial structure invariance, test-retest reliability, and the lack of evidence of convergent/divergent validity. Furthermore, all psychometric properties must be investigated in a broader age range than from 11–15 years.

Consequently, our main objective was to further validate the SOCS while empirically examining whether it is useful in assessing obsessive-compulsive symptoms across a wide age range of clinical and community samples of children and adolescents.

Method

Participants

The clinical sample comprised 94 consecutive child and adolescent patients (46 males; 48 females) with a current diagnosis of OCD according to the DSM-IV criteria.¹⁸ Their mean age was 14.62 years (s.d. = 2.65; range 9–19). All patients were recruited from the Child and Adolescent Psychiatry and Psychology Unit of Hospital Clínic de Barcelona, and from the Child and Adolescent Psychological Clinical Unit of Universidad Miguel Hernández de Elche. Axis I diagnoses were ascertained using the Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime Version (K-SADS-PL),¹⁹ which has been validated in Spanish.²⁰ The children and their parents were informants. Exclusion criteria were psychiatric comorbidity with a psychotic disorder or autism spectrum disorder, and an IQ of less than 70. Patients could have another comorbid Axis I disorder, but OCD needed to be the primary disorder. Specifically, we found the following rates of associated secondary disorders: generalised anxiety disorder 16%, Tourette's disorder 4.3%, attention-deficit hyperactivity disorder 4.3%, social phobia 2.1% and major depression 2.1%.

Written informed consent was obtained from all participants and families following an explanation of the procedures involved.

The community sample consisted of 880 students (437 males; 443 females) from five schools in Levante, eastern Spain. Their mean age was 13.21 years (s.d. = 2.19; range 10–18). All the schools volunteered for the study. After obtaining permission from the principals and psycho-pedagogical departments of the schools, all students agreed to participate.

Measures

- **SOCS.**⁷ This was translated into Spanish with translation and back translation.²¹ The Spanish version of the SOCS was administered to a pilot sample of 10-years-old to ensure that the item content could be understood by young children. This Spanish translation was authorized in 2009 by Isobel Heyman, an author of the original scale.

- **Ad hoc sociodemographic sheet.** This was designed to collect data on age, gender and geographic area of residence.

- **Spanish version of the OCI-CV.** This comprises 21 items scored on a 3-point Likert scale (0 [‘never’], 1 [‘sometimes’], and 2 [‘always’]). The OCI-CV provides six subscale scores – Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering and Neutralizing – and a total score.¹¹ The psychometric properties of the English¹¹ and Spanish¹⁶ versions have been reported.

- **C-FOCI.**¹³ This was developed from the original version of the FOCI for adults to assess obsessive-compulsive symptoms in 7- to 20-year-old children and adolescents. It consists of 22 items in two subscales: symptom checklist and OCD severity scale. It has shown adequate psychometric properties both for English¹³ and Spanish speaking children and adolescents (further details of the Spanish validation study available from the authors on request).

- **Revised Child Anxiety and Depression Scale (RCADS-30).**²² This is a reduced 30-item version of the RCADS,²³ a self-report for evaluating anxiety and depression in children and adolescents. The scale comprises 30 items and in six subscales for evaluating symptoms of the following conditions: panic disorder, social phobia, separation anxiety disorder, generalised anxiety disorder, OCD and major depressive disorder. The scale ranges from 0 to 3 (corresponding to never, sometimes, often and always, respectively). The scale has shown excellent psychometric properties, equivalent to the full version, with a Spanish population.²²

- **CY-BOCS.** This is a clinician-administered scale involving a semi-structured interview for assessing the severity of obsessive-compulsive symptoms in children.¹⁰ The scale includes a

list of subdomains used to identify the content of the patient's obsessions and compulsions. These symptoms are then rated on a 5-point scale (0 ['no symptoms'] to 4 ['extreme symptoms']) covering five areas: time spent on the symptoms per day, interference caused by symptoms, level of distress, level of resistance and control. Summing these scores for each symptom produces scores for the severity of various obsessions and compulsions. A total severity score (ranging from 0 to 40) can also be obtained, with a higher score indicating greater severity. A total severity score of 16 serves as the cut-off point for an OCD diagnosis.

Procedure

The study was approved by the Research and Ethics Committees of the Universidad Miguel Hernández de Elche and the Hospital Clínic de Barcelona. Experienced psychologists with Master's degree or doctorate in Psychology administered the SOCS and the other self-administered questionnaires to the clinical and community samples at the time of study entry, along with the K-SADS-PL and CY-BOCS exclusively to the clinical sample. They administered the questionnaires four weeks after the first evaluation again. The psychologists gave the participants clear instructions concerning how to indicate their responses and they were reassured that it was not a test and that there were no right or wrong answers, and individual assistance to those students who needed it. In order to prevent the introduction of biases in the collection of information, four different balanced protocols were applied. For it, the questionnaires were randomly ordered in each protocol. The average time of application of the assessment was about 50 minutes and no cases of fatigue were detected.

Data analysis

Six sets of analyses based on the ordinal nature of the variables (in all cases, we used ordinal and not ratio scales) were conducted.

First, we examined the item distribution and frequency as well as the factor structure of the SOCS for the clinical and community samples. Then, based on the results by Uher *et al.*,⁷ the hypothesis that the SOCS has a single-factor structure was tested by confirmatory factor analysis (CFA) performed simultaneously for both the clinical and community samples. We also tested the alternative hypothesis that the SOCS items are independent, and tested whether the SOCS

exhibits metric invariance. Testing metric invariance was conducted once, not systematically (i.e., we did not check the configuration invariance first; instead, we first checked the invariance of the factor loadings, after which we checked the measurement errors followed by the intercepts). Therefore, in all cases, we introduced all the restrictions simultaneously, which enabled us to check the metric invariance between the samples with a single calculation. We used polychoric correlation matrices and the diagonally weighted least squares (DWLS) method in all cases (LISREL 8.8, DWLS procedure). Last, we used the following indices as goodness-of-fit measures:²⁴ the Satorra-Bentler chi-square; a root mean square error of approximation (RMSEA) equal to or less than 0.08; and a confirmatory factor index (CFI), goodness of fit index (GFI) and non-normed fit index (NNFI) (or Tucker-Lewis index) higher than 0.95. The CFI was also used to compare the basic model (total sample) with the metric invariance model in the case of the two samples. According to Cheung and Rensvold,²⁵ the invariance between samples is admissible when the difference between the CFIs (ΔCFI) is less than or equal to 0.01. They also assert that ΔCFI is a better estimator of invariance admissibility than $\Delta\chi^2$, which is the index used by some researchers.

McDonald's omega²⁶ and the greatest lower bound to reliability index (GLB)²⁷ were used to estimate the internal consistency of the SOCS, as they are better estimators of reliability than the Cronbach's alpha is.²⁸ We also administered the SOCS twice after an interval of 4 weeks to examine test-retest reliability.

Discriminative validity was examined using the Mann-Whitney U test and the probability of superiority²⁹ was used to estimate the effect size of the differences between the samples.

We also conducted analyses of convergent/divergent validity by calculating Spearman's rho coefficients. We used Cohen's criteria³⁰ to evaluate the effect sizes of the correlations: small (≤ 0.20) and large (≥ 0.50).^{30,31}

To determine the accuracy of the scales in terms of their ability to correctly classify children and adolescents with or without OCD, we conducted a receiver operating characteristic (ROC) curve analysis, wherein subscales with areas under the curve (AUCs) between 0.70 and 0.80 were considered adequate.

Then, the predictive validity of the SOCS for a K-SADS-PL diagnosis of OCD was calculated by binary logistic regression analyses. The diagnoses according to the K-SADS-PL were the outcome variables (OCD or non-OCD), and the predictor variable was SOCS score.

Results

Item analysis

The means of the items scores for the clinical sample ranged from 0.66 (item 4) to 1.31 (item 1), and the standard deviations ranged from 0.59 (item 7) to 0.80 (item 2). The distribution for almost all the items scores showed skewness indices (-0.57–0.70) and kurtosis indices (-1.33–0.46) near zero. Overall, the average percentage of each response across the items scores was as follows: ‘no’ (26%), ‘a lot’ (34.1%) and ‘a bit’ (39.9%). In the community sample, the means of the items scores ranged from 0.55 (item 6) to 1.05 (item 5), and the standard deviations ranged from 0.63 (item 1) to 0.75 (item 3). For almost all the items scores, skewness (-0.09–0.80) and kurtosis indices (-1.20–0.46) were near zero. Overall, the average percentage of each response across the items scores was as follows: ‘a lot’ (18.4%), ‘no’ (37.8%) and ‘a bit’ (43.8%).

CFA

As can be seen in Table 1, for the total sample (clinical and community), the fit indices indicated that the model fits the data reasonably well, and we found metric invariance between the samples (configurational invariance and invariance of factor loadings, measurement errors and intercepts). The RMSEA was < 0.08 , and the CFI, GFI and NNFI were > 0.90 ; the Δ CFI was 0.01 (0.98–0.97).

Table 2 shows the degree of the relationship (standardised lambda weights) for each item score with a single factor. As is evident, all item weights are above 0.50, except for the weight of item 2 (0.35).

Reliability

The internal consistency (McDonald’s omega and GLB) of the SOCS for both samples is provided in Table 3. The reliability indices for the total score were higher in the clinical sample.

Table 1. Confirmatory factor analysis (total sample: $N = 974$) and multi-group confirmatory factor analyses (diagonally weighted least squares; polychoric correlation matrix) for children from clinical setting ($n = 94$) and children from the community ($n = 880$).

Sample / Model	χ^2	df	RMSEA (CI 90%)	CFI	GFI	NNFI	IFI	RFI
<i>Total sample</i>								
Independent	1969.59	21						
One factor	55.55	14	0.06 (0.04–0.07)	0.98	0.99	0.97	0.98	0.96
Metric invariance								
<i>Clinical–community</i>								
Independent	1779.37	42						
One factor	109.59	55	0.05 (0.03–0.06)	0.97	Clinical: 0.90 Community: 0.99	0.98	0.97	0.95

χ^2 , Satorra-Bentler's chi squared; RMSEA, root mean square error of approximation; CFI, comparative fit index; GFI, good-of-fit index; NNFI, non-normed fit index; IFI, incremental fit index; RFI, relative fit index.

Table 2. Item content, item factor loading (lambda). Total sample ($N = 974$), children from clinical setting ($n = 94$) and children from the community ($n = 880$).

Item	Item content	Lambda
1	Does your mind often make you do things like checking or touching things or counting things, even though you know you don't really have to?	0.50
2	Are you particularly fussy about keeping your hands clean?	0.35
3	Do you ever have to do things over and over a certain number of times before they seem quite right?	0.61
4	Do you ever have trouble finishing your school work or chores because you have to do something over and over again?	0.56
5	Do you worry a lot if you've done something not exactly the way you like?	0.54
6	Do these things interfere with your life?	0.78
7	Do you try to stop them?	0.51

Table 3. Means (s.d.), differences between clinical and community samples and reliability (McDonald's omega and GLB) for the SOCS. Total sample ($N = 974$), children from clinical setting ($n = 94$) and children from the community ($n = 880$).

Sample	Statistic	Total score
Total sample	Omega	0.75
	GLB	0.80
	Mean	5.82
	s.d.	2.92
Clinical sample	Omega	0.79
	GLB	0.88
	Mean	7.56
	s.d.	3.15
Community sample	Omega	0.74
	GLB	0.79
	Mean	5.64
	s.d.	2.83
<i>Mann-Whitney U</i>		27093**
<i>Z</i>		-5.53
<i>PS effect size</i>		0.67

GLB, greatest lower bound to reliability; PS, probability that a randomly sampled score from one population is larger than a randomly sampled score from a second population. ** $p = 0.01$.

Regarding test-retest reliability, the two mean SOCS scores of the clinical sample were 7.56 (s.d. = 3.15) and 6.58 (s.d. = 3.18), with a rho of 0.79. In the community sample, the mean scores were 5.64 (s.d. = 2.83) and 4.61 (s.d. = 2.83), with a rho of 0.63. In both samples, the correlations were statistically significant ($p < 0.01$).

Descriptive statistics of the scales and discriminative validity

Table 3 shows the means and standard deviations of the SOCS for the total sample, for the clinical sample and for the community sample. In general, the students from the clinical sample obtained higher scores on the SOCS than did those from the school sample (probability of superiority 0.67, which is considered a medium effect size according to Grissom³³).

Analysis of convergent/divergent validity

The results indicated that in both samples, SOCS score was significantly and positively correlated with the scores on well-established measures of child OCD (see Table 4). The effect sizes were large in the clinical sample ($r = 0.50-0.80$) and medium to large in the community sample ($r = 0.47-0.72$). The only exception, in both samples, was the OCI-CV's Hoarding scale, which had a moderate correlation with the SOCS. In the clinical sample, the total severity scale of the CY-BOCS showed a moderate association with the SOCS.

With regard to related construct measures such as anxiety and depression symptoms, all the correlations were significant with medium effect sizes ($r = 0.26-0.49$). The only exception in both samples was the total score on the RCADS, which showed a large effect size (see Table 4).

Sensitivity and specificity of the SOCS

The AUC of the SOCS was 0.67 (s.e. = 0.03, $p < 0.01$), suggesting that there is a 67% probability that a child or adolescent with OCD will have a higher score on the SOCS than a non-OCD child/adolescent. Table 5 shows the sensitivity and specificity of the SOCS.

We selected cut-off scores to provide the best balance between sensitivity and specificity for each measure. A SOCS cut-off score of 7 showed a sensitivity of 61% and a specificity of 60%, a Youden Index of 0.21 and an accuracy or informedness (percentage of participants correctly classified) of 40%. However, according to the Youden Index and accuracy percentage, a score of 6 was more sensitive but less specific, making it a possibly more suitable cut-off score for detecting OCD.

Table 4. Convergent/divergent validity of the SOCS. Total sample ($N = 974$), children from clinical setting ($n = 94$) and children from the community ($n = 880$).

Measures	SOCS	
	Clinical	Community
CY-BOCS Total Severity Score	0.38**	-
C-FOCI Symptom Checklist	0.65**	0.61**
C-FOCI Severity Scale	0.57**	0.49**
OCI-CV Checking	0.68**	0.62**
OCI-CV Obsessing	0.53**	0.47**
OCI-CV Hoarding	0.43**	0.43**
OCI-CV Washing	0.53**	0.54**
OCI-CV Ordering	0.50**	0.49**
OCI-CV Neutralizing	0.58**	0.47**
OCI-CV Total Score	0.80**	0.72**
RCADS-30 Separation Anxiety	0.26*	0.36**
RCADS-30 Social Phobia	0.43**	0.40**
RCADS-30 Generalised Anxiety	0.46**	0.43**
RCADS-30 Panic Disorder	0.44**	0.42**
RCADS-30 Obsessive-Compulsive Disorder	0.63**	0.52**
RCADS-30 Major Depression	0.49**	0.41**
RCADS-30 Total Score	0.61**	0.57**

SOCS, Short OCD Screener; OCI-CV, Obsessive Compulsive Inventory-Child Version; RCADS-30, Revised Child Anxiety and Depression Scale; C-FOCI, Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory; CY-BOCS, Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$.

Predictive validity

The predictive model accounted for 8% (Nagelkerke's R^2) of the variance in OCD diagnoses and resulted in a classification accuracy of 90.3%. The SOCS was related to diagnostic status (Wald (1) = 34.66, $p < 0.01$) such that higher SOCS scores were better predictors of OCD diagnoses. The odds ratio was significant, OR = 1.26 (C.I. 95% = 1.17–1.36).

Table 5. Sensitivity, specificity, Youden Index and accuracy of the SOCS. Total sample ($N = 974$), children from clinical setting ($n = 94$) and children from the community ($n = 880$).

Cut-off	Sensitivity	Specificity	PPV	NPV	Youden Index	Accuracy
1	0.98	0.02	0.11	0.90	0.00	0.89
2	0.97	0.08	0.04	0.90	0.05	0.84
3	0.95	0.15	0.04	0.89	0.09	0.78
4	0.90	0.26	0.04	0.89	0.16	0.68
5	0.83	0.37	0.05	0.88	0.20	0.59
6	0.76	0.49	0.05	0.86	0.25	0.49
7	0.61	0.60	0.07	0.86	0.21	0.40
8	0.51	0.73	0.07	0.83	0.24	0.29
9	0.37	0.82	0.08	0.82	0.19	0.22
10	0.30	0.91	0.08	0.74	0.21	0.15
11	0.21	0.96	0.08	0.62	0.18	0.11
12	0.12	0.98	0.09	0.56	0.10	0.10
13	0.04	1.00	0.09	0.50	0.04	0.10
14	0.02	1.00	0.09	0.00	0.02	0.09

PPV, positive predictive value; NPV, negative predictive value; accuracy (informedness), percentage of children correctly classified.

Discussion

The NICE recommends the SOCS as a suitable and validated screening tool for youth between 11 and 15 years. In spite of its excellent sensitivity and specificity in detecting OCD in non-clinical children, the research on SOCS does show some gaps. For example, the invariance of the SOCS' factorial structure is unknown, there is some ambiguity regarding test-retest reliability estimations and there is a lack of evidence concerning its convergent/divergent validity. Moreover, all such properties must be determined for a broader age range than 11- to 15- years-old. Thus, we provided new data about these psychometric properties to determine whether the SOCS is suitable for assessing OCD symptoms across a wider age range of children and adolescents.

Our results supported the factorial validity of the SOCS, confirming the unidimensional structure previously found.⁷ The CFA showed that the data fitted adequately to the unidimensional measurement model, although the factor loadings of item 2 were below 0.40. This small load factor for item 2 may be due to hypothetical understanding problem by the youngest children.

With regard to invariance, the SOCS presented the expected metric invariance between the samples, as indicated by a RMSEA below 0.06 and CFI, GFI and NNFI values over 0.90; these values also indicated acceptable fit according to Schermelleh-Engel *et al.*²⁴ Thus, in both samples, we found the same factor and equivalent factor loadings, measurement errors and intercepts.

With respect to reliability estimation, the internal consistency coefficients of the SOCS were between moderate and high (0.74–0.88), namely, above the recommended value of 0.70 proposed by Nunnally & Bernstein.³³ These data indicate that the scale has a high internal consistency, which supports the existence of a single dimension. The data are consistent with a previous study carried out with the SOCS, which also indicated good internal consistency (Cronbach's alpha 0.85). Our data are also consistent with those concerning other EBA measures for OCD, such as the CY-BOCS, OCI-CV, CHOCl, C-FOCl, OCS and CSI.⁹

The SOCS also showed an adequate temporal stability, as we found positive correlations for both the clinical (0.79) and community (0.63) samples after 4 weeks. According to reliability studies, values between 0.50 and 0.70 indicate moderate reliability, and values between 0.80 and 0.90 indicate good reliability. Other studies on self-report measures for OCD show similar short-term temporal stability.⁹

The mean score of the clinical sample was higher than that of the community sample ($M = 5.64$; $s.d. = 2.83$), with a medium effect size, supporting the discriminative validity of the SOCS. In addition, the mean score for the OCD group was lower than that reported by Uher *et al.*⁷ for an OCD group ($M = 9.7$, $s.d. = 2.2$) but higher than the mean for Uher *et al.*'s healthy group ($M = 3$, $s.d. = 2.3$), mixed community group ($M = 3.3$, $s.d. = 2.5$) and psychiatric control group ($M = 5.8$, $s.d. = 2.8$). Compared to the results of Uher *et al.*,⁷ our results revealed somewhat low levels of obsessive-compulsive symptoms in the clinical sample but high levels in the community sample. This result could be because we obtained SOCS scores from samples with mean ages and an age range higher than was the case in Uher *et al.*⁷ and from a community sample larger than that in Uher *et al.*⁷ Furthermore, we calculated the mean of the community

sample without eliminating the scores of children who could have met the criteria for OCD (because we did not evaluate these criteria in this sample), whereas Uher *et al* eliminated children who met OCD criteria from their community sample. Therefore, in our sample, children with potential OCD were also considered when calculating the mean SOCS score.

Regarding the concurrent validity, the confirmed relationships between the SOCS and the three measures with the highest empirical support—the CY-BOCS, OCI-CV and C-FOCI—as indicated by Iniesta-Sepúlveda *et al*,⁹ also supports the validity of the SOCS. A large positive relationship was found between the SOCS and the total scores on the OCI-CV and the severity scale of the C-FOCI, whereas a moderate association was found between the SOCS and the total severity scale of the CY-BOCS in the clinical sample, following Cohen's effect size criteria.^{30,31} However, there were also moderate associations between the SOCS and specific anxiety and depression symptom measures. One explanation for this finding is the symptom overlap between depression, anxiety and OCD disorders, which other studies have also found.³⁴

Finally, we examined the sensitivity and specificity of the SOCS by using ROC analysis. Overall, the results indicated an AUC of 0.67. Values around 0.70 are considered to represent acceptable discriminatory ability. According to our data, a SOCS score above 7 was initially recommended because it provides an optimal balance between the percentages of true positives and negatives in real cases. This cut-off score led to an acceptably low percentage of children and adolescents incorrectly identified as having OCD (specificity 60%) and an adequate proportion of adolescents being overlooked in terms of heightened OCD symptoms (sensitivity 61%). However, because the main purpose of the SOCS is to serve as a screening measure of OCD, the best cut-off score is 6, with a Youden Index of 0.25. This SOCS score could be advantageous for screening adolescents in clinical settings, as it would preclude the overlooking of adolescents requiring further assessment. However, depending on the intended purpose of the SOCS, administrators could choose a higher or lower cut-off score. For example, a more conservative cut-off score of 8–9 might be justified when using the subscales of the SOCS for research purposes in order to avoid false positives (see Table 5). Our sensitivity/specificity results were lower than those reported by Uher *et al*,⁷ but again, the samples differences could explain this discrepancy. However, our outcomes are similar to findings concerning other OCD screening instruments (i.e. the LOI-CV), which displayed sensitivity values between poor and adequate.⁹ However, this aspect of OCD measures presents limited psychometric evidence according to Iniesta-Sepúlveda *et al*.⁹ Furthermore, although the community sample was

assumed to have no OCD cases, it is possible that this sample contained such cases, which could explain our relatively low sensitivity and specificity.

Regarding the predictive validity of the SOCS, the results of a binary logistic regression analyses indicated that the scale was a significant predictor of OCD diagnosis (classification accuracy of 90.3%). This result is consistent with the findings of Uher *et al*'s study with the SOCS,⁷ which resulted in the development of a screening tool suitable for accurately classifying OCD.

Limitations

Some limitations should be noted. First, our study did not examine the psychometric properties of SOCS with a large clinical sample. Second, the sensitivity and specificity in differentiating children with and without OCD with a sample of children with the disorder and a non-clinically interviewed community-based sample. And third, its convergent and discriminant validity with other self-report measures as well as the relationship of its scores with those from other assessment procedures (e.g., information deriving from parents or teachers).

Use of the SOCS

In conclusion, the SOCS is shorter than other self-report tools (for further details, see the review by Iniesta-Sepúlveda *et al*⁹) and has comparable psychometric properties. Following the classification of EBAs,³⁵ which are based on three levels of empirical support, and according to the results of this and Uher *et al*'s study,⁷ the SOCS can be considered a well-established, or at least a promising, paediatric OCD assessment instrument.

References

- 1 American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (5th ed.). APA, 2013.
- 2 Farrell L, Barrett PM. Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: Cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *Br J Psychol* 2006; **97**: 95–114.
- 3 Canals J, Hernández-Martínez C, Cosi S, Voltas N. The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *J Anxiety Disord* 2012; **26**: 746–52.
- 4 Godoy A, Gavino A, Carrillo F, Cobos MP, Quintero C. Composición factorial de la versión española de la Spence Children Anxiety Scale (SCAS). *Psicothema* 2011; **23**: 289–94.
- 5 Orgilés M, Méndez X, Espada JP, Carballo JL, Piqueras JA. Anxiety disorder symptoms in children and adolescents: differences by age and gender in a community sample. *Rev Psiquiatr y Salud Ment (English Ed)* 2012; **5**: 115–20.
- 6 Krebs G, Heyman I. Obsessive-compulsive disorder in children and adolescents. *Arch. Dis. Child* 2014; **100**: 495-9.
- 7 Uher R, Heyman I, Mortimore C, Frampton I, Goodman R. Screening young people for obsessive compulsive disorder. *Br J Psychiatry* 2007; **191**: 353–4.
- 8 Overduin MK, Furnham A. Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *J Obsessive Compuls Relat Disord* 2012; **1**: 1–13.
- 9 Iniesta-Sepúlveda M, Rosa-Alcázar AI, Rosa-Alcázar Á, Storch EA. Evidence-Based assessment in children and adolescents with obsessive–compulsive disorder. *J Child Fam Stud* 2013; **23**: 1455–70.
- 10 Scahill L, Riddle MA, McSwiggin-Hardin M, Ort SI, King RA, Goodman WK, et al. Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: Reliability and validity. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 1997; **36**: 844–52.
- 11 Foa EB, Coles ME, Huppert JD, Pasupuleti RV, Franklin ME, March JS. Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behav Ther* 2010; **41**: 121–32.

- 12 Shafran R, Frampton I, Heyman I, Reynolds M, Teachman B, Rachman S. The preliminary development of a new self-report measure for OCD in young people. *J Adolesc* 2003; **26**: 137–42.
- 13 Storch EA, Khanna M, Merlo LJ, Loew BA, Franklin M, Reid JM, et al. Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory: Psychometric properties and feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiatry Hum Dev* 2009; **40**: 467–83.
- 14 Achenbach TM. *Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 Profile*. University of Vermont Department of Psychiatry, 1991.
- 15 Storch EA, Muroff J, Lewin AB, Geller D, Ross A, McCarthy K, et al. Development and preliminary psychometric evaluation of the Children's Saving Inventory. *Child Psychiatry Hum Dev* 2011; **42**: 166–82.
- 16 Rodríguez-Jiménez T, Godoy A, Piqueras JA, Gavino A, Martínez-González AE, Foa E. Factor structure and measurement invariance of the Obsessive-Compulsive Inventory - Child version (OCI-CV) in general population. *Eur J Psychol Assess* 2015, in press (doi: 10.1027/1015-5759/a000276).
- 17 Berg CJ, Rapoport JL, Flament M. The Leyton Obsessional Inventory-Child Version. *J Am Acad Child Psychiatry* 1986; **25**: 84–91.
- 18 American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorder (DSM-IV) (4th edn)*. American Psychiatric Association, 1994.
- 19 Kaufman J, Birmaher B, Brent D, Rao U, Flynn C, Moreci P, et al. Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime Version (K-SADS-PL): initial reliability and validity data. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 1997; **36**: 980–8.
- 20 Ulloa RE, Ortiz S, Higuera F, Nogales I, Fresán A, Apiquian R, et al. Interrater reliability of the Spanish version of Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime version (K-SADS-PL). *Actas Esp Psiquiatr* 2006; **34**: 36–40.
- 21 Hambleton RK, Merenda P, Spielberger C (Eds.). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Lawrence Erlbaum Publishers, 2005.

- 22 Sandín B, Chorot P, Valiente RM, Chorpita BF. Development of a 30-item version of the revised child anxiety and depression scale. *Rev Psicopatología y Psicol Clínica* 2010; **15**: 165–78.
- 23 Chorpita BF, Yim L, Moffitt CE, Umemoto LA, Francis SE. Assessment of symptoms of DSM-IV anxiety and depression in children: A revised child anxiety and depression scale. *Behav Res Ther* 2000; **38**: 835–55.
- 24 Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H. Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods Psychol Res Online* 2003; **8**: 23–74.
- 25 Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Struct Equ Model A Multidiscip J* 2002; **9**: 233–55.
- 26 McDonald R. *Test theory: A Unified Treatment*. Lawrence Erlbaum Publishers, 1999.
- 27 Woodhouse B, Jackson PH. Lower bounds for the reliability of the total score on a test composed of non-homogeneous items: II: a search procedure to locate the greatest lower bound. *Psychometrika* 1977; **42**: 579–91.
- 28 Schweizer K. On the changing role of Cronbach's α in the evaluation of the quality of a measure. *Eur J Psychol Assess* 2011; **27**: 143–4.
- 29 Erceg-Hurn DM, Mirosevich VM. Modern robust statistical methods: an easy way to maximize the accuracy and power of your research. *Am Psychol* 2008; **63**: 591–601.
- 30 Cohen J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Science* (2nd edn). Lawrence Erlbaum, 1988.
- 31 Lipsey M, Wilson D. *Practical Meta-analysis*. Sage, 2001.
- 32 Grissom RJ. Probability of the superior outcome of one treatment over another. *J Appl Psychol* 1994; **79**: 314–16.
- 33 Nunnally JC, Bernstein IH. *Psychometric Theory*. McGraw-Hill, 1994.
- 34 Sun J, Li Z, Buys N, Storch EA. Correlates of comorbid depression, anxiety and helplessness with obsessive–compulsive disorder in Chinese adolescents. *J Affect Disord* 2015; **174**: 31–7.

- 35 Cohen LL, La Greca AM, Blount RL, Kazak AE, Holmbeck GN, Lemanek KL. Introduction to special issue: Evidence-based assessment in pediatric psychology. *J Pediatr Psychol* 2008; **33**: 911–5.



Discusión



Discusión

Esta tesis ha pretendido alcanzar tres objetivos mediante seis estudios que se mencionan a continuación.

El primer objetivo consistió en adaptar y validar la versión en español del OCI-CV. Para ello se han llevado a cabo cuatro estudios. En el primero, donde se ha analizado la estructura factorial y la invarianza factorial en una muestra perteneciente a la población comunitaria infantil y adolescente de entre 10 y 17 años, los datos demostraron que el OCI-CV mide las mismas seis dimensiones del TOC; con el mismo grado de error y en la misma escala en estudiantes de diferente procedencia geográfica; en niños y niñas; y en niños y adolescentes. En un segundo estudio, se analizaron nuevos datos sobre la validación del OCI-CV en una muestra comunitaria y clínica infanto-juvenil de habla española entre 10 y 18 años. Los resultados obtenidos muestran que este instrumento se puede considerar válido para evaluar las mismas dimensiones de sintomatología obsesivo-compulsiva en muestras tanto clínicas como no clínicas con esta edad. En el tercer estudio, lo que se pretendió fue examinar empíricamente si el OCI-CV es un instrumento fiable y válido para la evaluación de los síntomas del TOC en una muestra basada en la comunidad de niños y adolescentes chilenos. Según los datos obtenidos, este instrumento resultó ser adecuado para la evaluación de la multidimensionalidad del TOC en población chilena. Además, en un cuarto estudio se analizó la relación de las diferentes dimensiones de sintomatología obsesivo-compulsiva que forman el OCI-CV con las dimensiones del perfeccionismo en población comunitaria adolescente. En este trabajo se comprobó que los adolescentes con mayores puntuaciones en sintomatología TOC presentan mayores niveles de perfeccionismo indistintamente del tipo de perfeccionismo; que las dimensiones de perfeccionismo se asocian con diferentes subtipos de sintomatología TOC de forma diferencial; y que significativamente existe mayor presencia de sintomatología TOC en las mujeres.

El segundo objetivo de la tesis fue adaptar y validar la versión en español del C-FOCI. Este objetivo se estudió mediante un único trabajo (Estudio 5) con una muestra clínica y otra comunitaria de niños y adolescentes con edades comprendidas entre los 8 y los 19 años. Los resultados obtenidos indicaron que el C-FOCI es un instrumento válido y útil para la evaluación de sintomatología obsesivo-compulsiva pediátrica.

El último objetivo de la presente investigación fue adaptar y validar la versión en español del Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS). Para ello se llevó a cabo el Estudio 6, donde, según los resultados de la validación, se pudo comprobar que el SOCS es una breve

herramienta útil para la evaluación de sintomatología obsesivo-compulsiva en un amplio rango de edad de muestras clínicas y comunitarias infanto-juveniles.

A continuación, se discuten los resultados de los estudios pertenecientes a cada uno de los tres objetivos fundamentales que forman esta tesis.

Objetivo 1

El OCI-CV es el autoinforme de referencia para evaluar las dimensiones sintomatológicas del TOC en niños y adolescentes. Debido a la importancia que tiene la difusión de los procedimientos de evaluación basados en la evidencia para evaluar las dimensiones del TOC en niños y adolescentes, así como el que hayan adaptaciones del OCI-CV para que pueda ser utilizado en diferentes idiomas y culturas, tanto en muestras comunitarias como clínicas, en esta tesis se han estudiado las propiedades psicométricas de este instrumento en diferentes muestras.

En primer lugar, el análisis factorial confirmatorio de la versión española del OCI-CV en muestras comunitarias y clínicas, de España y de Chile, indica un ajuste aceptable de los datos con el modelo de seis factores de primer orden y un factor superior, de segundo orden, así como el modelo de seis factores relacionados, anteriormente comprobado por Foa et al. (2010), Jones et al. (2013) y Rosa-Alcázar et al. (2014). Por lo tanto, nuestros datos, además de encontrar las seis dimensiones que informan los estudios anteriores, indican que los seis factores se pueden agrupar en un factor de segundo orden, lo que apoya el uso común de sumar las puntuaciones de las seis subescalas para obtener una puntuación total del OCI-CV.

En segundo lugar, la estructura factorial del OCI-CV ha mostrado ser invariante en función del sexo, la edad, el área geográfica y del tipo de muestra (clínica y no clínica). Esto indica que todas las muestras estudiadas presentan el mismo número de factores, lo que sugiere que el TOC puede ser conceptualizado como un espectro de síndromes coincidentes más que como un trastorno único (Mataix-Cols, Rosario-Campos y Leckman, 2005).

En tercer lugar, con respecto a la media de la puntuación total y las subescalas del OCI-CV, como sucede en estudios previos, los valores obtenidos en las muestras comunitarias (Rosa-Alcázar et al., 2014) son inferiores a los informados en las muestras clínicas (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013).

En cuarto lugar, referente a la estimación de la fiabilidad, los coeficientes de consistencia interna del OCI-CV en la muestra clínica fueron altos como sucede en estudios previos (Foa et

al., 2010; Jones et al., 2013; Storch et al., 2011; Storch et al., 2010), ya que en todos los casos están por encima del valor recomendado de 0,70 propuesto por Nunnally y Bernstein (1994). En las muestras comunitarias pertenecientes a España y Chile, los coeficientes fueron más altos para la puntuación total y la subescala de Obsesiones que para el resto de subescalas, al igual que sucede en los estudios donde se ha utilizado población general (Rosa-Alcázar et al., 2014). De hecho, en nuestros trabajos los valores de consistencia interna más bajos fueron para Acumulación y Neutralización, al igual que los estudios con el OCI-R en adolescentes (Martínez-González, Piqueras, Marzo y Martínez, 2011; Piqueras et al., 2009). Así, respecto a la subescala de Neutralización, estudios previos con población comunitaria (Foa et al., 2002) y población clínica (Huppert et al., 2007; Wu y Watson, 2003) han hallado valores bajos de consistencia interna. En cuanto a la dimensión de Acumulación, cabe mencionar que actualmente en el DSM-5 (APA, 2013) el trastorno por acumulación es considerado un trastorno diferente al TOC, por lo que puede deberse a ello la baja consistencia de esta subescala. No obstante, es compatible la existencia de dicho trastorno con la del dominio dentro de las personas con TOC o sintomatología TOC, como así indican Mataix-Cols et al. (2010).

En quinto lugar, con respecto a la fiabilidad test-retest, en la muestra clínica nuestros resultados muestran coeficientes adecuados como en los informados por Foa et al. (2010). En la muestra comunitaria se han encontrado resultados muy parecidos con estudios previos (Por ejemplo, Rosa-Alcázar et al., 2014).

En sexto lugar, respecto a las correlaciones entre las subescalas y la puntuación total del OCI-CV, nuestros datos son consistentes con los informados por estudios con población clínica (Por ejemplo, Foa et al., 2010). Los patrones de correlaciones interescalas parecen revelar que hay relativamente poco solapamiento en lo que cada subescala pretende reflejar, esto es, en la sintomatología concreta a la que hace referencia cada dominio sintomatológico de TOC, lo cual apoya la idea de que el OCI-CV mide un trastorno compuesto por seis dimensiones (Abramowitz y Deacon, 2006).

En séptimo lugar, en cuanto a la validez convergente-discriminante, cabe decir que tanto en muestras clínicas como comunitarias el OCI-CV correlaciona significativamente con medidas para evaluar el trastorno y la sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes que cuentan con apoyo empírico. Por el contrario, sobre las evidencias de validez discriminante, se encontraron correlaciones entre pequeñas y moderadas con instrumentos que evalúan constructos relacionados, tales como otros síntomas emocionales como ansiedad y depresión, y no relacionados (problemas de conducta, hiperactividad, problemas con los compañeros y conducta

prosocial). Estos resultados fueron similares a los encontrados en estudios previos tanto con muestras clínicas (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013) como comunitaria (Rosa-Alcázar et al., 2014). Una explicación para estas correlaciones moderadas encontradas, es la superposición de síntomas entre el TOC y otros trastornos muy relacionados como la ansiedad y la depresión. Este hallazgo también ha sido encontrado por otros estudios (Canals et al., 2012; Sun, Li, Buys y Storch, 2015).

En octavo lugar, en cuanto a las diferencias de sexo y edad en los síntomas del TOC, nuestro estudio realizado con población comunitaria pone de manifiesto que existen diferencias significativas en función del sexo. Las chicas adolescentes presentaron puntuaciones más altas en las subescalas de Duda/Comprobación, Obsesiones, Acumulación y Neutralización. No obstante, hay una cierta controversia referente a este tema, debido al hecho de que algunos estudios apoyan estas diferencias de sexo (APA, 2013; Martínez-González et al., 2011), mientras que otros no encuentran dichas diferencias (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013; Rosa-Alcázar et al., 2014). Sin embargo, la magnitud de las diferencias en todos los casos son pequeñas. Por tanto, las diferencias de sexo en el TOC es una cuestión todavía abierta al debate y posiblemente atribuible a diferencias culturales y al empleo de metodologías diferentes, entre otras.

En cuanto a las diferencias de edad, los adolescentes muestran puntuaciones más altas que los niños en la muestra comunitaria chilena. Estas diferencias son consistentes con el estudio original (Foa et al., 2010) y con lo señalado por algunos estudios con población clínica, que indican que la edad de inicio del TOC suele ser la adolescencia (APA, 2013; Farrell et al., 2006) o que los síntomas obsesivo-compulsivos parecen tener una mayor incidencia en adolescentes frente a niños y adultos (Farrell et al., 2006). Por el contrario, en población comunitaria existe menos acuerdo, ya que por ejemplo, un estudio reciente ha encontrado que la sintomatología TOC era mayor en los niños que en los adolescentes españoles (Rosa-Alcázar et al., 2014). Por tanto, es otra cuestión donde no existe consenso y las diferencias culturales pueden estar determinando estas discrepancias.

En noveno lugar, se analizó la validez como prueba diagnóstica del OCI-CV. Para ello se calcularon datos de sensibilidad y especificidad de las puntuaciones del OCI-CV mediante análisis de la Curva ROC. Estas propiedades psicométricas no se habían explorado previamente para el OCI-CV, aunque sí en el estudio sobre la validación de la prueba original revisada para adultos (OCI-R, Foa et al., 2002), que siguió el mismo procedimiento. Los resultados obtenidos para la subescala de Obsesiones fueron buenos, ya que en general, los valores de alrededor de 0,70 pueden considerarse representativos del poder discriminante aceptable (Metz, 1978). De

acuerdo con nuestros datos, el punto de corte óptimo para la escala de Obsesiones es 3, en una escala con rango entre 0 y 8. Este punto de corte para la subescala de Obsesiones podría ser utilizado para identificar el TOC en niños y adolescentes, con un 79% de sensibilidad y un 61% de especificidad. Sin embargo, el punto de corte puede variar en función del objetivo. Por ejemplo, si queremos detectar el TOC en una comunidad escolar, será interesante incluir a todos los sujetos con síntomas obsesivo-compulsivos, a pesar de que esto aumente la tasa de falsos positivos. En este caso un punto de corte de 2 es más sensible que el punto de corte 3, siendo éste último más equilibrado. Por otro lado, si deseamos reducir el número de falsos positivos, y por lo tanto aumentar la especificidad, será preferible un punto de corte de 4 o incluso 5. A pesar de que no hay datos previos sobre sensibilidad y especificidad con el OCI-CV, cabe considerar que nuestros resultados son coherentes con lo hallado por Foa et al. (2002) con el OCI-R. Estos autores indicaron que un punto de corte de 4 en la misma escala de Obsesiones (rango 0-12) mostraba una sensibilidad de 74,4% y especificidad de 76,1%.

Por último, se analizó la relación entre las diferentes subescalas del OCI-CV y las dimensiones del perfeccionismo en población comunitaria adolescente. Para ello, inicialmente, se estudió la relación entre la sintomatología TOC general con las dos dimensiones del perfeccionismo. Los resultados mostraron que los adolescentes con más sintomatología TOC reconocen ser más perfeccionistas, mostrando una mayor preocupación perfeccionista tanto orientada socialmente como autorientada. Los datos obtenidos son consistentes con estudios previos (Egan et al., 2011; Wu y Cortesi, 2009; Ye et al., 2008). Estas investigaciones indican que el perfeccionismo es un factor de riesgo para las personas con este trastorno, así como que también se asocia con una mayor gravedad de los síntomas del TOC en niños, adolescentes y adultos. A continuación, se examinó la relación entre las dimensiones de síntomas obsesivo-compulsivos y la puntuación total con los distintos tipos de perfeccionismo. Todas las subescalas del OCI-CV correlacionan significativamente con las dimensiones de perfeccionismo, excepto la subescala de Acumulación que solo lo hace con perfeccionismo socialmente orientado. Las correlaciones más altas se dieron entre las medidas de perfeccionismo y la sintomatología TOC general, seguido de su relación con las dimensiones de Comprobación, Obsesión y Orden. Estos datos son consistentes con el trabajo de Wu y Cortesi (2009), que encontraron que el perfeccionismo desadaptativo (en nuestro estudio corresponde a las puntuaciones totales del CAPS) predecía significativamente las tres dimensiones del TOC evaluadas (Comprobación, Lavado y rituales relacionados con síntomas de Orden y Simetría) y que las relaciones son mayores entre el perfeccionismo y la subescala de Comprobación que entre perfeccionismo y las

otras dimensiones del TOC. Respecto a las asociaciones de cada dimensión del OCI-CV con las dos dimensiones de perfeccionismo, cabe decir que, las dimensiones de Comprobación y Obsesiones se relacionan significativamente con pensamientos perfeccionistas orientados socialmente y autorientados; Orden lo hace también con ambos, pero en mayor medida con perfeccionismo autorientado; Lavado solo se asocia con el perfeccionismo autorientado; Neutralización solo con el perfeccionismo socialmente orientado; y Acumulación con ninguna dimensión. Son datos interesantes pero no existen estudios previos para poder compararlos. Además, nuestros resultados indican que el perfeccionismo fue más frecuente en las chicas y que ser chica es un factor de riesgo para los diferentes síntomas de TOC. Son datos consistentes con estudios previos (Martínez-González et al., 2011; Piqueras et al., 2009).

Objetivo 2

El C-FOCI es una breve medida de autoinforme desarrollada para evaluar la presencia y gravedad (“severity”) de los síntomas obsesivo-compulsivos en el ámbito clínico y comunitario de una manera parecida al CY-BOCS (entrevista específica de TOC considerada “gold estándar”), pero es más fácil de comprender, ofrece una escala de gravedad unitaria y elimina la resistencia a los ítems de la escala de síntomas, ya que muchos pacientes tienen dificultad para entenderlos, lo cual es más común aún cuando se trata de niños más pequeños.

En primer lugar, el análisis factorial realizado para el C-FOCI confirma que los datos se ajustan adecuadamente al modelo de dos factores independientes, lista de síntomas y gravedad, que sugiere el estudio original (Storch et al., 2009). En cuanto a la invarianza, las subescalas del C-FOCI se mostraron invariantes en función del tipo de muestra (clínica y no clínica). Los datos indicaron que los casos evaluados, tanto de la muestra clínica como de la no clínica, atribuyen el mismo significado a los constructos latentes en estudio (invarianza métrica). Este apoyo a la invarianza métrica no puede compararse con otros estudios del C-FOCI, puesto que nuestro estudio es el único que ha explorado esta cuestión.

Con respecto a la fiabilidad, la consistencia interna para las puntuaciones del C-FOCI fueron altas, excepto para la subescala de síntomas que fue aceptable en la muestra clínica. Estos datos son consistentes con Storch et al. (2009), y apoyan la existencia de una sola dimensión coherente para cada subescala. Las puntuaciones del C-FOCI también indicaron una fiabilidad test-retest adecuada, lo que sugiere que este instrumento es útil para el seguimiento de la presencia de síntomas y su gravedad.

Los resultados en cuanto a la incidencia de las obsesiones y las compulsiones en la muestra comunitaria, indicaron que los niños y adolescentes sin TOC con obsesiones “normales” son comparables en contenido con las personas con TOC, y lo que diferencia a las personas con obsesiones “normales” de las personas con TOC es la gravedad de las obsesiones y compulsiones (frecuencia de los síntomas, angustia, intensidad, etc.) (Storch et al., 2009). Hay dos tipos de datos que apoyan esta idea. Por un lado, con respecto a la puntuación media o número promedio de síntomas presentes de la lista de síntomas, no se encontraron diferencias significativas entre la muestra clínica y la comunitaria. Este resultado puede atribuirse a que las muestras utilizadas en nuestro estudio son ligeramente diferentes al estudio llevado a cabo por Storch et al. (2009): nuestra muestra clínica tenía un rango de edad y edad media diferente; los casos clínicos presentan menos trastornos comórbidos, por lo que fueron menos graves que en el estudio de Storch; y nuestra muestra comunitaria era más grande y heterogénea. Por otro lado, el análisis de los ítems mostró, en general, un porcentaje similar de síntomas del TOC en la muestra clínica y comunitaria. Respecto a la prevalencia de síntomas en la muestra comunitaria, los resultados indicaron que más de dos tercios de los sujetos tenían perder algo valioso, al igual que ocurrió en el estudio de Storch et al. (2009). Además, tres síntomas fueron informados por casi el 50% de la muestra comunitaria: preocupación excesiva por el orden, llegar a dañar a un ser querido por no ser lo suficientemente cuidadoso, así como la necesidad de confesar y las preguntas de reaseguración. Diversos estudios indican que las personas sin TOC con obsesiones “normales” son comparables en contenido a las personas con TOC (Storch et al., 2009). De acuerdo con nuestros resultados, lo que diferencia de una persona con obsesiones “normales” de una persona con TOC es la mayor frecuencia, intensidad, malestar y resistencia en contra de los síntomas. De hecho, algunos estudios han informado de que ciertas obsesiones son altamente prevalentes en la comunidad, ya que determinadas obsesiones y compulsiones son reconocidas por un porcentaje similar o mayor de sujetos de la comunidad que entre los niños y adolescentes con TOC (por ejemplo, Rassin y Muris, 2007).

Respecto a la validez de grupos conocidos, la mayoría de los ítems fueron informados con mayor frecuencia por los jóvenes con TOC. Así, siete síntomas fueron informados por el 50% o más de la muestra clínica. Entre las obsesiones, encontramos las siguientes: ideas/imágenes de muerte o cosas horribles y el miedo a perder algo valioso. Entre las compulsiones que encontramos cabe destacar las siguientes: rituales de lavado de manos, la limpieza o el aseo personal; acciones rutinarias repetitivas; necesidad de tocar objetos o personas; volver a leer o a escribir innecesariamente algo; así como las preguntas de

reaseguración y la necesidad de confesar. Estos datos coinciden con el estudio de Storch et al. (2009) donde se informó de que los síntomas más frecuentes eran los rituales en el lavado de las manos, la limpieza o aseo personal, y las preguntas de reaseguración y la necesidad de confesar. Por tanto, este dato proporciona apoyo a la validez de grupos conocidos de la escala de síntomas del C-FOCI. Además, respecto a la puntuación media de la escala de gravedad, la media de la muestra clínica fue más alta que la puntuación en la muestra comunitaria, con un tamaño del efecto medio, apoyando la validez de grupos conocidos de esta escala (Storch et al., 2009). En este mismo sentido, el promedio de respuestas a los ítems “gravedad extrema” o “gravedad” en la escala de gravedad fue mayor para la muestra clínica que para la muestra comunitaria, lo que indica que la muestra con TOC informó significativamente de mayor puntuación en cada ítem de la escala de gravedad, lo que es consistente con Rassin y Muris (2007) y Storch et al. (2009).

En cuanto a la validez convergente, cabe decir que las subescalas del C-FOCI correlacionan significativamente con tres medidas validadas para evaluar el trastorno y la sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes. Sin embargo, sobre las evidencias de validez divergente, se encontraron también correlaciones moderadas con instrumentos que evalúan constructos relacionados, como son la ansiedad y la depresión. Una explicación para este hallazgo es la superposición de síntomas entre la depresión, la ansiedad y el TOC, que también han encontrado otros estudios (Canals et al., 2012; Sun et al., 2015).

Por último, con el fin de determinar la exactitud de las escalas para la correcta clasificación de niños y adolescentes con y sin TOC, se examinó la sensibilidad y especificidad de las escalas del C-FOCI utilizando el análisis de la curva ROC. Los resultados no indicaron un buen punto de corte para la escala de síntomas. Así, de acuerdo con el equilibrio óptimo entre la sensibilidad y la especificidad, el mejor punto de corte sería 7. Un punto de corte de 6 podría ser utilizado para la detección de niños con TOC debido a su mayor sensibilidad, pero presenta una baja especificidad. En cuanto a la escala de gravedad, según nuestros resultados, se recomienda un punto de corte de 7, ya que proporciona el equilibrio óptimo entre el porcentaje de verdaderos positivos y verdaderos negativos en casos reales. Este punto de corte presenta moderada sensibilidad y especificidad. Sin embargo, debido a que uno de los objetivos principales de la escala de gravedad del C-FOCI es el de servir como medida de cribado del TOC, el mejor punto de corte es de 6, con mayor sensibilidad. Esta puntuación del C-FOCI podría ser útil para el cribado en la práctica clínica con el fin de evitar pasar por alto los pacientes que necesitan una evaluación adicional. Sin embargo, como se ha señalado, en función de la finalidad prevista, se puede elegir un punto de corte más alto o más bajo, que podría ser más apropiado para su

propósito. Por ejemplo, un punto de corte más conservador de 11 a 12 podría estar justificado cuando se utilizan estas subescalas para fines de investigación con el objetivo de evitar falsos positivos. Nuestros resultados de sensibilidad y especificidad sugieren que el C-FOCI es mejor que el LOI-CV (Berg et al., 1986) pero similar a otros instrumentos de cribado para el TOC (Iniesta-Sepúlveda, Rosa-Alcázar, Rosa-Alcázar y Storch, 2013; Uher, Heyman, Turner y Shafran, 2008). Por otra parte, consideramos que la posible existencia de algunos casos de TOC en la muestra comunitaria, puede explicar la modesta sensibilidad y especificidad encontrada en nuestra muestra.

En cuanto a la validez predictiva del C-FOCI, los resultados del análisis de regresión logística binaria indicaron que las subescalas del C-FOCI son significativamente predictoras del diagnóstico de TOC (precisión de la clasificación del 92%). Este resultado es consistente con los datos encontrados en el estudio original (Storch et al., 2009), por lo que resulta ser una herramienta de detección adecuada para clasificar con precisión el diagnóstico de TOC.

Objetivo 3

Es importante disponer de instrumentos validados muy breves para detectar la sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes. Por ello, en esta tesis se estudian las propiedades psicométricas del SOCS que está formado por tan solo siete ítems y evalúa la sintomatología general de obsesiones y compulsiones. El estudio se ha llevado a cabo tanto en una muestra clínica como en una comunitaria.

Nuestros resultados apoyan la validez factorial del SOCS, confirmando la estructura unidimensional encontrada en el estudio original (Uher et al., 2007). El análisis factorial confirmatorio muestra que nuestros datos se ajustan adecuadamente al modelo unidimensional.

Con respecto a la invarianza factorial, tal y como esperábamos, el SOCS presenta invarianza métrica entre la muestra clínica y la comunitaria. Los valores obtenidos indican un ajuste aceptable según (Schermelleh-Engel, Moosbrugger y Müller, 2003). Por tanto, en ambas muestras, encontramos el mismo factor y cargas factoriales equivalentes, errores de medida e interceptos.

Con respecto a la estimación de la fiabilidad, los coeficientes de consistencia interna del SOCS son entre moderados y altos, ya que se encuentran por encima del valor recomendado de 0,70 propuesto por (Nunnally y Bernstein, 1994). Los datos indican que la escala tiene una alta

consistencia interna, que apoya la ausencia de errores de medida de las puntuaciones obtenidas con este instrumento. Estos datos son consistentes con el estudio previo llevado a cabo con el SOCS, que también informa de una buena consistencia interna. Nuestros datos también son similares a los hallados con otras medidas de evaluación basadas en la evidencia como el CY-BOCS, OCI-CV, CHOCI, C-FOCI, OCS y CSI (Iniesta-Sepúlveda et al., 2013).

El SOCS también mostró una estabilidad temporal adecuada, ya que encontramos correlaciones positivas y de magnitud entre mediana y grande tanto para la muestra clínica como la comunitaria después de cuatro semanas. Otros estudios sobre medidas de autoinforme para el TOC muestran una estabilidad temporal similar a corto plazo (Iniesta-Sepúlveda et al., 2013).

La puntuación media de la muestra clínica fue superior a la de la muestra comunitaria, con un tamaño del efecto medio, apoyando la validez de grupo conocido del SOCS. Además, la puntuación media para la muestra clínica fue menor que la informada por Uher et al. (2007) para el grupo con TOC, pero superior a la media del grupo sano, del grupo mixto comunitario y del grupo control psiquiátrico. En comparación con los resultados de Uher et al. (2007), nuestros resultados revelaron niveles más bajos de sintomatología obsesivo-compulsiva en la muestra clínica, pero niveles más altos en la muestra comunitaria. Este resultado puede deberse a que hemos obtenido puntuaciones del SOCS en muestras con un rango de edad diferente y una edad media más elevada que Uher et al. (2007). Además, la media de la muestra comunitaria se calculó sin eliminar todos los niños que podrían haber cumplido con los criterios para el TOC (estos criterios no los evaluamos en esta muestra), mientras que en el estudio original sí eliminaron los niños que cumplían con los criterios diagnósticos del TOC de la muestra comunitaria.

En cuanto a la validez convergente, las correlaciones entre el SOCS y tres medidas (CY-BOCS, C-FOCI y OCI-CV) para evaluar el TOC con apoyo empírico, indican una adecuada validez. Las correlaciones entre el SOCS y medidas específicas de ansiedad y depresión fueron moderadas, lo que puede explicar que existe una superposición de síntomas entre la depresión, la ansiedad y el TOC, que ha sido observada también en otros estudios (Canals et al., 2012; Sun et al., 2015).

Por último, se examinó la sensibilidad y especificidad del SOCS mediante el análisis de la curva ROC. En general, los resultados indicaron que esta escala presenta una capacidad discriminatoria aceptable. De acuerdo con nuestros datos, se recomienda inicialmente una puntuación del SOCS por encima de 7, ya que proporciona un equilibrio óptimo entre los

porcentajes de verdaderos positivos y negativos en casos reales. Sin embargo, debido a que la finalidad del SOCS es ser útil como medida de detección del TOC, el mejor punto de corte es el 6. Este punto podría ser útil para el cribado de los niños y adolescentes en el ámbito clínico, con el fin de evitar pasar por alto los pacientes que necesitan una evaluación adicional. Sin embargo, en función del objetivo de emplear el SOCS, los administradores pueden elegir un punto de corte mayor o menor. Por ejemplo, para trabajos de investigación podría estar justificado utilizar un punto de corte de 8 o 9, con el fin de evitar falsos positivos. Nuestros resultados de sensibilidad y especificidad fueron inferiores a los informados por Uher et al. (2007), pero como hemos mencionado anteriormente estas discrepancias pueden ser explicadas por las diferentes muestras. Sin embargo, nuestros resultados son similares a los resultados de otros instrumentos de detección del TOC como el LOI-CV (Berg et al., 1986), que muestra valores de sensibilidad entre pobres y adecuados. Según Iniesta-Sepúlveda et al. (2013) este aspecto de las medidas del TOC presenta evidencia psicométrica limitada. Por otra parte, aunque se supone que la muestra comunitaria no debería incluir casos de TOC, es posible que esta muestra sí presentara dichos casos, lo que podría explicar los valores de sensibilidad y especificidad hallados.

En cuanto a la validez predictiva del SOCS, los resultados del análisis de regresión logística binaria indicaron que esta escala es una variable que predice significativamente el TOC. Este dato es consistente con el estudio original (Uher et al., 2007), donde se concluye que el SOCS es una herramienta de detección adecuada y precisa para clasificar el TOC.

Limitaciones y futuras líneas de investigación

A pesar de los estudios realizados en la presente tesis doctoral y a los resultados obtenidos en los mismos, el trabajo presenta algunas limitaciones y se proponen algunas futuras líneas de investigación.

En primer lugar, el marco teórico en el que se encuadra este trabajo fue la clasificación diagnóstica DSM-IV-TR, ya que el trabajo de campo se realizó entre 2011 y 2014. Esto supone una limitación, puesto que no es la última edición del manual, ya que en 2013 se publicó la quinta edición, suponiendo cambios importantes en la conceptualización del TOC y trastornos relacionados. Sin embargo, dichos cambios se han tenido en cuenta en la discusión de los estudios. Así, por ejemplo, en los estudios se ha mencionado que el OCI-CV incluye una dimensión sintomatológica de Acumulación, mientras que en el DSM-5 se ha reconocido un nuevo trastorno denominado Trastorno por Acumulación, independiente del TOC. De igual

modo se alude a que existe cierto consenso respecto a la conceptualización de la acumulación tanto considerada como una categoría diagnóstica independiente como una dimensión sintomatológica del TOC.

En segundo lugar, aunque en este trabajo se han seguido las principales directrices para la traducción y adaptación de los tests, no se ha realizado un trabajo exhaustivo de adaptación de las pruebas. Por ello, en futuros trabajos se debería profundizar en la traducción/adaptación de estas pruebas prestando mayor atención a la validez de constructo y la adaptación transcultural. Es decir, se pretendería evaluar la relevancia del constructo o constructos medidos por el test en las poblaciones de interés, así como evaluar la influencia de cualquier diferencia cultural o lingüística en las poblaciones de interés que sea relevante para el test a adaptar.

En tercer lugar, la muestra clínica utilizada es relativamente pequeña, por lo que se deberían examinar las propiedades psicométricas de los tres instrumentos en una muestra clínica más amplia. No obstante, cabe indicar que el reclutamiento de la muestra clínica fue costoso, ya que se llevó a cabo durante 3 años. Para ello, se recurrió a clínicas de referencia especializadas en salud mental infanto-juvenil. Además, esta muestra parece presentar algunos problemas, ya que, si bien son pacientes con TOC que reciben atención sanitaria en hospitales y clínicas de alta calidad asistencial, no fue posible controlar, en el momento del reclutamiento, otras variables que pudieran explicar la disparidad en las puntuaciones de estos sujetos, tales como duración del trastorno, tratamiento actual, tratamientos anteriores, entre otras. En futuros trabajos será necesario controlar dichas variables.

En cuarto lugar, con respecto a las muestras comunitarias, no se han empleado entrevistas diagnósticas con los participantes, por lo que no se ha podido examinar si algunos estudiantes presentaban diagnóstico de TOC. En futuros trabajos se debería tener en cuenta para estudiar mejor la precisión diagnóstica de los instrumentos.

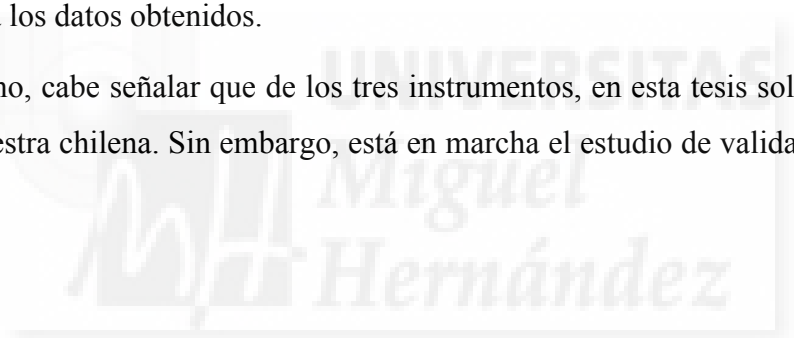
En quinto lugar, otra limitación es el uso exclusivo de medidas de autoinforme en algunos estudios. El autoinforme es una técnica de las más recomendadas para la recogida de datos sobre variables psicológicas internalizantes, pero puede presentar sesgos derivados de la deseabilidad social, falta de conciencia del problema, etc. Además, teniendo en cuenta que la sintomatología TOC suele tener manifestaciones observables (por ejemplo, rituales motores) y se suele incluir a los miembros de la familia en sus propias “manías”, etc., se debería complementar la información hallada con cuestionarios autoinformados con puntuaciones a partir de otros procedimientos de evaluación (por ejemplo, información derivada de los padres, hermanos o

profesores). Sin embargo, como han señalado otros autores, el autoinforme es la mejor fuente de información cuando se evalúan problemas internalizantes, entre estos el TOC (Harold, Fincham, Osborne y Conger, 1997).

En sexto lugar, respecto a las diferencias en función del sexo y la edad de la sintomatología TOC, en el presente trabajo solo se ha estudiado en muestra comunitaria y sería necesario hacerlo de igual manera en muestra clínica. No obstante, la mayoría de estudios indican que los tamaños del efecto de las diferencias son pequeños y que las cuestiones que hacen referencia a la metodología empleada y las diferencias culturales de las muestras suele influir.

En séptimo lugar, referente a la relación de perfeccionismo y sintomatología obsesivo-compulsiva, solo ha sido examinada en adolescentes, por lo que los resultados y conclusiones no son generalizables a otros grupos de edad. Además, el tamaño muestral fue bajo y para futuros trabajos se debería intentar ampliar la muestra controlando en mayor medida las variables que puedan afectar a los datos obtenidos.

Por último, cabe señalar que de los tres instrumentos, en esta tesis solo el OCI-CV se ha validado en muestra chilena. Sin embargo, está en marcha el estudio de validación del C-FOCI y el SOCS.



Conclusiones



Conclusiones

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos en los seis estudios desarrollados en la presente Tesis Doctoral, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- En general, el OCI-CV, el C-FOCI y el SOCS son tres instrumentos que cuentan con apoyo basado en la evidencia científica, por lo que pueden ser utilizados como medidas de detección, identificación y evaluación de niños y adolescentes con problemas de obsesiones o compulsiones; como herramientas de asesoramiento para los niños y adolescentes; para seleccionar las áreas objetivo de tratamiento; y para evaluar el cambio terapéutico en programas de tratamiento o de prevención en una amplia variedad de contextos clínicos, educacionales y de investigación.

- De forma específica, el OCI-CV es un instrumento fiable y válido para evaluar la dimensionalidad sintomatológica del TOC en niños y adolescentes; ya que muestra una multidimensionalidad estable a través de distintas muestras y/o culturas; tiene adecuada consistencia interna y estabilidad temporal; y cuenta con numerosas evidencias de validez.

- El C-FOCI es un instrumento válido y fiable para evaluar la presencia de síntomas y la gravedad del TOC en niños y adolescentes, ya que muestra una estructura bifactorial invariante en función del tipo de muestra utilizada, clínica o comunitaria; adecuada fiabilidad y evidencia empírica de validez.

- El SOCS es una breve medida de autoinforme válida y fiable para la detección del TOC en niños y adolescentes, ya que los resultados de las estimaciones de fiabilidad y el estudio de diversas fuentes de evidencias de validez indican que es una medida que muestra una estructura unidimensional estable en distintas muestras (clínica y comunitaria), que cuenta con estimaciones de fiabilidad apropiadas y múltiples evidencias de validez.

Referencias



Referencias

- Abbruzzese, M., Bellodi, L., Ferri, S. y Scarone, S. (1995). Frontal lobe dysfunction in schizophrenia and obsessive-compulsive disorder: A neuropsychological study. *Brain and Cognition*, 27, 202–212. doi:10.1006/breg.1995.1017
- Abramowitz, J. S. y Deacon, B. J. (2006). Psychometric properties and construct validity of the Obsessive-Compulsive Inventory--Revised: Replication and extension with a clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 20, 1016–1035. doi:10.1016/j.janxdis.2006.03.001
- Achenbach, T. M. (1991). *Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 Profile*. Burlington, VT: University of Vermont Department of Psychiatry.
- Alvarenga, P. G., Cesar, R. C., Leckman, J. F., Moriyama, T. S., Torres, A. R., Bloch, M. H., ... do Rosario, M. C. (2015). Obsessive-compulsive symptom dimensions in a population-based, cross-sectional sample of school-aged children. *Journal of Psychiatric Research*, 62, 108–114. doi:10.1016/j.jpsychires.2015.01.018
- American Psychiatric Association (1952). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-I)*. Washington, DC.: APA.
- American Psychiatric Association (1968). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-II)*. Washington, DC.: APA.
- American Psychiatric Association (1980). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-III)*. Washington, DC.: APA.
- American Psychiatric Association (1987). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-III-R)*. Washington, DC.: APA.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-IV)*. Washington, DC.: APA.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-IV-TR)*. Washington, DC.: APA.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-5)*. Washington, DC.: APA.
- Andrés-Perpiñá, S., Lázaro-García, L., Canalda-Salhi, G. y Bouget-Llucià, T. (2002). Aspectos neuropsicológicos del trastorno obsesivo compulsivo. *Revista Neurología*, 35, 959–963.

- Arnedo, M., Roldán, L. y Morell, J. M. (1996). Aproximación psicobiológica al trastorno obsesivo-compulsivo. *Psicología Conductual*, 4, 307–321.
- Ashby, J. S. y Bruner, L. P. (2005). Multidimensional Perfectionism and Obsessive-Compulsive Behaviors. *Journal of College Counseling*, 8, 31–40. doi:10.1002/j.2161-1882.2005.tb00070.x
- Bados, A. (2015). Trastorno obsesivo compulsivo: naturaleza, evaluación y tratamiento. Recuperado de <http://diposit.ub.edu/dspace/handle/2445/65644>
- Batlle, S., Raheb, C., Bielsa, A., Rafael, A., Tomàs, J. y Bassas, N. (2004). Evaluación psicológica del trastorno obsesivo-compulsivo en niños y adolescentes. En J. Tomàs y M. Casas (Eds.), *Trastorno obsesivo-compulsivo en la infancia y la adolescencia* (pp. 133–159). Barcelona: Laertes.
- Behar, D., Rapoport, J. L., Berg, C. J., Denckla, B., Mann, L., Fedio, P., ... Wolfman, M. G. (1984). Computerized tomography and neuropsychological test measures in adolescents with obsessive-compulsive disorder. *American Journal of Psychiatry*, 141, 363–369. doi:10.1176/ajp.141.3.363
- Belloch, A., Del Valle, G., Morillo, C., Carrió, C. y Cabedo, E. (2009). To seek advice or not to seek advice about the problem: The help-seeking dilemma for obsessive-compulsive disorder. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 44, 257–264. doi:10.1007/s00127-008-0423-0
- Berg, C. J., Rapoport, J. L. y Flament, M. (1986). The Leyton Obsessional Inventory-Child Version. *Journal of the American Academy of Child Psychiatry*, 25, 84–91. doi:10.1016/S0002-7138(09)60602-6
- Berrios, G. (1995). Trastorno obsesivo-compulsivo y enfermedad neurológica. En J. Vallejo y G. Berrios (Eds.), *Estados Obsesivos*. Barcelona: Masson.
- Bobes, J., González, M. P., Bascarán, M. T., Arango, C., Sáiz, P. A. y Bousoño, M. (2001). Quality of life and disability in patients with obsessive-compulsive disorder. *European Psychiatry: The Journal of the Association of European Psychiatrists*, 16, 239–245. doi:10.1016/S0924-9338(01)00571-5
- Botella, C. y Robert, C. (1995). El trastorno obsesivo-compulsivo. En A. Belloch, B. Sandín y F. Ramos (Eds.), *Manual de psicopatología* (vol. 2, pp. 187–223). Madrid: McGraw-Hill.

- Bragado, M. C. (1994). *Terapia de conducta en la infancia: Trastornos de ansiedad*. Madrid: Fundación Universidad-Empresa.
- Bravo, M., Ribera, J., Rubio-Stipec, M., Canino, G., Shrout, P., Ramírez, R., ... Taboas, A. M. (2001). Test-retest reliability of the Spanish version of the Diagnostic Interview Schedule for Children (DISC-IV). *Journal of Abnormal Child Psychology*, 29, 433–444. doi:10.1023/A:1010499520090
- Cabrera, A. R., McNally, J. R. y Savage, C. R. (2001). Missing the forest for the trees? Deficient memory for linguistic gist in obsessive-compulsive disorder. *Psychological Medicine*, 31, 1089–1094. doi:10.1017/S0033291701004354
- Calvocoressi, L., Mazure, C. M., Kasl, S. V., Skolnick, J., Fisk, D., Vegso, S. J., ... Price, L. H. (1999). Family accommodation of obsessive-compulsive symptoms: instrument development and assessment of family behavior. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 187, 636–642. doi:10.1097/00005053-199910000-00008
- Canals, J., Hernández-Martínez, C., Cosi, S. y Domènech, E. (2012). Examination of a cutoff score for the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a non-clinical Spanish population. *Journal of Anxiety Disorders*, 26, 785–791. doi:10.1016/j.janxdis.2012.07.008
- Canals, J., Hernández-Martínez, C., Cosi, S. y Voltas, N. (2012). The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *Journal of Anxiety Disorders*, 26, 746–752. doi:10.1016/j.janxdis.2012.06.003
- Caporino, N. E., Morgan, J., Beckstead, J., Phares, V., Murphy, T. K. y Storch, E. A. (2012). A structural equation analysis of family accommodation in pediatric obsessive-compulsive disorder. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 40, 133–143. doi:10.1007/s10802-011-9549-8
- Castro-Fornieles, J., Gual, P., Lahortiga, F., Gila, A., Casulà, V., Fuhrmann, C., ... Toro, J. (2007). Self-oriented perfectionism in eating disorders. *International Journal of Eating Disorders*, 40, 562–568. doi:10.1002/eat.20393
- Chowdhury, U., Frampton, I. y Heyman, I. (2004). Clinical characteristics of young people referred to an obsessive compulsive disorder clinic in the United Kingdom. *Clinical Child Psychology and Psychiatry*, 9, 395–401. doi:10.1177/1359104504043922

- Coles, M. E., Wolters, L. H., Sochting, I., De Haan, E., Pietrefesa, A. S. y Whiteside, S. P. (2010). Development and initial validation of the Obsessive Belief Questionnaire-Child Version (OBQ-CV). *Depression and Anxiety*, 27, 982–991. doi:10.1002/da.20702
- Coles, M., Hart, A. y Schofield, C. (2012). Initial data characterizing the progression from obsessions and compulsions to full-blown obsessive compulsive disorder. *Cognitive Therapy and Research*, 36, 685–693. doi:10.1007/s10608-011-9404-9
- Cook, L. C. y Kearney, C. A. (2009). Parent and youth perfectionism and internalizing psychopathology. *Personality and Individual Differences*, 46, 325–330. doi:10.1016/j.paid.2008.10.029
- Cox, C. S., Fedio, P. y Rapoport, J. L. (1989). Neuropsychological testing of obsessive-compulsive adolescents. En J. L. Rapoport (Ed.), *Obsessive-Compulsive Disorder in Children and Adolescents*. Washington, DC.: American Psychiatric Press.
- Cruzado, J. A. (1998). Trastorno obsesivo-compulsivo. En M. A. Vallejo (Ed.), *Manual de terapia de conducta* (vol. 1, pp. 363–428). Madrid: Dykinson.
- De Bruijn, C., Beun, S., de Graaf, R., ten Have, M. y Denys, D. (2010). Subthreshold symptoms and obsessive-compulsive disorder: evaluating the diagnostic threshold. *Psychological Medicine*, 40, 989–997. doi:10.1017/S0033291709991012
- Doron, G., Moulding, R., Nedeljkovic, M., Kyrios, M., Mikulincer, M. y Sar-El, D. (2012). Adult attachment insecurities are associated with obsessive compulsive disorder. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 85, 163–178. doi:10.1111/j.2044-8341.2011.02028.x
- Egan, S. J., Wade, T. D. y Shafran, R. (2011). Perfectionism as a transdiagnostic process: A clinical review. *Clinical Psychology Review*, 31, 203–212. doi:10.1016/j.cpr.2010.04.009
- Esquirol, E. (1838). *Des maladies mentales considérées sous les rapports médical, hygiénique et médico-légal*. París: JB Baillière.
- Ezpeleta, L., de La Osa, N., Doménech, J. M., Navarro, J. B. y Losilla, J. M. (1995). Diagnostic Interview for Children and Adolescents - DICA-R: Acuerdo diagnóstico entre niños/adolescentes y sus padres. *Revista de Psiquiatría de la Facultad de Medicina de Barcelona*, 22, 153–163.

- Ezpeleta, L., de La Osa, N., Doménech, J. M., Navarro, J. B. y Losilla, J. M. (1997). Fiabilidad test-retest de la adaptación española de la Diagnostic Interview for Children and Adolescents - DICA-R. *Psicothema*, *9*, 529–539.
- Farrell, L. y Barrett, P. M. (2006). Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: Cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *British Journal of Psychology*, *97*, 95–114. doi:10.1348/000712605X58592
- Farrell, L., Barrett, P. y Piacentini, J. (2006). Obsessive–Compulsive Disorder Across the Developmental Trajectory: Clinical Correlates in Children, Adolescents and Adults. *Behavior Change*, *23*, 103–120. doi:10.1375/bech.23.2.103
- Fineberg, N. A., Hengartner, M. P., Bergbaum, C., Gale, T., Rössler, W. y Angst, J. (2013). Remission of obsessive-compulsive disorders and syndromes; evidence from a prospective community cohort study over 30 years. *International Journal of Psychiatry in Clinical Practice*, 1–9. doi:10.3109/13651501.2013.777744
- Flament, M. F., Whitaker, A., Rapoport, J. L., Davies, M., Berg, C. Z., Kalikow, K., ... Shaffer, D. (1988). Obsessive compulsive disorder in adolescence: an epidemiological study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *27*, 764–771. doi:10.1097/00004583-198811000-00018
- Foa, E. B., Coles, M. E., Huppert, J. D., Pasupuleti, R. V, Franklin, M. E. y March, J. S. (2010). Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behavior Therapy*, *41*, 121–32. doi:10.1016/j.beth.2009.02.001
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R. y Hajcak, G. (2002). The Obsessive-compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment*, *14*, 485–495. doi:10.1037/1040-3590.14.4.485
- Foa, E. B., Kozak, M. J., Salkovskis, P. M., Coles, M. E. y Amir, N. (1998). The validation of a new obsessive-compulsive disorder scale: The obsessive-compulsive inventory. *Psychological Assessment*, *10*, 206–214. doi:10.1037/1040-3590.10.3.206
- Fonseca-Pedrero, E., Paino, M. y Lemos-Giráldez, S. (2008). La diversidad psicopedagógica en el aula: evaluación de problemas emocionales y comportamentales. *Aula Abierta*, *36*, 39–48.

- Freeston, M. H., Rhéaume, J. y Ladouceur, R. (1996). Correcting faulty appraisals of obsessional thoughts. *Behavior Research and Therapy*, *34*, 433–446. doi:10.1016/0005-7967(95)00076-3
- Freud, A. (1965). *Normality and pathology in childhood*. New York: International University Press.
- Fullana, M. A., Mataix-Cols, D., Caspi, A., Harrington, H., Grisham, J. R., Moffitt, T. E. y Poulton, R. (2009). Obsessions and compulsions in the community: Prevalence, interference, help-seeking, developmental stability, and co-occurring psychiatric conditions. *American Journal of Psychiatry*, *166*, 329–336. doi:10.1176/appi.ajp.2008/08071006
- Fullana, M. A., Tortella-Feliu, M., Caseras, X., Andión, O., Torrubia, R. y Mataix-Cols, D. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of the Obsessive-Compulsive Inventory--revised in a non-clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, *19*, 893–903. doi:10.1016/j.janxdis.2004.10.004
- García-Soriano, G., Belloch, A. y Morillo, C. (2008). Sobre la heterogeneidad del trastorno obsesivo-compulsivo: una revisión. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, *13*, 65–84. doi:10.5944/rppc.vol.13.num.2.2008.4051
- Geller, D. A., Doyle, R., Shaw, D., Mullin, B., Coffey, B. J., Petty, C., ... Biederman, J. (2006). A quick and reliable screening measure for OCD in youth: Reliability and validity of the obsessive compulsive scale of the Child Behavior Checklist. *Comprehensive Psychiatry*, *47*, 234–240. doi:10.1016/j.comppsy.2005.08.005
- Godoy, A., Gavino, A., Valderrama, L., Quintero, C., Cobos, M. P., Casado, Y., ... Capafons, J. I. (2011). Estructura factorial y fiabilidad de la adaptación española de la Escala Obsesivo-Compulsiva de Yale-Brown para niños y adolescentes en su versión de autoinforme (CY-BOCS-SR). *Psicothema*, *23*, 330–335.
- Grabe, H. J., Meyer, C., Hapke, U., Rumpf, H. J., Freyberger, H. J., Dilling, H. y John, U. (2000). Prevalence, quality of life and psychosocial function in obsessive-compulsive disorder and subclinical obsessive-compulsive disorder in northern Germany. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, *250*, 262–268. doi:10.1007/s004060070017

- Grisham, J. R., Anderson, T. M., Poulton, R., Moffitt, T. E. y Andrews, G. (2009). Childhood neuropsychological deficits associated with adult obsessive-compulsive disorder. *British Journal of Psychiatry*, *195*, 138–141. doi:10.1192/bjp.bp.108.056812
- Hambleton, R. K. y Fernández, J. M. (1996). Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Papeles del Psicólogo*, *66*, 63-70.
- Harold, G. T., Fincham, F. D., Osborne, L. N. y Conger, R. D. (1997). Mom and dad are at it again: Adolescent perceptions of marital conflict and adolescent psychological distress. *Developmental Psychology*, *33*, 333–350. doi:10.1037/0012-1649.33.2.333
- Hewitt, P. L. y Flett, G. L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, *60*, 456–470. doi:10.1037/0022-3514.60.3.456
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., Besser, A., Sherry, S. B. y McGee, B. (2003). Perfectionism is multidimensional: A reply to Shafran, Cooper and Fairburn (2002). *Behaviour Research and Therapy*, *41*, 1221–1236. doi:10.1016/S0005-7967(03)00021-4
- Heyman, I. (2001). Prevalence of obsessive-compulsive disorder in the British nationwide survey of child mental health. *The British Journal of Psychiatry*, *179*, 324–329. doi:10.1192/bjp.179.4.324
- Hodgson, R. J. y Rachman, S. (1977). Obsessional-compulsive complaints. *Behaviour Research and Therapy*, *15*, 389–395. doi:10.1016/0005-7967(77)90042-0
- Hollander, E., Greenwald, S., Neville, D., Johnson, J., Hornig, C. D. y Weissman, M. M. (1997). Uncomplicated and comorbid obsessive-compulsive disorder in an epidemiologic sample. *Depression and Anxiety*, *4*, 111–119. doi:10.1002/(SICI)1520-6394(1996)4:3<111::AID-DA3>3.0.CO;2-J
- Hudziak, J. J., Althoff, R. R., Stanger, C., van Beijsterveldt, C. E., Nelson, E. C., Hanna, G. L., ... Todd, R. D. (2006). The Obsessive Compulsive Scale of the Child Behavior Checklist predicts obsessive-compulsive disorder: a receiver operating characteristic curve analysis. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, *47*, 160–166. doi:10.1111/j.1469-7610.2005.01465.x
- Huppert, J. D., Walther, M. R., Hajcak, G., Yadin, E., Foa, E. B., Simpson, H. B. y Liebowitz, M. R. (2007). The OCI-R: Validation of the subscales in a clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, *21*, 394–406. doi:10.1016/j.janxdis.2006.05.006

- Iniesta-Sepúlveda, M., Rosa-Alcázar, A. I., Rosa-Alcázar, Á. y Storch, E. A. (2013). Evidence-Based Assessment in Children and Adolescents with Obsessive–Compulsive Disorder. *Journal of Child and Family Studies*, 23, 1455–1470. doi:10.1007/s10826-013-9801-7
- Ivarsson, T. y Larsson, B. (2008). The Obsessive-Compulsive Symptom (OCS) scale of the Child Behavior Checklist: A comparison between Swedish children with Obsessive-Compulsive Disorder from a specialized unit, regular outpatients and a school sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 22, 1172–1179. doi:10.1016/j.janxdis.2007.12.004
- Janet, P. (1903). *Les obsessions et la psychasténie*. París: Félic Alcan.
- Jones, A. M., De Nadai, A. S., Arnold, E. B., McGuire, J. F., Lewin, A. B., Murphy, T. K. y Storch, E. A. (2013). Psychometric properties of the obsessive compulsive inventory: child version in children and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *Child Psychiatry and Human Development*, 44, 137–151. doi:10.1007/s10578-012-0315-0
- Julien, D., O'Connor, K., Aardema, F. y Todorov, C. (2006). The specificity of belief domains in obsessive–compulsive symptom subtypes. *Personality and Individual Differences*, 41, 1205–1216. doi:10.1016/j.paid.2006.04.019
- Kanner, L. (1962). *Child psychiatry* (3rd ed.). Springfield IL: Charles C Thomas.
- Kaufman, J., Birmaher, B., Brent, D., Rao, U., Flynn, C., Moreci, P., ... Ryan, N. (1997). Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime Version (K-SADS-PL): initial reliability and validity data. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 980–988. doi:10.1097/00004583-199707000-00021
- Lázaro, L. (2014). Trastorno obsesivo-compulsivo. En J. Ezpeleta, L. y Toro (Ed.), *Psicopatología del desarrollo* (pp. 227–247). Madrid: Pirámide.
- Lee, H. J. y Kwon, S. M. (2003). Two different types of obsessions: autogenous obsessions and reactive obsessions. *Behavior Research and Therapy*, 41, 11–29. doi:10.1016/S0005-7967(01)00101-2
- Levin, B. y Duchowny, M. (1991). Childhood obsessive-compulsive disorder and cingulate epilepsy. *Biological Psychiatry*, 30, 1049–1055. doi:10.1016/0006-3223(91)90124-5
- Lozano, L. M., García-Cueto, E., Martín, M. y Lozano, L. (2012). Desarrollo y validación del inventario de perfeccionismo infantil (I.P.I.). *Psicothema*, 24, 149–155.

- Márquez-González, M., Romero-Moreno, R., Fernández, T. y Ortega, M. (2015). Guía para la Intervención Psicológica en el Trastorno Obsesivo-Compulsivo. Recuperado de <http://www.uam.es/centros/psicologia/paginas/cpa/paginas/>
- Martínez-González, A. E. y Piqueras, J. A. (2008). Actualización neuropsicológica del trastorno obsesivo-compulsivo. *Revista de Neurología*, 46, 618-625.
- Martínez-González, A. E., Piqueras, J. A., Marzo, J. C. y Martínez, A. E. (2011). Validación del inventario de obsesiones y compulsiones revisado (OCI-R) para su uso en población adolescente española. *Anales de Psicología*, 27, 763-773.
- Mataix-Cols, D., Frost, R. O., Pertusa, A., Clark, L. A., Saxena, S., Leckman, J. F., ... Wilhelm, S. (2010). Hoarding disorder: a new diagnosis for DSM-V? *Depression and Anxiety*, 27, 556-572. doi:10.1002/da.20693
- Mataix-Cols, D., Rosario-Campos, M. C. y Leckman, J. F. (2005). A multidimensional model of Obsessive-Compulsive Disorder. *American Journal of Psychiatry*, 162, 228-238. doi: 10.1176/appi.ajp.162.2.228
- Mathis, M. A., Alvarenga, P. D., Funaro, G., Torresan, R. C., Moraes, I., Torres, A. R., ... Hounie, A. G. (2011). Gender differences in obsessive-compulsive disorder: a literature review. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 33, 390-399. doi:10.1590/S1516-44462011000400014
- Merlo, L. J., Storch, E. A., Murphy, T. K., Goodman, W. K. y Geffken, G. R. (2005). Assessment of pediatric obsessive-compulsive disorder: a critical review of current methodology. *Child Psychiatry and Human Development*, 36, 195-214. doi:10.1007/s10578-005-4079-7
- Metz, C. E. (1978). Basic principles of ROC analysis. *Seminars in Nuclear Medicine*, 8, 283-298. doi:10.1016/s0001-2998(78)80014-2
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25, 151-157. doi:10.7334/psicothema2013.24
- Muñiz, J., Hernández, A. y Ponsoda, V. (2015). Nuevas directrices sobre el uso de los tests: investigación, control de calidad y seguridad. *Papeles del Psicólogo*, 36, 161-173.
- Navarro, J. F. y Puigcerver, A. (1998). Bases biológicas del trastorno obsesivo-compulsivo. *Psicología Conductual*, 6, 79-101.

- Nelson, E. C., Hanna, G. L., Hudziak, J. J., Botteron, K. N., Heath, A. C. y Todd, R. D. (2001). Obsessive-compulsive scale of the child behavior checklist: specificity, sensitivity, and predictive power. *Pediatrics*, *108*. doi:10.1542/peds.108.1.e14
- Nobel, R. J. (2007). *Perfectionism in school-age children experiencing symptoms of depression and anxiety: characterization and relationship to treatment outcomes*. Canadá: Universidad de Toronto.
- Nogueira, R., Godoy, A., Romero, P. y Gavino, A. (2012). Propiedades psicométricas de la versión española del Obsessive Belief Questionnaire-Children Version (OBQ-CV) en una muestra no clínica. *Psicothema*, *24*, 674–679.
- Nunnally J. C. y Bernstein I. H. (1994). *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Otero, S. y Rivas, A. (2007). Adaptación y validación de la escala de acomodación familiar a los síntomas del trastorno obsesivo-compulsivo en una muestra de adolescentes españoles. *Actas Españolas de Psiquiatría*, *35*, 99–104.
- Overduin, M. K. y Furnham, A. (2012). Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders*, *1*, 312–324. doi:10.1016/j.jocrd.2012.08.001
- Pauls, D. L. (2010). The genetics of obsessive-compulsive disorder: a review. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, *12*, 149–163.
- Pena-Garijo, J. y Ruipérez, M. A. (2012). Actualización en Trastorno Obsesivo Compulsivo: de las propuestas categoriales a las dimensiones sintomáticas. *Psiquiatría.com*.
- Peris, T. S., Benazon, N., Langley, A., Roblek, T. y Piacentini, J. (2008). Parental attitudes, beliefs, and responses to childhood obsessive compulsive disorder: The parental attitudes and behaviors scale. *Child & Family Behavior Therapy*, *30*, 199–214. doi:10.1080/07317100802275447
- Pertusa, A., Jaurrieta, N., Real, E., Alonso, P., Bueno, B., Segalàs, C., ... Menchón, J. M. (2010). Spanish adaptation of the Dimensional Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale. *Comprehensive Psychiatry*, *51*, 641–648. doi:10.1016/j.comppsy.2010.02.011
- Piacentini, J. y Bergman, R. L. (2000). Obsessive-compulsive disorder in children. *The Psychiatric Clinics of North America*, *23*, 519–533. doi:10.1016/S0193-953X(05)70178-7

- Piacentini, J., Bergman, R. L., Keller, M. y McCracken, J. (2003). Functional impairment in children and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *Journal of Child and Adolescent Psychopharmacology*, 13 Suppl 1, S61–S69. doi:10.1089/104454603322126359
- Piqueras, J. A., Martínez, A. E., Hidalgo, M. D., Fullana, M. A., Mataix, D. y Rosa-Alcázar, A. I. (2009). Propiedades psicométricas del “Inventario Obsesivo Compulsivo-Revisado” en una muestra no clínica de adolescentes mayores. *Psicología Conductual*, 17, 561–572.
- Polman, A. (2010). *Dysfunctional beliefs in the understanding and treatment of obsessive compulsive disorder*. Groningen: University Library Groningen.
- Pujol, J., Soriano-Mas, C., Alonso, P., Cardoner, N., Menchón, J. M., Deus, J. y Vallejo, J. (2004). Mapping structural brain alterations in obsessive-compulsive disorder. *Archives of General Psychiatry*, 61, 720–730. doi:10.1001/archpsyc.61.7.720
- Rapoport, J. L. (1991). Recent advances in obsessive-compulsive disorder. *Neuropsychopharmacology*, 5, 1–10.
- Rassin, E. y Muris, P. (2007). Abnormal and normal obsessions: A reconsideration. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 1065–1070. doi:10.1016/j.brat.2006.05.005
- Rector, N. A., Cassin, S. E., Richter, M. A. y Burroughs, E. (2009). Obsessive beliefs in first-degree relatives of patients with OCD: A test of the cognitive vulnerability model. *Journal of Anxiety Disorders*, 23, 145–149. doi:10.1016/j.janxdis.2008.06.001
- Reich, W. (2000). Diagnostic interview for children and adolescents (DICA). *Journal of American Academic Child and Adolescent Psychiatry*, 39, 59–66. doi:10.1097/00004583-200001000-00017
- Reich, W., Shayka, J. J. y Taibleson, C. H. (1991). *Diagnostic interview schedule for children and adolescent DICA-R*. St Louis: Washington University. Manuscrito no publicado.
- Riddle, M. (1998). Obsessive compulsive disorder in children and adolescent. *British Journal of Psychiatry*, 173, 91–96.
- Rivas, T., Planas, A. y Gavino, A. (2009). Cuestionario de diagnóstico del trastorno obsesivo compulsivo (CUDIATOC): descripción y propiedades psicométricas. *Psicología Conductual*, 17, 231–256.

- Robert, C. y Botella, C. (1990). El trastorno obsesivo-compulsivo (I). Una revisión de las teorías explicativas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 16, 549–584.
- Robinson, D., Wu, H., Munne, R. A., Ashtari, M., Alvir, J. M., Lerner, G., ... Bogerts, B. (1995). Reduced caudate nucleus volume in obsessive-compulsive disorder. *Archives of General Psychiatry*, 52, 393–398. doi:10.1001/archpsyc.1995.03950170067009
- Rosa-Alcázar, A. I., Ruiz-García, B., Iniesta-Sepúlveda, M., López-Pina, J. A., Rosa-Alcázar, Á. y Parada-Navas, J. L. (2014). Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) in a Spanish community sample of children and adolescents. *Psicothema*, 26, 174–179. doi:10.7334/psicothema2013.210
- Rosa-Alcázar, A.I. y Olivares, J. (2010). *El trastorno obsesivo-compulsivo en niños y adolescentes*. Madrid: Pirámide.
- Rosario-Campos, M. C., Miguel, E. C., Quatrano, S., Chacon, P., Ferrao, Y., Findley, D., ... Leckman, J. F. (2006). The Dimensional Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale (DY-BOCS): an instrument for assessing obsessive-compulsive symptom dimensions. *Molecular Psychiatry*, 11, 495–504. doi:10.1038/sj.mp.4001798
- Rubenstein, C. S., Peynircioglu, Z. F., Chambless, D. L. y Pigott, T. A. (1993). Memory in sub-clinical obsessive-compulsive checkers. *Behaviour Research and Therapy*, 31, 759–765. doi:10.1016/0005-7967(93)90006-G
- Salkovskis, P. M. (1985). Obsessional-compulsive problems: A cognitive-behavioural analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 23, 571–583. doi:10.1016/0005-7967(85)90105-6
- Salkovskis, P. M. (1999). Understanding and treating obsessive-compulsive disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 37 Suppl 1, S29–S52. doi:10.1016/S0005-7967(99)00049-2
- Sassaroli, S., Romero Lauro, L. J., Maria Ruggiero, G., Mauri, M. C., Vinai, P. y Frost, R. (2008). Perfectionism in depression, obsessive-compulsive disorder and eating disorders. *Behaviour Research and Therapy*, 46, 757–765. doi:10.1016/j.brat.2008.02.007
- Scahill, L., Riddle, M. A., McSwiggin-Hardin, M., Ort, S. I., King, R. A., Goodman, W. K., ... Leckman, J. F. (1997). Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: Reliability and validity. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 36, 844–852. doi:10.1097/00004583-199706000-00023

- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8, 23–74.
- Shaffer, D., Fisher, P., Lucas, C. P., Dulcan, M. K. y Schwab-Stone, M. E. (2000). NIMH Diagnostic Interview Schedule for Children Version IV (NIMH DISC-IV): description, differences from previous versions, and reliability of some common diagnoses. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 39, 28–38. doi:10.1097/00004583-200001000-00014
- Shafran, R., Frampton, I., Heyman, I., Reynolds, M., Teachman, B. y Rachman, S. (2003). The preliminary development of a new self-report measure for OCD in young people. *Journal of Adolescence*, 26, 137–142. doi:10.1016/S0140-1971(02)00083-0
- Shearer, S. (2005). *Trastornos de ansiedad*. Barcelona: Medical Trends.
- Silverman, W. K. y Albano, A. M. (1996). *The Anxiety Disorders Interview Schedule for Children for DSM-IV: Child and Parent Versions*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Silverman, W. K., Albano, A. M. y Sandín, B. (2001). *Entrevista para el diagnóstico de los trastornos de ansiedad según el DSM-IV (ADIS-IV:C y ADIS-IV:P)*. Madrid: Klinik.
- Silverman, W. K., Saavedra, L. M. y Pina, A. A. (2001). Test-retest reliability of anxiety symptoms and diagnoses with the Anxiety Disorders Interview Schedule for DSM-IV. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 40, 937–944. doi:10.1097/00004583-200108000-00016
- Simpson, H. B. y Reddy, Y. C. (2014). Obsessive-compulsive disorder for ICD-11: proposed changes to the diagnostic guidelines and specifiers. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 36, 3–13. doi:10.1590/1516-4446-2013-1229
- Skoog, G. y Skoog, I. (1999). A 40-year follow-up of patients with obsessive-compulsive disorder. *Archives of General Psychiatry*, 56, 121–127. doi:10.1001/archpsyc.56.2.121
- Stein, D. J., Fontenelle, L. F. y Reed, G. M. (2014). Obsessive-compulsive and related disorders in ICD-11. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 36, 1–2. doi:10.1590/1516-4446-2014-1531

- Storch, E. A., Khanna, M. S., Merlo, L. J., Loew, B. A., Franklin, M. E., Reid, J. M., ... Murphy, T. K. (2009). Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory: Psychometric properties and feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiatry and Human Development*, *40*, 467–483. doi:10.1007/s10578-009-0138-9
- Storch, E. A., Muroff, J., Lewin, A. B., Geller, D., Ross, A., McCarthy, K., ... Steketee, G. (2011). Development and preliminary psychometric evaluation of the Children's Saving Inventory. *Child Psychiatry and Human Development*, *42*, 166–182. doi:10.1007/s10578-010-0207-0
- Storch, E. A., Bagner, D., Merlo, L. J., Shapira, N. A., Geffken, G. R., Murphy, T. K. y Goodman, W. K. (2007). Florida Obsessive-Compulsive Inventory: development, reliability, and validity. *Journal of Clinical Psychology*, *63*, 851–859. doi:10.1002/jclp.20382
- Storch, E. A., Geffken, G. R., Merlo, L. J., Jacob, M. L., Murphy, T. K., Goodman, W. K., ... Grabill, K. (2007). Family accommodation in pediatric of obsessive-compulsive disorder. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, *36*, 207–216. doi:10.1080/15374410701277929
- Storch, E. A., Larson, M. J., Muroff, J., Caporino, N. E., Geller, D., Reid, J. M., ... Murphy, T. K. (2010). Predictors of functional impairment in pediatric obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, *24*, 275–283. doi:10.1016/j.janxdis.2009.12.004
- Storch, E. A., Murphy, T. K., Adkins, J. W., Lewin, A. B., Geffken, G. R., Johns, N. B., ... Goodman, W. K. (2006). The Children's Yale - Brown Obsessive - Compulsive Scale: Psychometric properties of child - and parent - report formats. *Journal of Anxiety Disorders*, *20*, 1055–1070. doi:10.1016/j.janxdis.2006.01.006
- Storch, E. A., Murphy, T. K., Bagner, D. M., Johns, N. B., Baumeister, A. L., Goodman, W. K. y Geffken, G. R. (2006). Reliability and validity of the Child Behavior Checklist Obsessive-Compulsive Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, *20*, 473–485. doi:10.1016/j.janxdis.2005.06.002
- Storch, E. A., Murphy, T. K., Geffken, G. R., Soto, O., Sajid, M., Allen, P., ... Goodman, W. K. (2004). Psychometric evaluation of the Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale. *Psychiatry Research*, *129*, 91–98. doi:10.1016/j.psychres.2004.06.009

- Sun, J., Li, Z., Buys, N. y Storch, E. A. (2015). Correlates of comorbid depression, anxiety and helplessness with obsessive-compulsive disorder in Chinese adolescents. *Journal of Affective Disorders*, 174, 31–37. doi:10.1016/j.jad.2014.11.004
- Suzuki, T. (2005). Relationship between two aspects of perfectionism and obsessive-compulsive symptoms. *Psychological Reports*, 96, 299–305. doi:10.2466/pr0.96.2.299-305
- Taylor, S. y Jang, K. L. (2011). Biopsychosocial etiology of obsessions and compulsions: an integrated behavioral-genetic and cognitive-behavioral analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, 120, 174–186. doi:10.1037/a0021403
- Thomsen, P. H. (1993). Obsessive-compulsive disorder in children and adolescents. Self-reported obsessive-compulsive behaviour in pupils in Denmark. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 88, 212–217. doi:10.1111/j.1600-0447.1993.tb03441.x
- Todd, R. D., Joyner, C. A., Heath, A. C., Neuman, R. J. y Reich, W. (2003). Reliability and stability of a semistructured DSM-IV interview designed for family studies. *Journal of American Academic Child and Adolescent Psychiatry*, 42, 1460–1468. doi:10.1097/00004583-200312000-00013
- Tolin, D. F., Brady, R. E. y Hannan, S. (2008). Obsessional beliefs and symptoms of obsessive-compulsive disorder in a clinical sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 30, 31–42. doi:10.1007/s10862-007-9076-7
- Tolin, D. F., Woods, C. M. y Abramowitz, J. S. (2003). Relationship between obsessive beliefs and obsessive-compulsive symptoms. *Cognitive Therapy and Research*, 27, 657–669. doi:10.1023/A:1026351711837
- Toro, J. (2006). Trastornos obsesivos en la infancia y la adolescencia. En J. Vallejo y G. E. Berrios (Eds.), *Estados Obsesivos* (pp. 433–459). Barcelona: Masson.
- Torres, A. R., Shavitt, R. G., Torresan, R. C., Ferrão, Y. A., Miguel, E. C. y Fontenelle, L. F. (2013). Clinical features of pure obsessive-compulsive disorder. *Comprehensive Psychiatry*, 54, 1042–1052. doi:10.1016/j.comppsy.2013.04.013
- Turner, C. M. (2006). Cognitive-behavioural theory and therapy for obsessive-compulsive disorder in children and adolescents: current status and future directions. *Clinical Psychology Review*, 26, 912–938. doi:10.1016/j.cpr.2005.10.004

- Uher, R., Heyman, I., Mortimore, C., Frampton, I. y Goodman, R. (2007). Screening young people for obsessive-compulsive disorder. *British Journal of Psychiatry*, *191*, 353–354. doi:10.1192/bjp.bp.106.034967
- Uher, R., Heyman, I., Turner, C. M. y Shafran, R. (2008). Self-, parent-report and interview measures of obsessive-compulsive disorder in children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, *22*, 979–990. doi:10.1016/j.janxdis.2007.10.001
- Ulloa, R. E., De la Peña, F., Higuera, F., Palacios, L., Nicolini, H. y Ávila, J. M. (2004). Validity and reliability of the Spanish version of Yale-Brown obsessive-compulsive rating scale for children and adolescents. *Actas Españolas de Psiquiatría*, *32*, 216–221.
- Ulloa, R. E., Ortiz, S., Higuera, F., Nogales, I., Fresán, A., Apiquian, R., ... De la Peña, F. (2006). Interrater reliability of the Spanish version of Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children-Present and Lifetime version (K-SADS-PL). *Actas Espanolas de Psiquiatria*, *34*, 36–40. doi:51110615
- Valleni-Basile, L. A., Garrison, C. Z., Waller, J. L., Addy, C. L., McKeown, R. E., Jackson, K. L. y Cuffe, S. P. (1996). Incidence of obsessive-compulsive disorder in a community sample of young adolescents. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *35*, 898–906. doi:10.1097/00004583-199607000-00015
- Vargas, L. A., Palacios, L., González, G. y De la Peña, F. (2008). Trastorno obsesivo-compulsivo en niños y adolescentes: Una actualización. Segunda parte. *Salud Mental*, *31*, 283–289.
- Vidal, A. (1908). *Compendio de psiquiatría infantil* (2nd ed.). Librería de magisterio.
- Voltas, N., Hernández-Martínez, C., Arija, V. y Canals, J. (2013). Socio-demographic and psychopathological risk factors in obsessive-compulsive disorder: Epidemiologic study of school population. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *13*, 118-126. doi:10.1016/S1697-2600(13)70015-2
- Voltas, N., Hernández-Martínez, C., Arija, V., Aparicio, E. y Canals, J. (2014). A prospective study of paediatric obsessive-compulsive symptomatology in a Spanish community sample. *Child Psychiatry and Human Development*, *45*, 377–387. doi:10.1007/s10578-013-0408-4

- Weller, E. B., Weller, R. A., Fristad, M. A., Rooney, M. T. y Schecter, J. (2000). Children's Interview for Psychiatric Syndromes (ChIPS). *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 39, 76–84. doi:10.1097/00004583-200001000-00019
- Wheaton, M. G., Abramowitz, J. S., Berman, N. C., Riemann, B. C. y Hale, L. R. (2010). The relationship between obsessive beliefs and symptom dimensions in obsessive-compulsive disorder. *Behavior Research and Therapy*, 48, 949–954. doi:10.1016/j.brat.2010.05.027
- Whiteside, S. P., Port, J. D. y Abramowitz, J. S. (2004). A meta-analysis of functional neuroimaging in obsessive-compulsive disorder. *Psychiatry Research - Neuroimaging*, 132, 69–79. doi:10.1016/j.pscychresns.2004.07.001
- Wolters, L. H., Hogendoorn, S. M., Oudega, M., Vervoort, L., de Haan, E., Prins, P. J. M. y Boer, F. (2012). Psychometric properties of the Dutch version of the Meta-Cognitions Questionnaire-Adolescent Version (MCQ-A) in non-clinical adolescents and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 26, 343–351. doi:10.1016/j.janxdis.2011.11.013
- World Health Organization (1949). *International Classification of Diseases and Related Health Problems* (6th ed.). Geneva: WHO.
- World Health Organization (1956). *International Classification of Diseases and Related Health Problems* (7th ed.). Geneva: WHO.
- World Health Organization (1967). *International Classification of Diseases and Related Health Problems* (8th ed.). Geneva: WHO.
- World Health Organization (1978). *International Classification of Diseases and Related Health Problems* (9th ed.). Geneva: WHO.
- World Health Organization (1992). *International Classification of Diseases and Related Health Problems* (10th ed.). Geneva: WHO.
- World Health Organization (1999). *The "Newly Defined" Burden of Mental Problems. Fact Sheet No. 217*. Geneva: WHO.
- Wu, K. D. y Cortesi, G. T. (2009). Relations between perfectionism and obsessive-compulsive symptoms: Examination of specificity among the dimensions. *Journal of Anxiety Disorders*, 23, 393–400. doi:10.1016/j.janxdis.2008.11.006

- Wu, K. D. y Watson, D. (2003). Further investigation of the Obsessive-Compulsive Inventory: Psychometric analysis in two non-clinical samples. *Journal of Anxiety Disorders*, 17, 305–319. doi:10.1016/S0887-6185(02)00234-7
- Ye, H. J., Rice, K. G. y Storch, E. A. (2008). Perfectionism and peer relations among children with obsessive-compulsive disorder. *Child Psychiatry and Human Development*, 39, 415–426. doi:10.1007/s10578-008-0098-5
- Zucker, B. G., Craske, M. G., Blackmore, M. A. y Nitz, A. (2006). A cognitive behavioral workshop for subclinical obsessions and compulsions. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 289-304. doi:10.1016/j.brat.2005.03.015



Anexos



**Obsessive Compulsive Inventory-
Child Version (OCI-CV)**



CHILD VERSION OF THE OBSESSIVE COMPULSIVE INVENTORY/OCI-CV

En esta página hay varias preguntas que queremos que contestes. Lee con atención cada frase y dinos **cuánto te han pasado estas cosas durante el último mes**. Si nunca te pasa, pon un círculo en la palabra “nunca”. Si te pasa a veces, pon un círculo en la palabra “a veces”. Si te pasa casi siempre pon un círculo en la palabra “siempre”. Esto no es un examen, así que no hay respuestas buenas o malas.

Ejemplo:	Nunca	A veces	Siempre
Pienso mucho en perros	Nunca	A veces	Siempre
1. Pienso en cosas malas y no puedo parar	Nunca	A veces	Siempre
2. Siento que me tengo que lavar y limpiar una y otra vez	Nunca	A veces	Siempre
3. Acumulo tantas cosas que al final me estorban	Nunca	A veces	Siempre
4. Compruebo muchas cosas una y otra vez	Nunca	A veces	Siempre
5. Después de hacer ciertas cosas, no estoy seguro/a de si realmente las hice	Nunca	A veces	Siempre
6. Necesito contar mientras hago cosas	Nunca	A veces	Siempre
7. Acumulo cosas que realmente no necesito	Nunca	A veces	Siempre
8. Me molesta que mis cosas no estén en el orden correcto	Nunca	A veces	Siempre
9. Me retraso en mis deberes de la escuela porque repito las cosas una y otra vez	Nunca	A veces	Siempre
10. Me preocupo mucho de que las cosas estén limpias	Nunca	A veces	Siempre
11. Tengo malos pensamientos que me molestan	Nunca	A veces	Siempre
12. Tengo que decir algunos números una y otra vez	Nunca	A veces	Siempre
13. Me preocupo de si he terminado las cosas incluso después de hacerlas	Nunca	A veces	Siempre
14. Me siento mal porque me vienen a la cabeza malos pensamientos aunque no quiera	Nunca	A veces	Siempre
15. Compruebo puertas, ventanas y cajones una y otra vez	Nunca	A veces	Siempre
16. No tiro cosas porque temo que podría necesitarlas más adelante	Nunca	A veces	Siempre
17. Me molesta que los demás cambien la forma en que pongo las cosas	Nunca	A veces	Siempre
18. Si me viene a la cabeza un mal pensamiento, necesito decir ciertas cosas una y otra vez	Nunca	A veces	Siempre
19. Necesito que las cosas estén de una cierta manera	Nunca	A veces	Siempre
20. Incluso cuando hago algo con mucho cuidado no creo que lo haya hecho bien	Nunca	A veces	Siempre
21. Me lavo las manos más que otros niños/as	Nunca	A veces	Siempre

**Children's Florida Obsessive
Compulsive Inventory (C-FOCI)**



CHILDREN'S FLORIDA OBSESSIVE-COMPULSIVE INVENTORY (C-FOCI)

Instrucciones generales: Las preguntas que aparecen a continuación son sobre preocupaciones o formas de actuar que puedes tener. Por favor, contesta estas preguntas tan sinceramente como puedas.

Instrucciones: Por favor, señala **SI** o **NO** con una cruz **si te han pasado las siguientes cosas durante el último MES:**

Te has sentido mal por tener ideas desagradables o imágenes que se meten en tu mente repetidamente, tales como:

1. Preocupaciones por la suciedad, los microbios, sustancias químicas o por ponerte muy enfermo	SI	NO
2. Preocupación por mantener en perfecto orden u organizar de forma exacta ciertos objetos (ropa, juguetes, libros, etc.)	SI	NO
3. Ideas o imágenes frecuentes de muerte u otras cosas desagradables	SI	NO

Has estado muy preocupado porque pudieran ocurrirte cosas terribles, tales como:

4. Fuego, alguien que te robe, o inundaciones en tu casa	SI	NO
5. Golpear o herir accidentalmente a alguien	SI	NO
6. Contagiar una enfermedad (p.ej.: SIDA)	SI	NO
7. Perder algo valioso	SI	NO
8. Llegar a dañar a un ser querido por no ser lo suficientemente cuidadoso	SI	NO

Te has sentido obligado a realizar ciertas cosas una y otra vez, tales como:

9. Lavarte, limpiarte o asearte excesivamente siguiendo una serie de pasos o reglas	SI	NO
10. Comprobar los interruptores de la luz, los grifos, el horno, las cerraduras de las puertas, etc.	SI	NO
11. Contar u organizar las cosas de forma simétrica o perfecta para ti (asegurarte de que los calcetines están a la misma altura)	SI	NO
12. Repetir una y otra vez la forma de hacer las cosas un número determinado de veces hasta sentir que "ya está bien" (p.ej.: levantarte y sentarte en una silla, pasar por una puerta, abrir/cerrar cosas)	SI	NO
13. Necesidad de tocar objetos o personas	SI	NO
14. Volver a leer o a escribir innecesariamente algo	SI	NO
15. Revisar tu cuerpo para ver si hay algún signo de enfermedad	SI	NO
16. Evitar colores (el "rojo" representa sangre), números ("13" es mala suerte) o nombres (nombres que empiezan por "M" significan muerte) que están relacionados con ideas o situaciones que provocan miedo	SI	NO
17. Necesidad de "confesar" o preguntar repetidamente algo para asegurarte de que dijiste o hiciste algo correctamente	SI	NO

Parte B: En la hoja anterior has señalado ideas que te han molestado y cosas que has hecho en el último mes. A continuación encontrarás unas preguntas sobre esas ideas desagradables y formas de actuar. Por favor, contesta si eso te ha pasado durante el último mes:

Haga un círculo alrededor del número más apropiado de 0 a 4.

<i>En el pasado mes....</i>					
1. Por término medio, ¿Cuánto tiempo te ocuparon estas ideas o formas de actuar cada día?	0 Nada	1 Leve-poco (menos de una hora)	2 Moderado (de 1 a 3 horas)	3 Severo-mucho (de 3 a 8 horas)	4 Muchísimo Excesivamente (más de 8 horas)
2. ¿Cuánto te molestaron estas cosas (ideas desagradables y formas de actuar)?	0 Nada	1 Leve-poco	2 Moderado	3 Severo-mucho	4 Muchísimo Excesivamente (me entorpecen)
3. ¿Cuánto te costó controlar estas ideas o formas de actuar?	0 Control completo	1 Mucho control	2 Control moderado	3 Un poco de control	4 No tengo control
4. ¿Cuánto te hicieron evitar (estas ideas o formas de actuar) hacer cosas, ir a lugares o estar con personas?	0 Ninguna evitación	1 Evitación ocasional	2 Evitación moderada	3 Evitación frecuente y general	4 Evitación extrema (no poder salir de casa)
5. ¿Cuánto te afectaron negativamente estas ideas o formas de actuar en la escuela, con los amigos y con tu familia?	0 Nada	1 Leve-poco	2 Moderada-mente Definitiva-mente me afecta	3 Mucho	4 Muchísimo Excesivamente (me entorpecen)

**Short Obsessive-Compulsive
Disorder Screener (SOCS)**



SOCS

POR FAVOR, CONTESTA A CADA PREGUNTA MARCANDO EL RECUADRO QUE MÁS SE CORRESPONDA CONTIGO:

¿Con frecuencia tu mente te obliga a hacer ciertas cosas - como por ejemplo, comprobar o tocar cosas o contar cosas-, aunque sabes que en realidad no tienes por qué hacerlas? No Un poco Mucho

¿Eres especialmente meticuloso tratando de mantener las manos limpias? No Un poco Mucho

¿Alguna vez tienes que repetir algunas cosas varias veces hasta que te parece que están bien? No Un poco Mucho

¿Alguna vez tienes problemas para acabar tus deberes del colegio u otros trabajos porque tienes que repetir algo varias veces? No Un poco Mucho

¿Te preocupa mucho no hacer una cosa exactamente como a ti te gusta hacerla? No Un poco Mucho

CUANDO CONTESTES LAS PROXIMAS PREGUNTAS, POR FAVOR PIENSA EN LO QUE SE HA MENCIONADO EN LAS PRIMERAS CINCO PREGUNTAS, ESPECIALMENTE EN AQUELLAS QUE HAS CONTESTADO QUE TE PASAN “Mucho” o “Un poco”.

¿Estas cosas (costumbres o manías) interfieren en tu vida, es decir, te impiden hacer cosas que quieres hacer y/o te hacen perder mucho tiempo? No Un poco Mucho

¿Intentas parar o controlar estas cosas (costumbres o manías)? No Un poco Mucho

**Factor Structure and Measurement
Invariance of the Obsessive-Compulsive
Inventory - Child Version
(OCI-CV) in General Population**



Factor Structure and Measurement Invariance of the Obsessive-Compulsive Inventory – Child Version (OCI-CV) in General Population

Tíscar Rodríguez-Jiménez,¹ Antonio Godoy,² José A. Piqueras,¹ Aurora Gavino,² Agustín E. Martínez-González,³ and Edna B. Foa⁴

¹University Miguel Hernandez, Spain, ²University of Malaga, Spain, ³University of Alicante, Spain, ⁴University of Pennsylvania School of Medicine, USA

Abstract. Evidence-based assessment is necessary as a first step for developing psychopathological studies and assessing the effectiveness of empirically validated treatments. There are several measures of obsessive-compulsive disorder (OCD) and/or symptomatology in children and adolescents, but all of them present some limitations. The Obsessive-Compulsive Inventory-Revised (OCI-R) by Foa and her colleagues has showed to be a good self-report measure to capture the dimensionality of OCD in adults and adolescents. The child version of the OCI (OCI-CV) was validated for clinical children and adolescents in 2010, showing excellent psychometric properties. The objective of this study was to examine the factor structure and invariance of the OCI-CV in the general population. Results showed a six-factor structure with one second-order factor, good consistency values, and invariance across region, age, and sex. The OCI-CV is an excellent inventory for assessing the dimensions of OCD symptomatology in general populations of children and adolescents. The invariance across sex and age warrants its utilization for research purposes.

Keywords: obsessive-compulsive disorder, children, adolescents, assessment, factorial invariance

Obsessive-compulsive disorder (OCD) is a mental disorder characterized by the presence of thoughts, images, or impulses that cause anxiety (obsessions) and/or the presence of overt or covert actions that are carried out to reduce said anxiety (compulsions) (APA, 2000). It is a serious and disabling disorder that very frequently begins in childhood or early adolescence (Farrell & Barrett, 2006). Between 0.2 and 3.6% of children and adolescents present OCD (Canals, Hernández-Martínez, Cosi, & Voltas, 2012), and it is considered one of the most common disorders (Geller et al., 2006). OCD is represented almost equally in boys and girls (Canals et al., 2012). Moreover, its chronic course must be emphasized, with low remission rates (Marcks, Weisberg, Dyck, & Keller, 2011) and considerable delays in seeking treatment (Belloch, Del Valle, Morillo, Carrió, & Cabedo, 2009).

It is well documented that obsessive-compulsive symptoms and subclinical manifestations of OCD are frequent within the general population, affecting at least 20% of adults (Fullana et al., 2009, 2010). The presence of subclinical obsessions and compulsions in children and adolescents

is situated between 2.7 and 19% (e.g., Canals et al., 2012; Fullana et al., 2009; Godoy, Gavino, Carrillo, Cobos, & Quintero, 2011; Orgilés, Méndez, Espada, Carballo, & Piqueras, 2012).

For these reasons, there has been a considerable increase in recent years in the development of assessment tools for the disorder and obsessive-compulsive symptomatology in children and adolescents (Overduin & Furnham, 2012). Most of the developed tools derive from measures that have demonstrated their usefulness in the adult population. As such, six self-report measures of obsessive-compulsive symptoms for children with psychometric properties have been published: the Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory (Storch et al., 2009), the Children's Obsessional Compulsive Inventory (Shafran et al., 2003), the Leyton Obsessional Inventory-Child Version (Berg, Rapoport, & Flament, 1986), the Children's Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale (CY-BOCS; Scahill et al., 1997; Storch et al., 2004), the obsessive-compulsive subscale (OCS; Nelson et al., 2001) of the CBCL (Child Behavior Checklist; Achenbach, 1978), and the Obsessive

Compulsive Inventory – Child Version (OCI-CV; Foa et al., 2010).

With the exception of the Symptom Checklist of the CY-BOCS and the OCI-CV, OCD measures for children and adolescents do not provide information about OCD subtypes. Nevertheless, the only self-report collectively applicable including symptom subtypes is the OCI-CV. This scale is designed for use in children and adolescents between 7 and 17 years of age. It was constructed from the OCI-R for adults (Foa et al., 2002), which presents excellent psychometric properties in both clinical and non-clinical samples (Overduin & Furnham, 2012). Consequently, the OCI-R has become the measure of choice for assessing obsessive-compulsive symptoms given its brevity and the information it provides about six dimensions of the OCD. In fact, it has been translated into different languages. However, up until very recently no child version existed in Spanish, even though Martínez, Piqueras, and Marzo (2011) and Piqueras et al. (2009) have already demonstrated that the OCI-R could be applied from adolescence onwards.

The OCI-CV has been validated in clinical samples and consists of 21 items (e.g., I check many things over and over again) that are scored on a 3-point Likert scale (0 = *never* to 2 = *always*). The first results found (Foa et al., 2010) show high internal consistency with α indices $\geq .81$ and moderate correlations between the different subscales. The factorial structure is comprised of six factors: doubting/checking (5 items), obsessing (4 items), hoarding (3 items), washing (3 items), ordering (3 items), and neutralizing (3 items). The test-retest reliability was .77 for the entire scale while for the six subscales it varied within a range of .68–.89. Moreover, total OCI-CV scores showed acceptable convergent validity with the total, obsession, and compulsion scores of the CY-BOCS; with the NIMH Global Obsessive-Compulsive Scale; and with scales of obsessive-compulsive and anxiety symptoms reported by child and parents. Total OCI-CV scores showed acceptable divergent validity with depression symptoms as assessed by the Children Depression Inventory. Total scores also showed sensitivity to therapeutic change similar to that of the CY-BOCS. Jones et al.'s (2013) findings are very similar to those of the original study, confirming the six interrelated subscales and high internal consistency in both the full scale ($\alpha = .85$) and in most subscales ($\alpha = .79$ – $.87$), with the exception of the neutralizing subscale ($\alpha = .50$). The correlations with other instruments that evaluate OCD were significant and moderate. Additionally, all OCI-CV subscales significantly correlated with the corresponding CY-BOCS Symptom Checklist dimensions.

Other studies estimating the internal consistency of the total score for the OCI-CV have obtained similar results (e.g., Lewin, Caporino, Murphy, Geffken, & Storch, 2010; Storch et al., 2010, 2011).

Due to the importance of carrying out a proper evaluation based on evidence, brief specific instruments having good psychometric properties are necessary. Despite the evidence regarding the validity and reliability of the OCI-CV in clinical samples, data concerning its usefulness within the general population are still lacking. It is

unknown whether the same six subscale will emerge in a community sample and whether there boys and girls as well as in children and adolescents will show the same patterns; in order to answer these questions, a study of factorial invariance of its factorial structure would be necessary. Studying these aspects would support the use of the OCI-CV for early detection of specific obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents, as well as the feasibility of cross-cultural studies with this population. Therefore, it is of great interest to study the psychometric properties of the OCI-CV in children and adolescent samples within the general population.

The main objective of this study is to examine empirically whether the OCI-CV is useful in assessing obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents within the general population. In order for the OCI-CV to serve this purpose, its scores must meet various requirements that will be subjected to empirical testing: (1) In a community sample, the OCI-CV scores must be grouped into the same six factors as in a clinical sample; (2) the internal consistency estimates of the OCI-CV scores will be similar to those found in clinical samples; (3) the mean scores for the subscales, however, will be lower; and (4) the different subscales will correlate between themselves moderately, indicating that they measure related but not identical constructs.

Method

Participants

Participating in the study were 1,869 students from six schools in the Levante (at centers in Alicante and Murcia) in eastern Spain, and six schools in the south of the country (at centers along the Costa del Sol of Malaga), of which 959 were male and 910 female. Their mean age was 14.13 years ($SD = 1.63$; range = 10–17 years). All schools volunteered for the study. After obtaining the permission from the principals and the psycho-pedagogic departments of the schools, no student refused to participate.

Measurements

- An *ad hoc* socio-demographic sheet designed to collect data on age, sex, and geographic area of residence.
- Spanish version of the Obsessive Compulsive Inventory – Child Version (OCI-CV; Foa et al., 2010). The psychometric properties of the original English version have already been described. To create a Spanish version, the OCI-CV was translated to Spanish through a method of translation and back-translation (Hambleton, Merenda, & Spielberger, 2005). A pilot sample of 10-year-old children allowed to test in both geographic areas that the item content of the Spanish version was understood by the youngest children. This Spanish translation was authorized and reviewed by Foa.

Author's personal copy (e-offprint)

T. Rodríguez-Jiménez et al.: Factor Structure and Measurement Invariance of the OCI-CV

3

Procedure

The study was approved by the Research and Ethics Committees of the universities. The students completed the socio-demographic sheet and the OCI-CV in their classrooms collectively, with prior consent given by their parents and the school administrators. The test was administered by experienced psychologists, who provided instructions and individual assistance to those students who needed it. General instructions stated: "On this page there are several questions that we want you to answer. Read each sentence carefully and tell us how much it has happened to you in the last month." Then, it was explained how to fulfill answers. Finally, children were said: "This is not a test, so there are no right and wrong answers."

Data Analysis

Following the results by Foa et al. (2010), the hypothesis that the OCI-CV scores constitute six first-order factors grouped into a single second-order factor, was tested by confirmatory factor analysis. We also tested the alternative hypotheses that the OCI-CV scores are independent or that they are all grouped into a single factor, without any differences due to the type of symptoms assessed. We also tested whether the OCI-CV scores present total invariance. By total variance, we mean that the OCI-CV scores are grouped into the same number of factors, with the same factor loadings, the same measurement errors, the same intercepts, and the same variances and covariances in the compared groups (students from the Levante and the south of Spain, male and female, and children and adolescents). Testing the total invariance was done once, not systematically (i.e., the configuration invariance was not checked first, and then the invariance of the factor loadings, then the measurement errors, etc.). In all cases, therefore, all the restrictions were introduced simultaneously, checking the total invariance between each pair of compared groups with a single calculation.

The diagonally weighted least squares method was used in all cases, calculated on the polychoric correlation matrix (LISREL, DWLS procedure). Lastly, used as goodness of fit measures were the following indices (Hu & Bentler, 1999): RMSEA and SRMR, CFI, and GFI, in addition to the Satorra-Bentler chi-square. CFI was used to compare the goodness of fit between models (Cheung & Rensvold, 2002).

McDonald's omega and the greatest lower bound to reliability index (GLB) (McDonald, 1999, p. 89) were used to estimate the reliability of the OCI-CV scores, since they are better estimators of the reliability than Cronbach's alpha (e.g., Schweizer, 2011; Sijtsma, 2009).

To compare the means of the participants from the Levante and the south of Spain, between males and females, and between children and adolescents, analyses of variance ($2 \times 2 \times 2$) were used, and when the difference between the means was statistically significant, partial eta-squared (η_p^2) was calculated.

LISREL V. 8.8 was used for the confirmatory factor analyses. Factor V. 8.1. was used for reliability indices. SPSS V. 15 was used for all the remaining calculations.

Results

Item Analysis

The means for the items ranged between 0.17 (item 6) and 1.06 (item 8), and its standard deviation ranged between 0.42 (item 6) and 0.74 (item 12). The distribution for almost all items shows skewness and kurtosis indices near zero, except for items 6 ("I need to count while I do things"; see the Spanish version in Table 2) and 12 ("I have to say some numbers over and over"), which present a skewed and clearly leptokurtic distribution (skewness index = 2.48 and 2.31, respectively; kurtosis index = 5.66 and 4.70). Overall, the average response across items was "Never" (48%), followed by "Sometimes" (40%). However, for items 6 and 12 some 85% of the participants answered "Never."

Confirmatory Factor Analysis

As can be seen in Table 1 for the total sample ($N = 1,869$), all the indexes indicate that the model that best fits the data is that of six first-order factors grouped into one second-order factor: RMSEA and SRMR are equal to or less than .8, and CFI and GFI are higher than .95 in all cases. Furthermore, all fit indices indicate that this model fits the data reasonably well for all groups studied. The CFI index of the baseline one-single group (i.e., total sample) equals the CFI indices of the multigroup analyses (i.e., East-South, Boys-Girls, and Children-Adolescents; in all cases, CFI = .98), allowing to conclude, according to Cheung and Rensvold's recommendation (Cheung & Rensvold, 2002), that OCI-CV scores show total invariance (configurational, of factor loadings, of measurement errors, of intercepts, of variances and covariances) between the students from the Levante and those from the south, between boys and girls, as well as between children and adolescents.

Table 2 shows the degree of relationship (standardized *lambda* weights) for each item with its corresponding first-order factor, as well as the degree of relationship for each first-order factor with the second-order factor (standardized *gamma* weights). As evident from Table 2, all the items weigh on the factor they belong to above .50; and all the first-order factors on the second-order factor, above .60.

Reliability

The reliability (McDonald's omega and GLB) for the OCI-CV scales appears in Table 3. The reliability indices for the

Author's personal copy (e-offprint)

4 T. Rodríguez-Jiménez et al.: Factor Structure and Measurement Invariance of the OCI-CV

Table 1. Confirmatory factor analysis (total sample: $N = 1,869$) and multigroup confirmatory factor analyses (diagonally weighted least squares; polychoric correlation matrices): Children from the East ($n = 714$) – South of Spain ($n = 1,155$); boys ($n = 959$) – girls ($n = 910$), and children (10–13 years old; $n = 795$) – adolescents (14–17 years old; $n = 1,074$)

Group/model	χ^2 *	df	RMSEA (CI 90%)	CFI	GFI	SRMR
<i>Total sample</i>						
Independent	30,331.14	210				
A single factor	2,299.75	189	.08 (.08–.08)	.93	.95	.08
6 + 1 factors**	719.48	183	.04 (.04–.04)	.98	.98	.06
<i>East – South</i>						
6 + 1 factors**	973.88	409	.04 (.04–.04)	.98	East: .97 South: .97	East: .08 South: .06
<i>Boys – Girls</i>						
6 + 1 factors**	921.01	409	.04 (.03–.04)	.98	Boys: .98 Girls: .97	Boys: .06 Girls: .07
<i>Children – Adolescents</i>						
6 + 1 factors**	949.52	409	.04 (.04–.04)	.98	Young: .97 Old: .97	Young: .07 Old: .06

Notes. *Satorra-Bentler's chi-squared. **Six first-order factors grouped under one second-order factor.

total score and those of the obsession scale are high. The reliability indices for the washing, doubting/checking, and ordering scales are acceptable. However, the indices for the hoarding and neutralizing scales are somewhat lower than desired, both when they are calculated upon the total sample and when they are so upon some of the subsamples (the Levante, the south; boys, girls; children and adolescents).

Descriptive Statistics of the Scales

Table 3 shows the means and standard deviations of the OCI-CV scales for the total sample, for the participants from the Levante and the south, for boys and girls, and for children and adolescents. Although generally, the students from the south, the girls and adolescents obtain higher scores, respectively, than those from the Levante, the boys,

Table 2. Item content, item factor loading (lambda), first-order-factor loadings (gamma). Total sample ($N = 1,869$)

Item	Scale name/item content	Gamma/lambda
<i>Obsessing</i>		
01	Cuando comienzo a pensar algo malo no puedo parar	.68
11	Tengo malos pensamientos que me molestan	.74
14	Me siento mal por pensamientos malos que me vienen a la cabeza sin que yo quiera	.83
18	Cuando se me viene a la cabeza un pensamiento malo, necesito decir ciertas cosas una y otra vez	.74
<i>Washing</i>		
02	Siento que necesito lavarme y limpiarme una y otra vez	.70
10	Me preocupo mucho de que las cosas estén limpias	.74
21	Me lavo las manos más que otros niños/as	.53
<i>Hoarding</i>		
03	Acumulo tantas cosas que terminan por estorbarme	.72
07	Acumulo cosas que realmente no necesito	.65
16	No tiro las cosas por miedo a necesitarlas después	.65
<i>Doubting/Checking</i>		
04	Compruebo muchas cosas una y otra vez	.63
05	Después de haber hecho algo, no estoy seguro de haberlo hecho realmente	.93
13	Incluso después de haber terminado algo, me preocupa no haberlo acabado	.62
15	Compruebo puertas, ventanas y cajones una y otra vez.	.51
20	Incluso cuando hago algo con mucho cuidado, no creo que lo he hecho bien	.61
<i>Neutralizing</i>		
06	Necesito contar mientras hago algo	.60
09	Me retraso en mis deberes escolares porque repito las cosas una y otra vez	.64
12	Tengo que repetir algunos números una y otra vez	.75
<i>Ordering</i>		
08	Me siento mal si mis cosas no están en el orden correcto	.53
17	Me molesta que la gente cambie la forma en que yo arreglo las cosas	.62
19	Necesito que las cosas estén de una cierta manera	.65

Author's personal copy (e-offprint)

T. Rodríguez-Jiménez et al.: Factor Structure and Measurement Invariance of the OCI-CV

5

Table 3. Means, *SD* (Standard deviation), mean difference between boys and girls, mean difference between younger and older children, and reliability (McDonald's Omega) for scales of OCI-CV. Total sample: $N = 1,869$

Group	Statistic	Total score	Obsessing	Washing	Hoarding.	Doubting/checking	Neutralizing	Ordering
Total sample	Omega	0.93	0.86	0.70	0.65	0.72	0.65	0.71
	Glb [†]	0.94	0.86	0.70	0.65	0.72	0.65	0.71
	Mean	13.17	0.49	0.72	0.81	0.63	0.24	0.92
	<i>SD</i>	6.32	0.45	0.52	0.48	0.40	0.32	0.54
Easterners	Mean	12.48	0.48	0.65	0.77	0.62	0.20	0.86
	<i>SD</i>	6.45	0.47	0.50	0.47	0.39	0.31	0.56
Southerners	Mean	13.59	0.50	0.76	0.83	0.63	0.27	0.96
	<i>SD</i>	6.21	0.44	0.52	0.49	0.41	0.33	0.52
	<i>F</i>	9.63**	0.11	14.88**	6.50**	.03	11.53**	14.68**
	η_p^2	.002	–	.008	.003	–	.006	.008
Boys	Mean	12.59	0.45	0.70	0.73	0.61	0.24	0.89
	<i>SD</i>	6.46	0.44	0.52	0.47	0.41	0.33	0.54
Girls	Mean	13.78	0.53	0.74	0.88	0.64	0.24	0.96
	<i>SD</i>	6.12	0.46	0.52	0.49	0.39	0.32	0.53
	<i>F</i>	11.81**	10.39**	1.03	31.63**	1.47	0.06	5.60**
	η_p^2	.006	.006	–	.017	–	–	.003
Children	Mean	12.70	0.47	0.69	0.79	0.61	0.24	0.88
	<i>SD</i>	6.51	0.46	0.53	0.48	0.41	0.32	0.54
Adolescents	Mean	13.52	0.51	0.74	0.82	0.64	0.24	0.96
	<i>SD</i>	6.16	0.44	0.51	0.49	0.39	0.32	0.54
	<i>F</i>	4.27**	1.49	3.50*	2.14	0.32	0.47	10.60**
	η_p^2	.002	–	.002	–	–	–	.006

Notes. [†]Glb = Greatest Lower Bound to reliability. **F* statistically significant with $p = .05$. ***F* statistically significant with $p = .01$.

and children, these differences may be attributed to chance or they are small. All the scales have approximately normal distributions (although with slight positive skewness and slightly flattened), except for neutralizing, which is positively skewed (index = 1.54) and leptokurtic (index = 2.74).

Intercorrelation Between Subscales

As Table 4 shows, all the OCI-CV scales relate moderately high with the total score. The scales correlate with each other moderately low.

Discussion

The objective of this study was to examine the factor structure and measurement invariance of the OCI-CV in a child and adolescent community population. The analyses show that this instrument works adequately with a general child and adolescent population ranged in age from 10 to 17 years. The factorial structure and internal consistency values of the test with a clinical population replicate and the equivalence of the factorial structure are confirmed in terms of sex, age, and geographic area of the sample.

Table 4. Correlations (Spearman) between OCI-CV scales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) OCI-CV Total	–					
(2) Obsessing	.69	–				
(3) Washing	.64	.27	–			
(4) Hoarding	.59	.34	.21	–		
(5) Doubting/checking	.78	.44	.41	.37	–	
(6) Neutralizing	.52	.32	.26	.23	.37	–
(7) Ordering	.67	.32	.43	.28	.41	.20

Note. All correlations are statistically significant with $p = .01$.

First, because our study dealt with the general population, there were, as expected, differences in the proportion of chosen response options with that found in previous studies using clinical samples. Thereby, there was 12% response choice of “Always” in our study versus 20.76% in the study by Foa et al. (2010).

Second, the scores from the Spanish version of the OCI-CV with a community sample were grouped within the same six factors as the original English version with a clinical sample, and they also measured the same and in the same way in boys and girls, in children and adolescents, and in both included geographic areas. The OCI-CV scores present equivalent variances and covariances in the distinct groups compared. As a result, the correlations calculated on

such groups are comparable. Thus, our data adjust adequately to the model of six first-order factors and one second-order factor, which are also invariant depending upon the geographic area, sex, and age. This structure is very similar to that obtained by Foa et al. (2010) and by Jones et al. (2013), suggesting that OCD can be conceptualized more as a spectrum of overlapping syndromes than as a single disorder (Mataix-Cols, Rosario-Campos, & Leckman, 2005).

Third, in our study the internal consistency estimation for the full scale of the OCI-CV was superior to the values found in clinical populations (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013; Storch et al., 2011). As for the OCI-CV subscales, the internal consistency values in our study were lower than those reported by Foa et al. (2010), and similar to those found by Jones et al. (2013) in a child and adolescent clinical population. In our study, the lowest internal consistency values were for hoarding and neutralizing, with a value of 0.65, equal to that found with the OCI-R in adolescents (Martínez et al., 2011; Piqueras et al., 2009). In our study and in the case of the neutralizing scale, these results may be due to the skewness in items 6 and 12.

Fourth, with respect to mean scores of the OCI-CV total and subscales, our values were lower than in previous studies with clinical populations in both the total sample and the subsamples (Foa et al., 2010; Jones et al., 2013). Our results indicate somewhat lower levels of obsessive-compulsive symptoms. This result could be attributed to the fact that we obtained OCI-CV scores from a community sample whereas Foa and collaborators and Jones and collaborators obtained them from clinical samples. It should be noted that the clinical samples of the studies by Foa et al. (2010) and by Jones et al. (2013) have mean ages lower than our sample (11 vs. 14 years). Both previous studies found that older children tend to score higher than younger children in some OCI-CV scales. In our sample, also adolescents scored slightly higher than children. So, a higher difference in mean scores between our study and those of previous studies with clinical samples likely would be found, at least in some scales, if we had included children with age lower than 10 years. This conclusion, however, has to be taken cautiously, because it stands only if OCI-CV scores have metric invariance and have the same intercepts in clinical and nonclinical population, an issue not examined in the present study. This qualification also applies to the prior interpretation of differences in the distribution of item scores in our nonclinical sample and previous clinical samples.

Finally, the correlations between the OCI-CV subscales and the total score ranged from .52 to .78, while the intercorrelations between subscales reached values between low and moderate (.20–.43). These data are consistent with what has been reported in clinical population studies (Foa et al., 2010). Interscale correlation patterns seem to reveal that there is relatively little overlap in what each subscale is intended to reflect, that is, the specific symptomatology each type of OCD refers to, supporting the idea that the OCI-CV measures a disorder comprised of six dimensions.

Several limitations should be noted. Our study did not examine, first, that the OCI-CV measure the same construct

and in the same way (metric invariance) in clinical and non-clinical children; second, its sensitivity and specificity in differentiating children with and without OCD; third, its test-retest reliability; and fourth, its convergent and discriminant validity with other self-report measures as well as the relationship of its scores with those from other assessment procedures (e.g., information deriving from parents or teachers).

To summarize, the data presented suggest that the OCI-CV measures the same, with the same degree of error and on the same scale in students with different geographic origins, in boys and girls, and in children and adolescents. The psychometric study of this type of instruments in the general population is necessary for early detection of symptoms, helping to detect patients who may present subclinical symptoms, and for developing prevention programs for these symptoms.

Acknowledgments

This research was supported by Junta de Andalucía (Proyecto de excelencia P06-HUM-1548).

References

- Achenbach, T. M. (1978). The child behavior Profile: 1, Boyes aged 6–11. *Journal of Consulting Clinical Psychology, 46*, 478–488.
- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th ed., text revision). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Belloch, A., Del Valle, G., Morillo, C., Carrió, C., & Cabedo, E. (2009). To seek advice or not to seek advice about the problem: The help-seeking dilemma for obsessive-compulsive disorder. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 44*, 257–264.
- Berg, C. J., Rapoport, J. L., & Flament, M. (1986). The Leyton Obsessional Inventory-Child Version. *Journal of the American Academy of Child Psychiatry, 25*, 84–91.
- Canals, J., Hernández-Martínez, C., Cosi, S., & Voltas, N. (2012). The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *Journal of Anxiety Disorders, 26*, 746–752.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233–255.
- Farrell, L., & Barrett, P. M. (2006). Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: Cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *British Journal of Psychology, 97*, 95–114.
- Foa, E. B., Coles, M. E., Huppert, J. D., Pasupuleti, R. V., Franklin, M. E., & March, J. S. (2010). Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behavior Therapy, 41*, 121–132.
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., & Hajcak, G. (2002). The Obsessive-Compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment, 14*, 485–495.
- Fullana, M. A., Mataix-Cols, D., Caspi, A., Harrington, H., Grisham, J. R., Moffitt, T. E., & Poulton, R. (2009). Obsessions and compulsions in the community: Prevalence, interference, help-seeking, developmental stability, and

- co-occurring psychiatric conditions. *The American Journal of Psychiatry*, 166, 329–336.
- Fullana, M. A., Vilagut, G., Rojas-Farreras, S., Mataix-Cols, D., De Graaf, R., Demyttenaere, K., & ... ESEMeD/MHEDEA 2000 investigators. (2010). Obsessive-compulsive symptom dimensions in the general population: Results from an epidemiological study in six European countries. *Journal of Affective Disorders*, 124, 291–299.
- Geller, D. A., Doyle, R., Shaw, D., Mullin, B., Coffey, B. J., Petty, C., ... Biederman, J. (2006). A quick and reliable screening measure for OCD in youth: Reliability and validity of the obsessive compulsive scale of the Child Behavior Checklist. *Comprehensive Psychiatry*, 47, 234–240.
- Godoy, A., Gavino, A., Carrillo, F., Cobos, M. P., & Quintero, C. (2011). Factor structure of the Spanish version of the Spence Children Anxiety Scale (SCAS). *Psicothema*, 23, 289–294.
- Hambleton, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (2005). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. London, UK: Erlbaum.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Jones, A. M., De Nadai, A. S., Arnold, E. B., McGuire, J. F., Lewin, A. B., Murphy, T. K., & Storch, E. A. (2013). Psychometric Properties of the Obsessive Compulsive Inventory: Child Version in Children and Adolescents with Obsessive-Compulsive Disorder. *Child Psychiatry and Human Development*, 44, 137–151.
- Lewin, A. B., Caporino, N., Murphy, T. K., Geffken, G. R., & Storch, E. A. (2010). Understudied clinical dimensions in pediatric obsessive compulsive disorder. *Child Psychiatry and Human Development*, 41, 675–691.
- Marcks, B. A., Weisberg, R. B., Dyck, I. R., & Keller, M. B. (2011). Longitudinal course of obsessive-compulsive disorder in patients with anxiety disorders: A 15-year prospective follow-up study. *Comprehensive Psychiatry*, 52, 670–677.
- Martínez, A. E., Piqueras, J. A., & Marzo, J. C. (2011). Validation of the Obsessive-Compulsive Inventory Revised (OCI-R) for Spanish adolescent population. *Anales de Psicología*, 27, 763–773.
- Mataix-Cols, D., Rosario-Campos, M. C., & Leckman, J. F. (2005). A multidimensional model of obsessive-compulsive disorder. *Psychiatry: Interpersonal and Biological Processes*, 162, 228–238.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Nelson, E. C., Hanna, G. L., Hudziak, J. J., Botteron, K. N., Heath, A. C., & Todd, R. D. (2001). Obsessive-compulsive scale of the child behavior checklist: Specificity, sensitivity, and predictive power. *Pediatrics*, 108, E14.
- Orgilés, M., Méndez, X., Espada, J. P., Carballo, J. L., & Piqueras, J. A. (2012). Anxiety disorder symptoms in children and adolescents: Differences by age and gender in a community sample. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 5, 115–120.
- Overduin, M. K., & Furnham, A. (2012). Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders*, 1, 312–324.
- Piqueras, J. A., Martínez, A. E., Hidalgo, M. D., Fullana, M. A., Mataix, D., & Rosa, A. I. (2009). Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Revised in a non-clinical sample of late adolescents. *Psicología Conductual*, 17, 561–572.
- Scahill, L., Riddle, M. A., McSwiggin-Hardin, M., Ort, S. I., King, R. A., Goodman, W. K., ... Leckman, J. F. (1997). Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: Reliability and validity. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 36, 844–852.
- Schweizer, K. (2011). On the changing role of Cronbach's α in the evaluation of the quality of a measure. *European Journal of Psychological Assessment*, 27, 143–144.
- Shafraan, R., Frampton, I., Heyman, I., Reynolds, M., Teachman, B., & Rachman, S. (2003). The preliminary development of a new self-report measure for OCD in young people. *Journal of Adolescence*, 26, 137–142.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107–120.
- Storch, E. A., Khanna, M., Merlo, L. J., Loew, B. A., Franklin, M., Reid, J. M., ... Murphy, T. K. (2009). Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory: Psychometric properties and feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiatry and Human Development*, 40, 467–483.
- Storch, E. A., Larson, M. J., Muroff, J., Caporino, N. E., Geller, D., Reid, J. M., ... Murphy, T. K. (2010). Predictors of functional impairment in pediatric obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 24, 275–283.
- Storch, E. A., Muroff, J., Lewin, A. B., Geller, D., Ross, A., McCarthy, K., ... Steketee, G. (2011). Development and preliminary psychometric evaluation of the Children's Saving Inventory. *Child psychiatry and human development*, 42, 166–182.
- Storch, E. A., Murphy, T. K., Geffken, G. R., Soto, O., Sajid, M., Allen, P., ... Goodman, W. K. (2004). Psychometric evaluation of the Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale. *Psychiatry Research*, 129, 91–98.

Date of acceptance: February 6, 2015

Published online: June 30, 2015

Tíscar Rodríguez-Jiménez

Department of Health Psychology
University Miguel Hernández of Elche
Edificio Altamira, Avda. de la Universidad, s/n
03202 Elche, Alicante
Spain
Tel. +34 96 6658-343
Fax +34 96 6658-904
E-mail tiscar.rj@gmail.com

**Psychometric Properties of the
Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version
(OCI-CV) in Chilean Children and Adolescents**



RESEARCH ARTICLE

Psychometric Properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) in Chilean Children and Adolescents

Agustín E. Martínez-González^{1*}, Tíscar Rodríguez-Jiménez², José A. Piqueras², Pablo Vera-Villarreal³, Antonio Godoy⁴

1 Department of Developmental Psychology and Didactics, University of Alicante, Alicante, Spain, **2** Department of Health Psychology, Miguel Hernández University, Elche, Spain, **3** School of Psychology, University of Santiago de Chile, Santiago de Chile, Chile, **4** Department of Personality, Assessment and Psychological Treatment, University of Málaga, Málaga, Spain

* agustin.emartinez@ua.es



click for updates

Abstract

In recent years, there has been a considerable increase in the development of assessment tools for obsessive-compulsive symptomatology in children and adolescents. The Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) is a well-established assessment self-report, with special interest for the assessment of dimensions of Obsessive Compulsive Disorder (OCD). This instrument has shown to be useful for clinical and non-clinical populations in two languages (English and European Spanish). Thus, the aim of this study was to analyze the psychometric properties of the OCI-CV in a Chilean community sample. The sample consisted of 816 children and adolescents with a mean age of 14.54 years (SD = 2.21; range = 10–18 years). Factor structure, internal consistency, test-retest reliability, convergent/divergent validity, and gender/age differences were examined. Confirmatory factor analysis showed a 6-factor structure (Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering, and Neutralizing) with one second-order factor. Good estimates of reliability (including internal consistency and test-retest), evidence supporting the validity, and small age and gender differences (higher levels of OCD symptomatology among older participants and women, respectively) are found. The OCI-CV is also an adequate scale for the assessment of obsessions and compulsions in a general population of Chilean children and adolescents.

OPEN ACCESS

Citation: Martínez-González AE, Rodríguez-Jiménez T, Piqueras JA, Vera-Villarreal P, Godoy A (2015) Psychometric Properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) in Chilean Children and Adolescents. *PLoS ONE* 10(8): e0136842. doi:10.1371/journal.pone.0136842

Editor: Jon D. Elhai, Univ of Toledo, UNITED STATES

Received: June 11, 2015

Accepted: August 10, 2015

Published: August 28, 2015

Copyright: © 2015 Martínez-González et al. This is an open access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: All relevant data are within the paper.

Funding: SCHOLARSHIPS IBEROAMERICA for Young Teachers and Researchers (Santander Universities. 2013).

Competing Interests: The authors have declared that no competing interests exist.

Introduction

Obsessive-Compulsive Disorder (OCD) became part of a new chapter in the *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition* [1], entitled Obsessive Compulsive and Related Disorders. OCD is a common disorder with frequent onset in childhood or early adolescence [2]. Prevalence rates of OCD in children and adolescents are between 0.2 and 3.6% [3]. Besides OCD as a diagnostic category, OCD symptomatology in children and adolescents

is an underestimated and understudied problem, with rates between 2.7 and 19% for subclinical symptoms [3–5].

In recent years, there has been a significant increase in developing assessment tools for OCD in children and adolescents [6]. According to the classification of evidence-based assessment measures [7, 8], there are three levels of empirical support for measures: 1) well-established assessment (reliability and validity demonstrated in at least two published studies by different research teams); 2) approaching well-established assessment (reliability and validity demonstrated in at least two published studies by one research team, or published studies by two research teams offering mixed psychometric results); and 3) promising assessment (reliability and validity demonstrated in at least one published study). Regarding pediatric OCD-specific measures, and according to Iniesta-Sepúlveda, Rosa-Alcázar, Rosa-Alcázar & Storch [9], the Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale (CY-BOCS) [10] is the gold standard in the assessment of OCD due to its excellent psychometric properties observed throughout studies, but it is a long clinician-administered instrument with an interview format not useful for community settings, and its self-report format is also long for screening purposes. The Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) [11] is an approaching well-established assessment self-report, with special interest for the assessment of the dimensionality of OCD. Other self-reports, such as the Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory [12], the Child Saving Inventory [13], and the Obsessive Beliefs Questionnaire-Children's Version [14] are promising assessments for assessing symptoms and the severity of OCD, but they do not assess the obsessive-compulsive dimensionality.

Thus, the OCI-CV is an approaching well-established collective self-report to assess common dimensions or domains of OCD symptoms both in clinical and nonclinical samples. It can be used for children and adolescents between 7 and 17 years old. It consists of 21 items scored on a 3-point Likert scale (0 = Never, 1 = Sometimes, and 2 = Always). It provides seven scores: Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering, Neutralizing, and a total score. The OCI-CV is based on the adult version named Obsessive-Compulsive Inventory-Revised (OCI-R) [15], previously validated for its use with adolescents between 12 and 18 years old [16, 17]. Even while the new DSM-5 now considers hoarding as a separate disorder from OCD, with both being classified within the Obsessive Compulsive and Related Disorders chapter, along this manuscript we will present data following the original structure factor of the OCI-CV, which includes among other symptom domains of OCD the hoarding symptom of OCD. This framework is consistent with the idea of obsessive-compulsive spectrum disorder, according to which hoarding could be conceptualized and classified in a number of ways: as a symptom dimension or subtype of OCD, a variant of OCD (when it occurs in the absence of other OCD symptoms), or as a discrete disorder [18].

Different studies have demonstrated that the OCI-CV shows a six correlated factor solution for clinical [11, 19] and community samples [20], whereas six first-order factors grouped into a single second-order factor emerged in another community sample [21]. Regarding estimates of reliability, it has presented moderate to high internal consistency ($\geq .81$ for the total score and between .43 and .89 for subscales) and strong test-retest reliability ($r = .77-.82$ for the total score and $r = .68-.89$ for subscales) for both clinical and non-clinical samples [11, 13, 19, 20, 21]. With regard to evidence supporting validity, different studies indicate significant and moderate correlations of OCI-CV with other OCD measures such as, for example, the CY-BOCS ($r = .26-.31$) [11, 19, 22]. OCI-CV subscales, and the total score, have also shown association with depression and separation anxiety symptoms [20] and a strong relationship with perfectionism ($r = .45$) [23]. Concerning discriminant validity, the OCI-CV total score showed a non-significant correlation with general psychopathology ($r = .07$) [19], whereas the Children's Saving Inventory showed relationships significantly stronger ($r = .69$) with the

Hoarding subscale of the OCI-CV than with the remaining OCI-CV factors [13]. Regarding differences in gender and age, studies have shown that there are generally some differences in OCD symptoms: females are affected at a slightly higher rate than males in childhood [1]. Studies with a non-clinical adolescent sample that used the OCI-R showed that girls achieved higher scores than boys in all subscales, particularly in washing, hoarding, and neutralizing [16]. In a similar study, Rodríguez-Jiménez et al. [21] found that girls had a higher score than boys in the total OCI-CV in obsessing, hoarding, and ordering. However, other studies did not find differences according to gender [11, 19, 20]. Regarding age differences, adolescents have a tendency to score higher than children in some OCI-CV scales in clinical samples [11, 21]. However, other studies have found that scores on OCD symptoms are higher in children between 9 and 11 years compared with adolescents [20].

In spite of the evidence regarding the validity and reliability of the OCI-CV in clinical and non-clinical samples in English and European Spanish speakers, there is a lack of psychometric studies on the OCI-CV taking into account different races, ethnicities, countries, and cultures [24] in order to contribute to disseminate evidence-based assessment procedures. Furthermore, the OCI-CV could be an important scale for early detection of OCD symptoms in Latin American children and adolescents. Finally, it is worth mentioning that some of the main researchers in OCD have found support for the continuous nature of the obsessive-compulsive symptoms [25–27], which endorses the use and validation of the OCI-CV in a non-clinical population, as in this case.

Thus, the main purpose of this study was to examine empirically whether the OCI-CV is suitable for assessing OCD symptoms in a community-based sample of Chilean children and adolescents. To accomplish this, a number of aims were considered in this instrumental study: i) examine the factor structure; ii) assess internal consistency and test-retest reliability; iii) study the convergent and discriminant validity; and iv) explore the presence of gender and age differences in the OCI-CV total score and subscales.

Therefore, we propose the following hypothesis: 1) the OCI-CV scores will be grouped into the same six-factor structure (Doubting/Checking, Obsessing, Hoarding, Washing, Ordering, Neutralizing) or six factors with one second-order factor as in previous studies; 2) the internal consistency and temporal stability estimates of the OCI-CV scores will be similar to those found in previous works; 3) the association of OCI-CV scores will be higher with OCD measures than with other related constructs (anxiety and depression); and 4) age and gender differences will be found (higher levels of OCD symptomatology among older participants and women, respectively).

Method

Participants

The sample consisted of 816 students from two schools in the metropolitan area of Santiago de Chile and two schools in the south of the country (Sixth and Ninth regions), of which 51.3% were male. Their mean age was 14.54 years ($SD = 2.21$; range = 10–18 years).

Instruments

- An *ad hoc* socio-demographic questionnaire designed to collect data on age, sex, and geographic area of residence.
- Spanish version of the Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV; Foa et al. [11]). The psychometric properties of the OCI-CV were described above.

- *Spanish version of the Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI; Storch et al. [12]).* The C-FOCI assesses OCD symptoms in children and adolescents aged 7 to 20 years. It consists of 22 items grouped in two subscales: the Symptom Checklist and Severity Scale. It has shown adequate psychometric properties for both English [12] and Spanish-speaking children and adolescents [28]. In this study, the internal consistency of the scales was $\alpha = .75$ for symptoms and $\alpha = .80$ for severity.
- *Short OCD Screener (SOCS; Uher et al. [29]).* The SOCS includes 7 self-report items that assess the presence of common obsessions and compulsions. This instrument showed good internal consistency, test–retest stability, a unidimensional factor structure, and excellent sensitivity to detect OCD in English [29] and Spanish children and adolescents [30]. For this sample, the internal consistency of the SOCS was $\alpha = .65$.
- *Revised Child Anxiety and Depression Scale (RCADS; Chorpita et al. [31]).* This self-report consists of 47 items that assess the following symptoms: separation anxiety disorder, social phobia, panic disorder, generalized anxiety disorder, OCD, and major depressive disorder. The scale showed good psychometric properties in Spain [32] and it has been used with Chilean samples and in other countries [33, 34]. The internal consistency was good for each subscale and the total score: panic disorder $\alpha = .85$, social phobia $\alpha = .82$, separation anxiety disorder $\alpha = .73$, generalized anxiety disorder $\alpha = .74$, OCD $\alpha = .71$, major depressive disorder $\alpha = .85$, and total $\alpha = .94$.

Procedure

The study used the European Spanish version of the OCI-CV by Rodríguez-Jiménez et al. [21]. The questionnaire was reviewed by a group of experts to analyze whether there were differences or difficulties in reading comprehension of text among Chilean participants. Ultimately, the only item that was changed from the European Spanish version of the OCI-CV was Item 16 (see Table 1), in which the verb *tirar* was substituted by its synonym of *botar*, more frequently used in Chile.

Three weeks after the first application, the OCI-CV was re-administered to a random sample of 188 students. Nevertheless, the retest sub-sample was not equivalent to the sub-sample without retest in the following five variables: sex (more girls than boys {55% versus 45%} with retest than without retest {47% versus 53%}; Fisher's exact statistic = .04); age (students with retest were older, mean age: 14.79 versus 14.46 $-t(814) = -2.04; p = .04$); generalized anxiety symptoms; RCADS-GAD (students with retest scored higher, means: 8.43 versus 7.79, $t(814) = -2.14; p = .03$); and depression symptoms, RCADS-MDD (students with retest scored higher, means: 9.70 versus 8.54, $t(814) = -2.69; p = .01$). The differences in the remaining variables assessed in Time 1 (test) were statistically non-significant.

Ethics statement

The consent process for this study followed the same procedure that had received ethics approval for similar research implemented in secondary schools in Spain [21]. First, eligible schools were provided with information about the study, and interested schools signed written confirmation that their school wanted to participate. Second, schools provided a parental consent letter explaining the minimal risk and potential benefits associated with participation in this study and advised parents that they could withdraw their child from the study at any time. Third, all eligible children and adolescents were provided with information about the study, and they signed a written consent form to participate. The entire consent procedure and the

Table 1. Item number, scale name / item content, scale / item mean (M) and standard deviation (SD), item factor loading (lambda), and first-order factor loadings (gamma). Total sample (N = 816).

Item	Scale name / item content	M	SD	Gamma/Lambda
	Obsessing	2.10	2.00	.68
01	Cuando comienzo a pensar algo malo no puedo parar	.55	.61	.75
11	Tengo malos pensamientos que me molestan	.57	.64	.79
14	Me siento mal por pensamientos malos que me vienen a la cabeza sin que yo quiera	.64	.69	.87
18	Cuando se me viene a la cabeza un pensamiento malo, necesito decir ciertas cosas una y otra vez	.34	.58	.82
	Washing	2.44	1.60	.66
02	Siento que necesito lavarme y limpiarme una y otra vez	.66	.68	.83
10	Me preocupo mucho de que las cosas estén limpias	1.00	.66	.69
21	Me lavo las manos más que otros niños/as	.78	.66	.75
	Hoarding	2.14	1.61	.62
03	Acumulo tantas cosas que terminan por estorbarme	.69	.69	.84
07	Acumulo cosas que realmente no necesito	.61	.64	.80
16	No boto las cosas porque temo que podría necesitarlas más adelante	.84	.67	.73
	Doubting/Checking	3.80	2.18	.93
04	Compruebo muchas cosas una y otra vez	.87	.65	.63
05	Después de haber hecho algo, no estoy seguro de haberlo hecho realmente	.79	.62	.56
13	Incluso después de haber terminado algo, me preocupa no haberlo acabado	.84	.66	.64
15	Compruebo puertas, ventanas y cajones una y otra vez.	.56	.69	.62
20	Incluso cuando hago algo con mucho cuidado, no creo que lo he hecho bien	.74	.66	.69
	Neutralizing	.91	1.09	.81
06	Necesito contar mientras hago algo	.21	.46	.63
09	Me retraso en mis deberes escolares porque repito las cosas una y otra vez	.51	.59	.72
12	Tengo que repetir algunos números una y otra vez	.19	.47	.70
	Ordering	2.69	1.63	.79
08	Me siento mal si mis cosas no están en el orden correcto	1.03	.71	.66
17	Me molesta que la gente cambie la forma en que yo arreglo las cosas	.89	.74	.68
19	Necesito que las cosas estén de una cierta manera	.77	.65	.80

doi:10.1371/journal.pone.0136842.t001

study were approved by the ethics committee of the participating entities from Spain in this work.

The tests were applied by experienced psychologists who gave instructions and provided individual assistance to students who needed it.

Data analysis

Due to the ample sample size, all missing values were taken out list-wise. Missing values differed neither between sexes nor between ages.

First, the IBM SPSS Statistics 22 package was used to obtain item distribution and the frequency of SOCS. Then, following the results by Foa et al. [11], two models were tested by confirmatory factor analysis by means of LISREL V. 8.8: a six correlated factor solution and a six first-order factors solution grouped under a single higher, second-order factor. As alternative hypotheses, we tested whether the OCI-CV scores are independent among them, or if all of them are grouped into a single factor. In all cases, the robust diagonally weighted least squares method was used, calculated on the polychoric correlation and asymptotic covariance matrices (LISREL, DWLS procedure). Lastly, goodness of fit measures were the following indices [35, 36]: CFI (Comparative Fit Index) and NNFI (or TLI, Tucker-Lewis Fit Index) and GFI

(Goodness of Fit Index) greater than .90, and RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) equal to or less than .08, in addition to the chi-square corrected for non-normality. Differences between chi-squares ($\Delta\chi^2$) and CFI (Comparative Fit Index) were used to compare the goodness of fit between models [37].

Following suggestions from some authors [38], several reliability indices were calculated (using the program Factor 9.3 [39]) to estimate the reliability of the OCI-CV scores: Cronbach's alpha, McDonald's omega [40], and the greatest lower bound to reliability index [41]. We also examined test-retest reliability.

Successively, a MANOVA was calculated to explore the existence of possible age and gender differences in the OCI-CV scores. For it age was grouped into two categories: children/preadolescents (10–13) and adolescents (14–18) years old.

Finally, as an estimation of the evidence of convergent validity, we calculated Pearson correlations between the OCI-CV total score and other OCD measures (C-FOCI, SOCS, and OCD subscale of RCADS-30); and, as an estimation of the discriminant validity, Pearson correlations between the OCI-CV total score and measures of anxiety (RCADS-30) and depression (MD subscale of RCADS-30). Cohen's criteria were used to assess the effect sizes of the correlations: small $\leq .20$ and large $\geq .50$ [42]. To test that the correlations of the OCI-CV total score with the convergent measures were higher than its correlations with the discriminant measures, we used the Meng, Rosenthal, and Rubin equations [43] (calculated with the COCOR package of the R program [44]). We concluded that correlations with convergent measures were higher than correlations with discriminant measures if the difference between both correlations was positive (e.g., correlations of convergent measures were higher than correlations of discriminant measures), the z statistic was significant, and the 95% confidence interval of the difference was greater than zero.

Results

Item analysis

The results show that all response options are chosen in all items. The mean for the item response is 0.33 points and the standard deviations range between 0.46 and 0.74, showing adequate variability (Table 1). All corrected item-total correlations exceeded the value of .30, and the removal of any item did not improve the overall alpha of the scale. Overall, the average response for the items was Never (45%), followed by Sometimes (43%), and Always (12%). However, for items 6 and 12, some 84% of the participants answered Never.

Confirmatory factor analysis

As can be seen in Table 2, goodness of fit indices indicate that both the correlated six-factor model and the six first-order factors grouped into one second-order factor fit the data acceptably. CFI, NNFI (TLI), and GFI are equal to or greater than .90, and RMSEA is less than .08. There is no statistical difference between the model of six correlated factors and the model of six first-order factors grouped under one higher, second-order factor ($\Delta\chi^2 = 43.89$, $\Delta df = 9$; $p = .98$; and both models have the same CFI value of .92). The model of a single factor and the model of six independent factors did not receive empirical support: in both cases, RMSEAs are equal to or greater than .08, and CFIs and TLI are less than .90.

Table 1 (last column) shows the degree of relationship (standardized lambda weights) for each item with its corresponding first-order factor, as well as the degree of relationship for each first-order factor with the higher, second-order factor (standardized gamma weights). All item weights on the factor they belong to and all the weights of first-order factors on the second-order factor are above .60.

Table 2. Results of confirmatory factor analysis of the Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV).

MODELS	χ^2 corrected for non-normality	df	RMSEA	CFI	NNFI (TLI)	GFI
M1. A single factor	1220.62	189	.08	.83	.81	.91
M2. Six independent factors	2075.18	189	.11	.68	.65	.63
M3. Six correlated factors	644.68	174	.06	.92	.91	.98
M4. Six first-order factors grouped under one second-order factor	688.57	183	.06	.92	.90	.97

doi:10.1371/journal.pone.0136842.t002

Reliability

The reliability (Cronbach's alpha, McDonald's omega, and the GLB) of the OCI-CV scale is shown in Table 3. As can be observed, reliability indices of the total score and subscales are high. Although the neutralizing scale obtains a lower score than the remaining subscales, it still has a score greater than .70 (Table 3).

Test-retest reliability

Correlations were statistically significant ($p < .01$) for all scales. The total OCI-CV presents a large 3-week test-retest correlation ($r = .78$). However, the coefficients were somewhat lower for the OCI-CV subscales (Doubting/Checking: $r = .69$; Obsessing: $r = .70$; Hoarding: $r = .59$; Washing: $r = .68$; Ordering: $r = .63$; Neutralizing: $r = .55$).

Convergent and discriminant validity

As is shown in Table 4, correlations of the OCI-CV total score with the convergent measures (e.g., CFOCI-Symptoms, CFOCI-Severity, SOCS, and OCD scale of RCADS) were higher, ranging from .60 to .69, than their correlations with the discriminant measures (e.g., all RCADS scales, except the obsessive-compulsive scale, RCADS-OCD), which ranged from .39 to .64. In most cases, the correlation of the OCI-CV total score with the convergent measures was statistically higher than its correlations with the discriminant measures, partially supporting the convergent/discriminant validity of the OCI-CV total score. Applying the Meng, Rosenthal, and Rubin [43] criteria, the only exceptions were the following five (out of 23): correlations of the OCI-CV total score with CFOCI-Symptoms, CFOCI-Severity, and the RCADS-OCD did not differ statistically from its correlation with the RCADS total score; and correlations of the OCI-CV total score with CFOCI-severity and the RCADS-OCD did not differ from its correlation with RCADS-Panic.

Table 3. Reliability (Cronbach's Alpha, McDonald's Omega, and GLB) for scales of the OCI-CV. Total sample: N = 816.

Scales	Alpha	Omega	GLB
Doubting/Checking	.76	.76	.79
Obsessing	.88	.88	.90
Hoarding	.80	.82	.82
Washing	.80	.80	.80
Ordering	.76	.76	.76
Neutralizing	.71	.73	.73
Total Score	.91	.91	.96

GLB = Greatest Lower Bound to reliability.

doi:10.1371/journal.pone.0136842.t003

Table 4. Convergent/Discriminant validity (N = 816).

	OCI-CV						
	Doubting/ Checking	Obsessing	Hoarding	Washing	Ordering	Neutralizing	Total
C-FOCI- Symptom Checklist	.60**	.46**	.38**	.46**	.48**	.45**	.68**
- Severity Scale	.45**	.53**	.41**	.32**	.37**	.40**	.60**
SOCS	.57**	.47**	.41**	.47**	.48**	.45**	.69**
RCADS							
- Separation Anxiety	.33**	.37**	.23**	.17**	.16**	.37**	.39**
- Social Phobia	.46**	.43**	.35**	.23**	.31**	.31**	.52**
- Generalized Anxiety	.45**	.43**	.32**	.29**	.32**	.27**	.52**
- Panic Disorder	.49**	.56**	.39**	.23**	.31**	.40**	.58**
- Obsessive-Compulsive Disorder	.55**	.55**	.36**	.31**	.37**	.37**	.62**
- Major Depression	.42**	.54**	.37**	.15**	.29**	.34**	.52**
- Total score	.57**	.61**	.43**	.28**	.37**	.43**	.66**

OCI-CV, Obsessive Compulsive Inventory-Child Version; C-FOCI, Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory; SOCS, Short OCD Screener; RCADS, Revised Child Anxiety and Depression Scale.

** $p < .01$

doi:10.1371/journal.pone.0136842.t004

Age and gender differences

The MANOVA conducted shows significant differences related to gender (Wilks's Lambda = .97, $F(6, 807) = 3.68$, $p < .01$), specifically in Doubt/Checking ($F = 6.10$, $p < .05$), Obsessing ($F = 21.79$, $p < .001$), and Hoarding ($F = 4.59$, $p < .05$), with higher means for women in all cases. All effect sizes are small (partial $\eta^2 = .01-.03$).

The participants' age was also significantly related to OCD symptoms (Wilks's Lambda = .93, $F(6, 807) = 9.46$, $p < .001$). These differences are present in all factors, except for Neutralizing: Doubt/Checking ($F = 11.43$, $p < .01$), Obsessing ($F = 14.89$, $p < .001$), Hoarding ($F = 7.85$, $p < .01$), Washing ($F = 41.56$, $p < .001$), and Ordering ($F = 27.70$, $p < .001$), with older participants scoring higher. Effect sizes are small for all subscales (partial $\eta^2 = .01-.03$), except for Washing with moderate effect size (partial $\eta^2 = .05$). Concerning the interaction gender x age, significant differences are not found.

Discussion

The main objective of this study was to examine empirically whether the OCI-CV is a reliable and valid instrument for the assessment of OCD symptoms in a community-based sample of Chilean children and adolescents. Overall, the OCI-CV is a suitable instrument for the assessment of the multidimensionality of OCD.

The confirmatory factor analysis of the OCI-CV in Chilean adolescents indicated an acceptable fit of data to the model of six first-order factors and one higher second-order factor, equal to that reported by Rodríguez-Jiménez et al. [21], as well as to the correlated six-factor model previously found by Foa et al. [11], Jones et al. [19], and Rosa-Alcázar et al. [20]. Thus, the scores from the Chilean sample were grouped within the same six factors as previous studies with clinical [11, 19] and non-clinical samples [20, 21], and all factors included the same items as those in the original version [11], suggesting that OCD can be conceptualized more as a spectrum of overlapping syndromes than as a single disorder.

With respect to estimates of reliability, the results specified high internal consistency for the total score ($> .90$) and all subscales of the OCI-CV (.71-.90) in the sample of Chilean

adolescents. These results are consistent with other studies showing estimates of internal consistency greater than .85 for the OCI-CV total score and around .80 for subscales [11, 13, 19, 20, 21, 22, 45]. Furthermore, estimates of internal consistency are above the recommended value of .70 by Nunnally & Bernstein [46]. In addition, our results indicated a moderate to large 3-week test-retest reliability ($r = .55-.78$), which was similar to studies with clinical ($r = .68-.89$; Foa et al. [11]) and non-clinical samples ($r = .70-.82$; Rosa-Alcázar et al. [20]). Consequently, the stability of the OCI-CV across applications showed good psychometrics.

Regarding convergent and discriminant validity, the correlations between the total and subscale scores with other OCD instruments with empirical support (C-FOCI, SOCS, and the OCD subscale of RCADS-30) were moderate to large ($r = .31-.69$). These results are consistent with previous studies showing small to moderate correlations ($r = .14-.52$) between OCI-CV scores and different measures of OCD (e.g., CYBOCS, LOI-CV, MOCI, etc.) [11, 13, 19, 20, 21, 45]. In addition, our OCI-CV scores exhibited small to large correlations with anxiety symptoms ($r = .16-.66$) and major depression symptoms ($r = .15-.54$) measured with the RCADS-30. These findings were similar to those found in previous studies, showing a significant correlation with anxiety ($r = .24-.62$) and depression measures ($r = .17-.47$) [11, 20, 45]. Overall, these results highlight the convergent validity of the OCI-CV. On the contrary, evidence concerning discriminant validity was not sufficiently supported, since correlations with depression and anxiety measures were also significant, but lower than those with specific measures of OCD.

Concerning gender and age differences in OCD symptoms, our study highlights significant differences according to gender. Female adolescents presented significantly higher scores in the Checking, Obsessing, Hoarding, and Neutralizing subscales. Anyway, there is some controversy regarding this topic, due to the fact that some studies support these gender differences [1, 16, 21], whereas other studies do not find these differences [11, 19, 20]. Regarding age differences, adolescents show higher scores than children. These differences are consistent with studies with clinical and community-based samples [11, 21]. However, one specific study found that OCD symptoms were higher among children than among adolescents [20].

To sum up, the OCI-CV seems to be an excellent instrument for assessing OCD symptomatology in children and adolescents. The results of our study show that the OCI-CV presents psychometric properties similar to the original version when it is administered to Chilean adolescents.

However, future studies should take into account some considerations: 1) only self-report measures were used in this research, which could introduce biases such as social desirability. In this sense, future research should employ different evaluation procedures (e.g., information from parents); 2) Chilean adolescents belonging to the Mapuche ethnic group were included in this study, so future research should examine the psychometric properties of the OCI-CV according to ethnic differences (e.g., the Chilean Mapuche population); and 3) this study only included a non-clinical sample. Thus, examining the psychometric properties of the OCI-CV in clinical samples of Chilean adolescents is a pending task.

In conclusion, the OCI-CV presents different strengths, such as providing the assessment of OCD symptom severity and adequate reliability and validity supported in different populations. Overall, our data are consistent with previous literature on dimensional models of OCD and OCD symptomatology, which support the latent structure of obsessive-compulsive symptoms or dimensions [27]. Similarly, the examination of the OCI-CV in a nonclinical sample is consistent with evidence that obsessions and compulsions are universal experiences, occurring clinical and nonclinical individuals on a continuum of severity [25–27].

To sum up, following the classification of EBAs [7, 8], which are based on three levels of empirical support, the OCI-CV can be considered a well-established, or at least a promising, pediatric OCD assessment instrument. Its use as a diagnostic and screener instrument for

OCD in Chilean children and adolescents, as well as an excellent measure for cross-cultural studies on OCD symptoms, can be recommended with scientific warranties.

Author Contributions

Conceived and designed the experiments: AMG TRJ JAP. Performed the experiments: AMG TRJ JAP. Analyzed the data: TRJ JAP AG. Contributed reagents/materials/analysis tools: AMG TRJ JAP PVV. Wrote the paper: AMG TRJ JAP.

References

1. American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (5th ed.). Washington, DC.: American Psychiatric Association; 2013.
2. Farrell L, Barrett PM. Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: Cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *Br J Psychol*. 2006; 97: 95–114. PMID: [16464289](#)
3. Canals J, Hernández-Martínez C, Cosí S, Voltas N. The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *J Anxiety Disord*. 2012; 26: 746–752. doi: [10.1016/j.janxdis.2012.06.003](#) PMID: [22858901](#)
4. Godoy A, Gavino A, Carrillo F, Cobos M P, Quintero C. Factor structure of the Spanish version of the Spence Children Anxiety Scale (SCAS). *Psicothema*. 2011; 23: 289–294. PMID: [21504683](#)
5. Orgilés M, Méndez X, Espada JP, Carballo JL, Piqueras JA. Anxiety disorder symptoms in children and adolescents: Differences by age and gender in a community sample. *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2012; 5: 115–120. doi: [10.1016/j.rpsm.2012.01.005](#) PMID: [22854582](#)
6. Overduin MK, Furnham A. Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *J Obsess Compuls Rel*. 2012; 1: 312–324.
7. Cohen LL, La Greca AM, Blount RL, Kazak AE, Holmbeck GN, Lemanek KL. Introduction to special issue: Evidence-based assessment in pediatric psychology. *J Pediatr Psychol*. 2008; 33: 911–915. PMID: [16675715](#)
8. McGuire JF, Kugler BB, Park JM, Horng B, Lewin AB, Murphy TK, et al. Evidence-based assessment of compulsive skin picking, chronic tic disorders and trichotillomania in children. *Child Psychiat Hum D*. 2012; 43: 855–883.
9. Iniesta-Sepúlveda M, Rosa-Alcázar AI, Rosa-Alcázar A, Storch EA. Evidence-Based Assessment in Children and Adolescents with Obsessive–Compulsive Disorder. *J Child Fam Stud*. 2014; 23: 1455–1470.
10. Scahill L, Riddle MA, McSwiggin-Hardin M, Ort SI, King RA, Goodman WK, et al. Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: Reliability and validity. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*. 1997; 36: 844–852. PMID: [9183141](#)
11. Foa EB, Coles ME, Huppert JD, Pasupuleti RV, Franklin ME, March JS. Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behav Ther*. 2010; 41: 121–132. doi: [10.1016/j.beth.2009.02.001](#) PMID: [20171333](#)
12. Storch EA, Khanna M, Merlo LJ, Loew BA, Franklin M, Reid JM, et al. Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory: Psychometric properties and feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiat Hum D*. 2009; 40: 467–83. doi: [10.1007/s10578-009-0138-9](#) PMID: [19326209](#)
13. Storch EA, Muroff J, Lewin MAB, Geller D, Ross A, McCarthy K, et al. Development and preliminary psychometric evaluation of the Children's Saving Inventory. *Child Psychiat Hum D*. 2011; 42: 166–82.
14. Nogueira R, Godoy A, Romero P, Gavino A, Cobos MP. Propiedades psicométricas de la versión española del Obsessive Belief Questionnaire–Children Version (OBQ-CV) en una muestra no clínica. *Psicothema* 2012; 24: 674–679. PMID: [23079369](#)
15. Foa EB, Huppert JD, Leiberg S, Langner R, Kichic R, Hajcak G. The Obsessive-compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychol Assessment*. 2002; 14: 485–495.
16. Martínez-González AE, Piqueras JA, Marzo JC. Validation of the Obsessive-Compulsive Inventory Revised (OCI-R) for Spanish adolescent population. *An Psicol Spain*. 2011; 27: 763–773.
17. Piqueras JA, Martínez-González AE, Hidalgo MD, Fullana MA, Mataix D, Rosa AI. Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory-Revised in a non-clinical sample of late adolescents. *Behav Psychol*. 2009; 17: 561–572.
18. Mataix-Cols D, Frost RO, Pertusa A, Clark LA, Saxena S, Leckman JF, et al. Hoarding disorder: a new diagnosis for DSM-V? *Depress Anxiety*. 2010; 27: 556–572. doi: [10.1002/da.20693](#) PMID: [20336805](#)

19. Jones AM, De Nadai AS, Arnold EB, McGuire JF, Lewin AB, Murphy TK, et al. Psychometric Properties of the Obsessive Compulsive Inventory: Child Version in Children and Adolescents with Obsessive-Compulsive Disorder. *Child Psychiat Hum D.* 2013; 44: 137–151.
20. Rosa-Alcázar AI, Ruiz-García B, Iniesta-Sepúlveda M, López-Pina JA, Parada-Navas JL. Obsessive Compulsive Inventory-Child Version (OCI-CV) in a Spanish community sample of children and adolescents. *Psicothema.* 2014; 26: 174–179. doi: [10.7334/psicothema2013.210](https://doi.org/10.7334/psicothema2013.210) PMID: [24755017](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/24755017/)
21. Rodríguez-Jiménez T, Godoy A, Piqueras JP, Gavino A, Martínez-González AE, Foa EB. Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory—Child version (OCI-CV) in general population. *Eur J Psychol Assess.* In press.
22. Lewin AB, Caporino N, Murphy TK, Geffken GR, Storch EA. Understudied clinical dimensions in pediatric obsessive compulsive disorder. *Child Psychiat Hum D.* 2010; 41: 675–691.
23. Rodríguez-Jiménez T, Blasco L, Piqueras JA. Relación entre subtipos de sintomatología obsesivo compulsiva y de perfeccionismo en adolescentes. *Behav Psychol.* 2014; 22: 203–217.
24. Huey S, Polo A. Evidence-based psychosocial treatments for ethnic minority youth. *J Clin Child Adolesc Psychol.* 2008; 37: 262–301. doi: [10.1080/15374410701820174](https://doi.org/10.1080/15374410701820174) PMID: [18444061](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/18444061/)
25. Abramowitz JS, Deacon BJ, Olatunji BO, Wheaton MG, Berman NC, Losardo D, et al. Assessment of obsessive-compulsive symptom dimensions: development and evaluation of the Dimensional Obsessive-Compulsive Scale. 2010. *Psychol Assess;* 22: 180–198. doi: [10.1037/a0018260](https://doi.org/10.1037/a0018260) PMID: [20230164](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/20230164/)
26. Mataix-Cols D, do Rosario-Campos MC, Leckman JF. A multidimensional model of obsessive-compulsive disorder. 2005. *Am J Psychiatry;* 162: 228–238. PMID: [15677583](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/15677583/)
27. Olatunji BO, Williams BJ, Haslam N, Abramowitz JS, Tolin DF. The latent structure of obsessive-compulsive symptoms: A taxometric study. 2008. *Depress Anxiety;* 25: 956–968. PMID: [17943983](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/17943983/)
28. Piqueras JA, Rodríguez-Jiménez T, Moreno E, Ortiz AG, Lázaro L, Storch E. Factor structure and diagnostic validity of the Children's Florida Obsessive Compulsive Inventory (C-FOCI) in children and adolescents. Submitted Manuscript; 2015.
29. Uher R, Heyman I, Mortimore C, Frampton I, Goodman R. Screening young people for obsessive-compulsive disorder. *Br J Psychiatry.* 2007; 191: 353–354. PMID: [17906247](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/17906247/)
30. Piqueras JA, Rodríguez-Jiménez T, Ortiz AG, Moreno E, Lázaro L, Godoy A. Validation of the Short Obsessive-Compulsive Disorder Screener (SOCS) in children and adolescents. *BJPsych Open.* 2015; 1: 21–26.
31. Chorpita BF, Yim L, Moffitt CE, Umemoto LA, Francis SE. Assessment of symptoms of DSM-IV anxiety and depression in children: A Revised Child Anxiety And Depression Scale. *Behav Res Ther.* 2000; 38: 835–855. PMID: [10937431](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/10937431/)
32. Sandín B, Valiente RM, Chorot P. RCADS: evaluación de los síntomas de los trastornos de ansiedad y depresión en niños y adolescentes. *Rev Psicop Psic Cl.* 2009; 14: 193–206.
33. Araya R, Fritsch R, Spears M, Rojas G, Martínez V, Barroilhet S, et al. School intervention to improve mental health of students in Santiago, Chile: a randomized clinical trial. *JAMA Pediatrics.* 2013; 167: 1004–1010. doi: [10.1001/jamapediatrics.2013.2361](https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2013.2361) PMID: [23999656](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/23999656/)
34. Esbjørn BH, Sørhøvd MJ, Turnstedt C, Reinholdt-Dunne ML. Assessing the Revised Child Anxiety and Depression Scale (RCADS) in a national sample of Danish youth aged 8–16 years. *PLOS ONE.* 2012; 7: e37339. doi: [10.1371/journal.pone.0037339](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0037339) PMID: [22649520](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/22649520/)
35. Dimitrov DM. Comparing groups on latent variables: A structural equation modeling approach. *Work.* 2006; 26: 429–436. PMID: [16788262](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/16788262/)
36. Hu L, Bentler PM. Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling.* 1999; 6: 1–55.
37. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Struct Equ Modeling.* 2002; 9: 233–255.
38. McDonald RP. *Test theory: A unified treatment.* Mahwah, NJ, USA: Lawrence Erlbaum; 1999.
39. Woodhouse B, Jackson PH. Lower bounds to the reliability of the total score on a test composed of non-homogeneous items: II. A search procedure to locate the greatest lower bound. *Psychometrika.* 1977; 42: 579–591.
40. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behav Res Methods.* 2006; 38: 88–91. PMID: [16817517](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/16817517/)
41. Schweizer K. On the changing role of Cronbach's α in the evaluation of the quality of a measure. *Eur J Psychol Assess.* 2011; 27: 143–144.
42. Cohen J. *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum; 1988.

43. Meng XL, Rosenthal R, Rubin DB. Comparing correlated correlations coefficients. *Psychological Bulletin*. 1992; 111: 172–175.
44. R Core Team. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna, Austria; 2014. Available: <http://www.R-project.org>. Accessed 15 July 2015.
45. Storch EA, Larson MJ, Muroff J, Caporino NE, Geller D, Reid JM, et al. Predictors of functional impairment in pediatric obsessive-compulsive disorder. *J Anxiety Disord*. 2010; 24: 275–83. doi: [10.1016/j.janxdis.2009.12.004](https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2009.12.004) PMID: [20056376](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/20056376/)
46. Nunnally JC, Bernstein IH. *Psychometric theory*. 3rd ed. New York: McGraw Hill; 1994.



**Relación entre subtipos de
sintomatología obsesivo compulsiva y
de perfeccionismo en adolescentes**



Behavioral Psychology / Psicología Conductual, Vol. 22, Nº 2, 2014, pp. 203-217

RELACIÓN ENTRE SUBTIPOS DE SINTOMATOLOGÍA OBSESIVO COMPULSIVA Y DE PERFECCIONISMO EN ADOLESCENTES

Tíscar Rodríguez-Jiménez, Lorena Blasco y José A. Piqueras
Universidad Miguel Hernández de Elche (España)

Resumen

El objetivo de este estudio fue analizar las relaciones entre los tipos de sintomatología obsesivo compulsiva y las dimensiones de perfeccionismo (auto o socialmente orientado) en adolescentes. La muestra estuvo compuesta por 326 adolescentes entre 12 y 18 años, de los cuales 180 fueron hombres y 146 mujeres. En general, los adolescentes con más sintomatología obsesivo compulsiva, independientemente del subtipo, presentaron mayores niveles de perfeccionismo. Los subtipos de comprobación, obsesión y orden fueron los que más se asociaron con ambas dimensiones de perfeccionismo, haciéndolo el orden en mayor grado con el perfeccionismo autorientado. De igual modo, ser mujer se mostró una variable predictora significativa para la presencia de sintomatología obsesivo compulsiva en general y en todos los subtipos excepto en neutralización. Sugerimos que los diferentes grados de asociación entre dimensiones de sintomatología obsesivo compulsiva y de perfeccionismo y las diferencias de sexo en adolescentes pueden resultar de interés para diseñar programas de intervención más eficaces.

PALABRAS CLAVE: *sintomatología obsesivo compulsiva, perfeccionismo, sexo, adolescentes.*

Abstract

The objective of this study was to analyze the relationships between types of obsessive-compulsive symptomatology and dimensions of perfectionism (self-oriented or socially prescribed) in adolescents. The sample consisted of 326 adolescents (12-18 years old), 180 boys and 146 girls. Overall, adolescents with more obsessive-compulsive symptoms had higher levels of perfectionism. Checking, obsession and order subtypes were the most associated dimensions with both dimensions of perfectionism, order showing a higher relationship with self-oriented perfectionism. Similarly, female gender was a significant predictor for the presence of obsessive-compulsive symptoms in general and in all subtypes, except neutralization. We suggest that the different degrees of association between dimensions of obsessive-compulsive symptomatology and perfectionism, and gender differences in adolescents can be of interest to design more effective intervention programs.

KEY WORDS: *obsessive-compulsive symptomatology, perfectionism, gender, adolescents.*

Correspondencia: Tíscar Rodríguez-Jiménez, Dpto. de Psicología de la Salud, Universidad Miguel Hernández de Elche, Edf. Altamira, Avda. de la Universidad, s/n, 03202 Elche (España). E-mail: tiscar.rj@gmail.com

Introducción

El trastorno obsesivo compulsivo (TOC) se enmarca en un nuevo capítulo de la quinta edición del Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (*Diagnostic and statistical manual of mental disorders* [DSM-5]; *American Psychiatric Association* [APA], 2013), denominado trastornos obsesivos compulsivos y relacionados. El TOC se caracteriza por la presencia de obsesiones y/o compulsiones recurrentes que producen malestar intenso e interfieren en el funcionamiento de la vida diaria de quien las padece (APA, 2013). Según estudios epidemiológicos, este trastorno se inicia con frecuencia durante la adolescencia (Farrell, Barret y Piacentini, 2006; Sánchez-Meca, Gómez y Méndez, 2003; Vargas, Palacios, González y de la Peña, 2008). En población infantil y adolescente las cifras de prevalencia pueden llegar hasta un 3% para el TOC clínico y hasta un 19% para el TOC subclínico (Keeley y Storch, 2008; Valleni-Basile *et al.*, 1994).

El término de TOC subclínico, introducido por Lenane *et al.* (1990), se refiere a las obsesiones y/o compulsiones que no son suficientemente graves como para cumplir los criterios diagnósticos completos, pero que no por ello dejan de presentar sintomatología obsesiva y compulsiva significativa (Toro, 2001).

Existe cierto consenso respecto a la existencia de diferentes dimensiones o subtipos del TOC tanto clínico como subclínico en población adulta y en niños y adolescentes (García-Soriano, Belloch y Morillo, 2008; Rivas, Planas y Gavino, 2009). Estas dimensiones (grupos de síntomas) suelen oscilar entre 4 y 6 en la mayoría de estudios (García-Soriano *et al.*, 2008). Seguiremos aquí la clasificación propuesta por el grupo de Foa (Foa *et al.*, 2002; Foa *et al.*, 2010; Foa, Kozak, Salkovskis, Coles y Amir, 1998). Los análisis factoriales realizados por estos autores han indicado seis factores o escalas de síntomas: duda/comprobación, obsesión, acumulación, lavado, orden y neutralización mental. Así, siguiendo a Foa *et al.* (1998), se entiende por comprobación cuando una persona inspecciona o comprueba de manera excesiva con el propósito de evitar que ocurra una determinada catástrofe. También se incluye en este factor las dudas sobre algunos comportamientos bien realizados. El subtipo de obsesiones se refiere a pensamientos, imágenes o impulsos recurrentes que invaden la conciencia de la persona, independientemente de su voluntad. Esas ideas son experimentadas como desagradables o repugnantes, aunque se intenten ignorar, no se puede. En cuanto al subtipo de acumulación, éste se caracteriza porque la persona duda a la hora de tirar objetos de todo tipo, acumulando gran cantidad de ellos. El subtipo de lavado se distingue por la sensación de sentirse contaminado, infectado o sucio. El paciente responde a esta sensación lavándose compulsivamente. Por otro lado, el subtipo orden se caracteriza por tener la "manía" de tenerlo todo ordenado, por lo que la persona pasa horas y horas cambiando las cosas de lugar o revisando que todo esté en el sitio correcto. Por último, el subtipo de neutralización consiste en la realización de actos mentales para "neutralizar", prevenir o evitar la ocurrencia de consecuencias negativas, tales como repetirse frases, contar una serie de números repetidas veces, etc. Estos autores defienden que los subtipos no son mutuamente excluyentes, ya que un paciente puede tener síntomas de varios tipos. A la hora de establecer las diferentes modalidades o subtipos de TOC, los autores atienden a

tendencias generales o cuestiones de grado, por lo que postulan un modelo inequívocamente dimensional, más que categorial excluyente en el que primen la presencia versus la ausencia total de estímulos disparadores y de anticipación de consecuencias catastróficas. Esto implica la aplicabilidad de este modelo dimensional tanto a población clínica como comunitaria de cualquier edad (García-Soriano *et al.*, 2008). Todos estos aspectos permiten comparar dicha heterogeneidad del TOC en muestras clínicas y no clínicas de niños, adolescentes y adultos y en diferentes culturas. Para ello se desarrolló y posteriormente se procedió a la traducción y validación a múltiples idiomas del "Inventario de obsesiones y compulsiones" (*Obsessive-Compulsive Inventory*, OCI; Foa *et al.*, 1998), su versión abreviada y revisada, el "Inventario de obsesiones y compulsiones revisado" (*Obsessive-Compulsive Inventory-Revised*, OCI-R; Foa *et al.*, 2002) y la "Versión para niños del inventario de obsesiones y compulsiones" (*Child Version of the Obsessive-Compulsive Inventory*, OCI-CV; Foa *et al.*, 2010). Por ejemplo, en adolescentes españoles, dos estudios (Martínez-González, Piqueras y Marzo, 2011; Piqueras *et al.*, 2009) han hallado que estas seis dimensiones de sintomatología TOC en adultos se replican en población comunitaria española adolescente.

Un rasgo común que destaca en el TOC y en la sintomatología obsesivo compulsiva es el perfeccionismo, tanto en población clínica adulta como de niños y adolescentes (Wu y Cortesi, 2009; Ye, Rice y Storch, 2008). Se define como una característica de la personalidad o creencia disfuncional que implica una tendencia a poner excesivo énfasis en la precisión y la organización, preocupación excesiva por los errores siendo incapaz de tolerarlos, dudas sobre la calidad de los logros personales y autoevaluación crítica si las normas no son alcanzadas (Castro-Fornieles *et al.*, 2007). Esta variable también se ha asociado a diversos trastornos mentales, tales como los de la conducta alimentaria, ansiedad y depresión (Egan, Wade y Shafran, 2011). En consecuencia, aunque diferentes trabajos ponen de manifiesto que el perfeccionismo no es exclusivo del TOC (p. ej., Egan *et al.*, 2011), su relación con este trastorno ha sido ampliamente respaldada. Al igual que ocurre en el TOC, existen diferentes propuestas que pretenden comprender la multidimensionalidad del perfeccionismo. Seguiremos aquí la propuesta de Hewitt y Flett (1991), que diferencian un perfeccionismo orientado hacia uno mismo, que se define como tener normas exigentes para uno mismo, evaluar la propia conducta severamente y luchar para lograr la perfección y evitar el fracaso, y un perfeccionismo socialmente orientado, que se refiere a creer que los demás tienen normas excesivamente elevadas respecto a uno, que será evaluado rigurosamente y que ejercerán presión para que sea perfecto. Siguiendo la excelente revisión de Cook y Kearney (2009), el perfeccionismo autorientado se ha relacionado en adultos con depresión, ansiedad y trastornos de la conducta, así como también con aspectos saludables, tales como altas expectativas para el éxito, habilidades organizacionales bien desarrolladas y una fuerte motivación para el éxito. En niños y adolescentes se ha asociado con insatisfacción con el cuerpo, anorexia y bulimia, al mismo tiempo que con mayor esfuerzo académico, motivación intrínseca y fuerte deseo para alcanzar metas académicas (Cook y Kearney, 2009). Por su parte, el perfeccionismo socialmente orientado en adultos se ha asociado al miedo a la evaluación negativa, a mostrar ansiedad social y desesperanza, mayor deseo

de atención positiva por parte de los demás, tendencia a posponer las tareas, a sentirse demasiado conscientes de sí mismos en público y a la personalidad de tipo A. Además en adultos, se ha hallado un riesgo para padecer trastorno de pánico, fobia social, trastorno obsesivo compulsivo y otras áreas de desajuste. En niños y adolescentes, se ha asociado a aspectos positivos tales como mayor esfuerzo en la escuela, pero también con aspectos negativos como depresión, suicidabilidad, ansiedad, baja autoestima, insatisfacción con la imagen corporal y actitudes disfuncionales en la alimentación. Aunque son resultados contradictorios, algunos estudios (Hewitt, Flett, Besser, Sherry y McGee, 2003; Lozano, García-Cueto, Martín y Lozano, 2012; Nobel, 2007) concluyen que es el perfeccionismo socialmente prescrito el que se asocia más ampliamente que el orientado hacia sí mismo con las dificultades psicológicas (ansiedad, depresión, ira, estrés social, etc.).

Otros trabajos, empleando otras clasificaciones de la dimensionalidad del perfeccionismo, han explorado la relación entre los diferentes tipos de perfeccionismo y la sintomatología TOC (Ashby y Bruner, 2005; Sassaroli *et al.*, 2008; Suzuki, 2005; Ye *et al.*, 2008). En general, coinciden al señalar que es la preocupación por cometer errores y el perfeccionismo desadaptativo frente a la tendencia a mantener altos estándares o perfeccionismo adaptativo la que más se relaciona con la sintomatología TOC.

Algunos trabajos recientes han tratado de profundizar en la relación entre el perfeccionismo, entre otros rasgos o creencias disfuncionales, y las distintas dimensiones del TOC (Pena-Garijo y Ruipérez, 2012). Así, desde una perspectiva cognitivo conductual, Tolin, Woods y Abramowitz (2003) hallaron en una muestra comunitaria que el perfeccionismo se asociaba de forma moderada con las seis dimensiones del OCI-R, pero lo hacía en mayor medida con la dimensión de orden. Posteriormente, Tolin, Brady y Hannan (2008) replicaron este estudio en población clínica, hallando que las únicas dimensiones del TOC que eran predichas por el perfeccionismo eran acumulación, obsesiones y orden. Julien, O'Connor, Aardema y Todorov (2006) informaron de que el perfeccionismo predecía las puntuaciones en comprobación y precisión, pero no de lavado. Por su parte, Wheaton, Abramowitz, Berman, Riemann y Hale (2010) utilizaron un nuevo instrumento, la "Escala dimensional de obsesiones y compulsiones" (*Dimensional Obsessive Compulsive Scale*, DOCS), para evaluar las dimensiones sintomáticas del TOC y los subtipos de obsesiones y compulsiones, examinando sus relaciones con las creencias disfuncionales que subyacen a esos síntomas. Sus resultados revelaron que las creencias de perfeccionismo predecían los síntomas de simetría/orden fundamentalmente. Polman (2010) halló que el perfeccionismo se relacionaba con dimensiones tales como comprobación, rumiación y precisión.

También hay algunos hallazgos relativos a la asociación de los tipos de sintomatología obsesivo compulsiva con el sexo y la edad. Así, respecto a las diferencias de sexo y edad en sintomatología obsesivo compulsiva, en general parecen descartarse dichas diferencias, ya que los estudios con muestra clínica no encuentran diferencias en ninguna de las dimensiones (Foa *et al.*, 2010; Jones *et al.*, 2013), mientras que los estudios con muestra comunitaria si bien encuentran diferencias en algunas dimensiones, en todos los casos son de magnitud pequeña (Martínez *et al.*, 2011; Piqueras *et al.*, 2009). Por tanto, las diferencias de sexo y de

edad en el TOC son una cuestión todavía abierta al debate, pero que sí precisa ser tenida en cuenta a la hora de examinar relaciones de los subtipos del TOC con otras variables, como es el caso de este estudio.

Sin embargo, no existen suficientes estudios que hayan examinado la relación de las dimensiones de perfeccionismo autorientado frente a socialmente prescrito con cada una de las diferentes dimensiones de la sintomatología obsesivo compulsiva. En consecuencia, el objetivo principal de esta investigación fue analizar la relación de las dimensiones de sintomatología obsesivo compulsiva con el perfeccionismo en una muestra comunitaria de adolescentes. Como un segundo objetivo, se pretendió analizar la asociación de cada subtipo de sintomatología TOC con las dimensiones de perfeccionismo, socialmente prescrito y autorientado, controlando el efecto del sexo, la edad y el nivel socioeconómico.

En consecuencia, se espera hallar, en primer lugar, que los adolescentes con mayores puntuaciones en sintomatología general TOC también presentarán mayores niveles de perfeccionismo general (Wu y Cortesi, 2009; Ye *et al.*, 2008). En segundo lugar, respecto a la asociación entre síntomas de TOC y tipos de perfeccionismo, esperamos hallar, en la línea de estudios previos (Julien *et al.*, 2006; Pena-Garijo y Ruipérez, 2012; Polman, 2010; Tolin *et al.*, 2008; Tolin *et al.*, 2003; Wheaton *et al.*, 2010), que el perfeccionismo se asociará con todas las dimensiones del TOC, pero lo hará en mayor medida con las dimensiones de orden, comprobación y obsesiones, en este orden. Por último, no se espera que exista asociación entre el sexo, la edad o el nivel socioeconómico con los síntomas obsesivo compulsivos y, por tanto, la relación de los subtipos de síntomas del TOC con los tipos de perfeccionismo no estará mediada por estas variables sociodemográficas.

Método

Participantes

La muestra total del estudio estuvo formada por 411 alumnos de Educación Secundaria Obligatoria y Bachillerato (entre 1º de la E.S.O. y 2º de Bachillerato) de la provincia de Alicante. Del total de la muestra 85 fueron excluidos por errores u omisiones en sus respuestas. La muestra definitiva estuvo compuesta por 326 estudiantes con un rango de edad de 12 a 18 años ($M= 15,26$; $DT= 1,80$), en el que 180 fueron chicos y 146 chicas. El grupo muestral fue de oportunidad o conveniencia, si bien las características sociodemográficas indicaron que era representativo a nivel socioeconómico, ya que un 46,9% de la muestra pertenecía al nivel socioeconómico medio, un 13,5 % a nivel bajo y un 39,6 % a alto, según la escala de nivel socioeconómico. El 87,5% (285) de la muestra había nacido en España, mientras que el resto de la muestra tenía diferentes nacionalidades: Europa Occidental (Alemania, Reino Unido y Suiza)= 1,8%; Europa Oriental (Georgia, Hungría, Rumania, Rusia y Ucrania)= 3,3%; Norte de África (Argelia y Marruecos)= 1,5%; Latinoamérica (Argentina, Colombia y Ecuador)= 5,5% y 0,3% de Asia (China).

La prueba chi cuadrado para comprobar la homogeneidad de la distribución de frecuencias indica que no hubo interdependencia entre el sexo y la edad, entre el sexo y la nacionalidad ni entre el sexo y el nivel socioeconómico ($\chi^2= 8,75$; $p= 0,19$; $\chi^2= 19,50$; $p= 0,24$; $\chi^2= 3,63$; $p= 0,16$; respectivamente), luego la distribución fue homogénea.

Instrumentos

- “Inventario de obsesiones y compulsiones, versión para niños” (*Child version of the Obsessive-Compulsive Inventory*, OCI-CV; Foa *et al.*, 2010). El OCI-CV consta de 21 ítems que miden sintomatología obsesivo compulsiva. Cada ítem se puntúa según una escala tipo Likert de 3 puntos donde 0 es “Nunca”, 1 “A veces” y 2 “Siempre”. La estructura del OCI-CV la componen seis subescalas: lavado, comprobación, orden, acumulación, obsesiones y neutralización. La escala muestra buenas propiedades psicométricas en población de habla inglesa (Foa *et al.*, 2010). Los datos preliminares en muestra comunitaria española indican que presenta unas buenas propiedades psicométricas (Rodríguez-Jiménez *et al.*, 2013). En nuestro estudio las puntuaciones mostraron una consistencia interna adecuada para las subescalas y la puntuación total (0,63-0,81).
- “Escala de perfeccionismo en niños y adolescentes” (*Child and Adolescent Perfectionism Scale*, CAPS; Flett, Hewitt, Boucher, Davidson y Munro, 2000; versión española de Castro-Fornieles *et al.*, 2004). El CAPS es un cuestionario de 22 ítems con una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos, donde 1 es “Falso o no me sucede nunca” y 5 “Muy cierto en mi caso”. El CAPS incluye dos subescalas: a) Perfeccionismo orientado hacia uno mismo (tener normas exigentes para uno mismo, evaluar la propia conducta severamente y luchar para lograr la perfección y evitar el fracaso) y b) Perfeccionismo socialmente orientado (creer que los demás tienen normas excesivamente elevadas respecto a uno, que se será evaluado rigurosamente y que ejercerán presión para que no sea perfecto). El estudio de Flett *et al.* (2000) mostró que las puntuaciones en las subescalas de perfeccionismo orientado hacia uno mismo y socialmente orientado tenían correlaciones test-retest de 0,74 y 0,66, respectivamente, y coeficientes alfa de 0,85 para la primera y 0,81 para la segunda (Flett *et al.*, 2000). En nuestro estudio la puntuación total mostró un alfa de Cronbach total de 0,87. La consistencia interna de la subescala perfeccionismo orientado hacia uno mismo fue 0,80 y la de la subescala perfeccionismo socialmente orientado 0,84.
- Cuestionario sociodemográfico *ad hoc*. Consta de una serie de preguntas sobre edad, sexo, curso y país de nacimiento e incluye también la “Escala de poder adquisitivo familiar” (*Family Affluence Scale*, FAS; Currie, Elton, Todd y Platt, 1997). La escala FAS evalúa el poder adquisitivo de las familias; consta de 4 preguntas sobre la disponibilidad de habitación propia, la cantidad de coches y ordenadores que posee la familia y la realización de vacaciones familiares en los últimos 12 meses. La escala permite obtener una clasificación en tres niveles (nivel bajo, medio y alto) de riqueza o nivel socioeconómico.

Procedimiento

Se llevó a cabo una entrevista con el director del centro participante para exponer los objetivos de la investigación, describir los instrumentos de evaluación, solicitar permiso y promover su colaboración. Se solicitó consentimiento informado por escrito de los padres autorizando a sus hijos a colaborar en la investigación. Cinco alumnos no participaron en el estudio por el no consentimiento de los padres.

Los participantes completaron el protocolo de evaluación formado por las cuatro pruebas en pequeños grupos en sus respectivas aulas de clase. Tras repartir los cuadernillos se leyeron en voz alta las instrucciones, subrayando la importancia de elegir la respuesta que consideraran más apropiada y el carácter anónimo y voluntario del estudio. Se les invitó a hacer cualquier pregunta sobre el protocolo.

La aplicación de las pruebas fue efectuada durante la hora de tutoría bajo la supervisión de un psicólogo/a. Para ello, se realizó un horario informativo para los profesores responsables de cada grupo, del día y hora del pase de pruebas. El tiempo medio de aplicación de la prueba fue de 30-35 minutos.

Análisis de datos

Como técnicas de análisis estadístico se empleó el coeficiente de correlación de Pearson, la regresión múltiple siguiendo el método paso a paso y la regresión jerárquica. En primer lugar, se realizaron análisis de correlación bivariada para determinar la asociación entre variables en la muestra total. Se estimó el tamaño de la correlación entre las variables siguiendo los criterios de Cohen (1988). Así, se considera un tamaño de la relación pequeño cuando ésta es menor o igual que 0,10, medio cuando está en torno a 0,30 y grande cuando es igual o mayor que 0,50 (Cohen, 1988; Lipsey y Wilson, 2001).

En segundo lugar, para establecer el valor predictivo de las variables consideradas en el estudio, se llevaron a cabo análisis de regresión múltiple, tomando como variables criterio cada una de las dimensiones del OCI-CV. En el primer bloque se introdujeron las variables sociodemográficas (sexo, edad y nivel socioeconómico) y en el segundo las dimensiones de perfeccionismo. De este modo se puede examinar la contribución única de las dos dimensiones de perfeccionismo que se introducen posteriormente en la ecuación, así como establecer si se produce un incremento significativo en la varianza explicada del criterio, cada vez que se introduce un bloque de variables en la ecuación. Es decir, con este tipo de análisis se trató de establecer la contribución específica de las variables objeto del estudio (perfeccionismo), una vez controlado el efecto de las variables sociodemográficas.

Como paso previo a los diferentes análisis de regresión se analizaron las correlaciones entre todas las variables predictoras o independientes, con el fin de comprobar que dichas correlaciones bivariadas eran menores a 0,70 y poder así descartar la existencia de multicolinealidad (Tabachnick y Fidell, 1996).

Resultados

Asociación entre sintomatología obsesivo compulsiva general y perfeccionismo

Los resultados del análisis de correlación indicaron que todas las dimensiones de perfeccionismo correlacionaron positivamente con la sintomatología obsesivo compulsiva general (puntuación total en el OCI-CV) ($p < 0,01$) (tabla 1). Las magnitudes fueron medianas para la asociación de la sintomatología general de TOC con la puntuación total del CAPS y las subescalas.

Tabla 1

Correlaciones de Pearson entre la sintomatología general del trastorno obsesivo compulsivo y sus dimensiones y la puntuación total y las dimensiones de perfeccionismo

Subescalas del CAPS	Puntuaciones del OCI-CV						
	Total	Comprobación/Duda	Obsesiones	Acumulación	Lavado	Orden	Neutralización
Perfeccionismo autorientado	0,37**	0,29**	0,27**	0,05	0,28**	0,33**	0,19**
Perfeccionismo socialmente orientado	0,39**	0,34**	0,29**	0,13*	0,20**	0,26**	0,33**
Total	0,45**	0,37**	0,33**	0,10	0,28**	0,35**	0,30**

Notas: CAPS= "Child and Adolescent Perfectionism Scale"; OCI-CV= "Child version of the Obsessive-Compulsive Inventory". * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

En la tabla 2 aparecen los resultados referentes a los análisis de regresión múltiple de tipo jerárquico donde han sido introducidas las variables tomando como criterio la puntuación total en el OCI-CV. En primer lugar, la contribución del bloque de variables sociodemográficas fue significativo ($p = 0,003$). Con la inclusión del segundo bloque de variables relativas a las dimensiones de perfeccionismo del CAPS, se produjo un aumento significativo de la varianza explicada ($p = 0,001$).

En suma, los resultados del análisis de regresión jerárquica ponen de manifiesto que la sintomatología obsesivo compulsiva general es predicha por ambos tipos de perfeccionismo, relacionándose con la sintomatología en el mismo grado. Además, el hecho de que el sexo y el nivel socioeconómico se mantengan como variables predictoras en el segundo paso indica un posible efecto causal de estas variables sobre el perfeccionismo. Más concretamente, El modelo de regresión múltiple efectuado indicó que únicamente cuatro variables se mantuvieron en el modelo predictivo, explicando un total de un 25% de la varianza de la sintomatología TOC general (tabla 2). Concretamente la variable sexo indica que esta sintomatología es más frecuente en mujeres, mientras que la variable nivel socioeconómico muestra que esta sintomatología se relaciona inversamente con el nivel socioeconómico, es decir, a menor nivel socioeconómico mayor sintomatología.

Tabla 2
Resumen del análisis de regresión de tipo jerárquico para las variables predictoras de la puntuación total del OCI-CV

Variabes	F	B	SEB	β
Bloque 1	4,86*			
Sexo		2,13	0,65	0,18**
Edad		0,19	0,18	0,06
Escala de poder adquisitivo (FAS)		-0,26	0,24	-0,06
Bloque 2	20,87**			
Sexo		2,02	0,58	0,17**
Edad		-0,03	0,16	-0,01
Escala de poder adquisitivo (FAS)		-0,52	0,22	-0,12*
CAPS-Perfeccionismo autorientado		0,19	0,04	0,27**
CAPS-Perfeccionismo socialmente orientado		0,19	0,04	0,26**

Notas: CAPS= "Child and Adolescent Perfectionism Scale"; OCI-CV= "Child version of the Obsessive-Compulsive Inventory". $R^2= 0,04$ para paso 1; $\Delta R^2= 0,20$ para paso 2 ($p < 0,01$). * $p < 0,05$ ** $p < 0,01$.

Asociación entre dimensiones del TOC y perfeccionismo

Los resultados de los análisis de correlación de las seis dimensiones del OCI-CV (comprobación, obsesión, acumulación, lavado, orden y neutralización) indicaron que todas correlacionaron positivamente con cada subescala de perfeccionismo y con los totales ($p < 0,01$) (tabla 1).

Al introducir todas las dimensiones en el modelo de regresión múltiple para predecir cada dimensión del OCI-CV, se observó que sólo algunas de las variables predictoras se asociaron de forma significativa con cada variable dependiente, así como que los porcentajes de varianza explicada de cada sintomatología TOC variaron entre la nula relación del perfeccionismo con acumulación hasta el 15% para duda/comprobación u orden (tabla 3).

Como puede observarse en la tabla 3, el sexo fue la variable que se mantuvo en todos los modelos, además de hacerlo con una variable significativamente asociada con todas las dimensiones del TOC, excepto en neutralización, en el sentido de que las chicas presentan mayores puntuaciones en todas las dimensiones del TOC.

Por su parte, el poder adquisitivo o nivel socioeconómico solo se mantuvo en el modelo de acumulación, que precisamente es el único que no se relaciona con las dimensiones de perfeccionismo analizadas.

Por dimensiones de TOC, Duda/Comprobación se asoció al perfeccionismo socialmente orientado, autorientado y al sexo, en este orden; Obsesiones se asoció a ambas dimensiones de perfeccionismo y al sexo, en el mismo orden; Acumulación no se asoció con perfeccionismo, pero sí con el nivel socioeconómico y el sexo; Lavado se asoció con perfeccionismo autorientado únicamente y con el sexo; Orden lo hizo con ambas dimensiones, pero más con autorientado que con social, así como con el sexo al mismo nivel que esta última dimensión; Neutralización se asoció solo con perfeccionismo socialmente orientado.

Tabla 3
Resumen del análisis de regresión de tipo jerárquico para las variables predictoras de las dimensiones de sintomatología TOC (subescalas del OCI-CV)

	Comprobación		Obsesiones		Acumulación		Lavado		Orden		Neutralización	
	B	SEB	β	B	SEB	β	B	SEB	β	B	SEB	β
Bloque 1												
Sexo	0,45	0,21	0,12*	0,49	0,19	0,14*	0,45	0,16	0,15**	0,18	0,13*	-0,08
Edad	0,02	0,06	0,02	0,12	0,05	0,12*	-0,03	0,04	-0,04	0,11	0,12*	0,01
Escala de poder adquisitivo (FAS)	-0,01	0,08	-0,04	-0,04	0,07	-0,03	-0,03	0,06	-0,03	0,02	0,02	-0,05
R ²	0,02			0,04		0,05	0,03		0,03	0,03		0,01
F	1,71			4,43		5,12	2,88		3,52		0,81	
p	0,17			0,005		0,002	0,04		0,015		0,49	
Bloque 2												
Sexo	0,42	0,19	0,11*	0,47	0,18	0,13*	0,38	0,15	0,15**	0,41	0,17	0,12*
Edad	-0,03	0,05	-0,03	0,07	0,05	0,07	-0,03	0,04	-0,09	0,05	0,05	0,06
Escala de poder adquisitivo (FAS)	-0,06	0,07	-0,05	-0,09	0,07	-0,07	-0,16	0,06	-0,08	-0,04	0,06	-0,03
CAPS-Perfeccionismo autorientado	0,04	0,01	0,19**	0,04	0,01	0,19**	0,01	0,01	0,27**	0,05	0,01	0,28**
CAPS-Perfeccionismo socialmente orientado	0,06	0,01	0,25**	0,04	0,01	0,20**	0,02	0,01	0,08	0,02	0,01	0,12*
ΔR ²	0,14			0,10		0,02	0,09		0,12	0,12		0,11
F	11,77			10,71		4,33	8,72		11,14		8,94	
p	0,001			0,001		0,001	0,001		0,001		0,001	0,001

Notas: CAPS= "Child and Adolescent Perfectionism Scale"; OCI-CV= "Child version of the Obsessive-Compulsive Inventory". *p< 0,05; **p< 0,01.

Discusión

El objetivo general de este estudio fue analizar la relación de las diferentes dimensiones de sintomatología obsesivo compulsiva con las dimensiones del perfeccionismo en población comunitaria adolescente. No hay suficiente investigación que haya analizado la asociación entre tipos de sintomatología TOC y los tipos de perfeccionismo. Por tanto, ello hace que este estudio sea una aportación novedosa en el campo de la investigación de la Psicología Clínica.

En primer lugar, se analizó la relación entre sintomatología TOC general con los dos aspectos de perfeccionismo examinados. Los resultados indicaron que los adolescentes entre 12 y 18 años con puntuaciones elevadas de sintomatología TOC refieren ser más perfeccionistas, mostrando de forma significativa una mayor preocupación perfeccionista tanto orientada socialmente como autorientada. Las magnitudes de estas asociaciones fueron en general medianas. Además el sexo y el nivel socioeconómico también se asociaron positivamente con la sintomatología TOC general. Estos datos son consistentes con el trabajo de Wu y Cortesi (2009) y de forma parcial con el trabajo de Egan *et al.* (2011) y de Ye *et al.* (2008). Estos estudios indican que el perfeccionismo es un factor de riesgo para las personas con este trastorno, así como que además se asocia con una mayor gravedad de los síntomas del TOC tanto en niños como en adolescentes y adultos.

En segundo lugar, se analizó la asociación de los subtipos de sintomatología TOC con diferentes dimensiones o tipos de perfeccionismo para la muestra. Atendiendo a las correlaciones, los valores más altos fueron para la asociación de las medidas de perfeccionismo con la sintomatología obsesivo compulsiva general, seguido de su relación con los subtipos comprobación, obsesión y orden. Estos datos son consistentes con el trabajo de Wu y Cortesi (2009), que halló que el perfeccionismo desadaptativo (equivalente a las puntuaciones totales del CAPS halladas en este estudio) predecía de forma significativa las tres dimensiones del TOC evaluadas en ese estudio (comprobación, lavado y rituales relacionados con síntomas de orden, simetría, etc.) y que la magnitud de la relación es mayor (entre moderada y grande) entre el perfeccionismo y comprobación que entre perfeccionismo y las otras dimensiones del TOC. Además nuestros resultados indican que todas las dimensiones del OCI-CV correlacionaban significativamente con las dimensiones de perfeccionismo, excepto la sintomatología de acumulación del TOC con perfeccionismo autorientado.

Respecto a las asociaciones de cada subtipo de TOC con las dos dimensiones de perfeccionismo, cabe destacar los resultados nuevamente. Así, las dimensiones de Comprobación y Obsesiones se asocian de forma significativa con pensamientos perfeccionistas orientados socialmente y autorientados; Orden lo hace también con ambos, pero especialmente con perfeccionismo autorientado; Lavado solo se asocia con el perfeccionismo autorientado; Neutralización solo con el perfeccionismo socialmente orientado y por último Acumulación no se asoció con ninguna dimensión. Aunque desafortunadamente no existen estudios previos que nos permitan la comparación con estos resultados específicos, si resultan resultados interesantes.

En tercer lugar, se planteó examinar el papel del sexo, la edad y el nivel socioeconómico en la sintomatología TOC en adolescentes. El hecho de que el sexo y el nivel socioeconómico se mantuvieran en el modelo predictivo para la puntuación total de sintomatología TOC, si bien en menor medida que las dimensiones de perfeccionismo, puede apuntar hacia un posible efecto causal de estas variables sobre el perfeccionismo. Este hecho indica que esta sintomatología es más frecuente en mujeres en la línea de Martínez *et al.* (2011) y parcialmente consistente con Piqueras *et al.* (2009), mientras que no se han encontrado estudios que hayan controlado el efecto del nivel socioeconómico en el TOC. Respecto al efecto de estas variables en las dimensiones del TOC, por un lado, el sexo se mantuvo como una variable relevante en todas las dimensiones del TOC, excepto en neutralización, mientras que el nivel socioeconómico solo fue una variable relevante para acumulación. Estos datos indican que esta sintomatología fue más frecuente en las chicas que en los chicos o que ser chica es un factor de riesgo para los diferentes síntomas de TOC. Son resultados consistentes igualmente con los estudios mencionados anteriormente (Martínez *et al.*, 2011 y Piqueras *et al.*, 2009), mientras que no se han encontrado estudios que hayan considerado el nivel socioeconómico.

En resumen, ante los resultados obtenidos se pueden extraer tres conclusiones. Primero, se ha comprobado que los adolescentes con mayores puntuaciones en sintomatología TOC presentan mayores niveles de perfeccionismo, sin distinción del tipo de perfeccionismo. Segundo, se concluye que las dimensiones de perfeccionismo se asocian con diferentes subtipos de sintomatología TOC de forma diferencial. Y, tercero, se ha comprobado que existe un efecto significativo del sexo femenino en la presencia de sintomatología TOC.

Este trabajo presenta algunas limitaciones metodológicas. Entre estas cabe destacar el uso exclusivo de medidas de autoinforme, la falta de representatividad de la muestra, al no haber seguido un muestreo aleatorio para su reclutamiento, o el bajo tamaño muestral. Respecto a lo primero, el autoinforme es una de las técnicas más recomendables para la recogida de datos sobre este tipo de variables psicológicas, si bien esta técnica puede presentar sesgos sobre la información recibida de los participantes. En cuanto a las cuestiones relativas a la muestra, futuros estudios deberían tratar de ampliar el tamaño y la representatividad de la misma, así como tratar de controlar en mayor medida las variables que puedan afectar a los datos obtenidos.

En conclusión, los datos obtenidos sobre estas relaciones pueden servir para la aplicación del diseño de futuros programas de prevención y tratamiento. Concretamente, este trabajo sugiere la relevancia de atender a la variable sexo en adolescentes en relación con el perfeccionismo para que el diseño de este tipo de estrategias de intervención psicológica sea más eficaz.

Referencias

- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5ª ed.). Washington, DC: Autor.
- Ashby, J. S. y Bruner, L. P. (2005). Multidimensional perfectionism and obsessive-compulsive behaviors. *Journal of College Counseling, 8*, 31-40.
- Castro-Fornieles, J., Gila, A., Gual, P., Lahortiga, F., Saura, B. y Toro, J. (2004). Perfectionism dimensions in children and adolescents with anorexia nervosa. *Journal of Adolescence Health, 353*, 392-398.
- Castro-Fornieles, J., Gual, P., Lahortiga, F., Gila, A., Casula, V., Fuhrmann, C., Imirizaldu, M., Saura, B., Martínez, E. y Toro, J. (2007). Self-oriented perfectionism in eating disorders. *International Journal of Eating Disorders 40*, 562-568.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cook, L. C. y Kearney, C. A. (2009). Parent and youth perfectionism and internalizing psychopathology. *Personality and Individual Differences, 46*, 325-330.
- Currie, C. E., Elton, R. A., Todd, J. y Platt, S. (1997). Indicators of socioeconomic status for adolescents: the WHO Health Behaviour in School-aged Children Survey. *Health Education Research, 12*, 385-397.
- Egan, S. J., Wade, T. D. y Shafran, R. (2011). Perfectionism as a transdiagnostic process: a clinical review. *Clinical Psychology Review, 31*, 203-212.
- Farrell, L. J., Barret, P. M. y Piacentini, J. (2006). Obsessive-compulsive disorder across the developmental trajectory: clinical correlates in children, adolescents and adults. *Behaviour Change, 23*, 103-120.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Boucher, D. J., Davidson, L. A. y Munro, Y. (2000). *The Child-Adolescent Perfectionism Scale: development, validation, and association with adjustment*. Manuscrito no publicado, York University, Toronto, Canada.
- Foa, E. B., Coles, M., Huppert, J. D., Puspuleti, R.V., Franklin, M. E. y March, J. (2010). Development and validation of a Child Version of the Obsessive-Compulsive Inventory. *Behavior Therapy, 41*, 121-132.
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., Hajcak, G. y Salkovskis, P. M. (2002). The Obsessive-Compulsive Inventory: development and validation of a short version. *Psychological Assessment, 14*, 485-495.
- Foa, E. B., Kozak, M. J., Salkovskis, P. M., Coles, M. E. y Amir, N. (1998). The validation of a new obsessive-compulsive disorder scale: the Obsessive-Compulsive Inventory. *Psychological Assessment, 10*, 206-214.
- García-Soriano, G., Belloch, A. y Morillo, C. (2008). Sobre la heterogeneidad del trastorno obsesivo-compulsivo: una revisión. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 13*, 65-84.
- Hewitt, P. L. y Flett, G. L. (1991b). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology, 60*, 456-470.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., Besser, A., Sherry, S. B. y McGee (2003). Perfectionism is multidimensional: a reply to Shafran, Cooper and Fairburn (2002). *Behaviour Research and Therapy 41*, 1221-1236.
- Jones, A. M., De Nadai, A. S., Arnold, E. B., McGuire, J. F. Lewin, A. B., Murphy, T. K. y Storch, E. A. (2013). Psychometric properties of the Obsessive Compulsive Inventory: Child Version in children and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *Child Psychiatry and Human Development, 44*, 137-151.

- Julien, D., O'Connor, K. P., Aardema, F. y Todorov, C. (2006). The specificity of belief domains in obsessive-compulsive disorder. *Personality and Individual Differences, 41*, 1205-1216.
- Keeley, M. y Storch, E. A. (2008). Etiología, evaluación y tratamiento del trastorno obsesivo compulsivo en niños y adolescentes. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual, 16*, 535-551.
- Lenane, M. C., Swedo, S. E., Leonard, H., Pauls, D. L., Sceery, W. y Rapoport, J. (1990). Psychiatric disorders in first degree relatives of children and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 29*, 407-412.
- Lipsey, M. y Wilson, D. (2001). *Practical meta-analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Lozano, L. M., García-Cueto, E., Martín, M. y Lozano, L. (2012). Desarrollo y validación del inventario de perfeccionismo infantil (I.P.I.). *Psicothema, 24*, 149-155.
- Martínez-González, A. E., Piqueras, J. A. y Marzo, J. C. (2011). Validación del Inventario de obsesiones y compulsiones revisado (OCI-R) para su uso en población adolescente española. *Anales de Psicología, 27*, 763-773.
- Nobel, R. J. (2007). *Perfectionism in school-age children experiencing symptoms of depression and anxiety: characterization and relationship to treatment outcomes*, Universidad de Toronto, Canadá.
- Pena-Garijo, J. y Ruipérez, M. A. (2012). *Actualización en trastorno obsesivo compulsivo: de las propuestas categoriales a las dimensiones sintomáticas*. Recuperado el 20 de Agosto de 2013 desde <http://www.psiquiatria.com/revistas/index.php/psiquiatricom/article/view/1376/1252/>
- Piqueras, J. A., Martínez-González, A. E., Hidalgo, M. D., Fullana, M. A., Mataix-Cols, D. y Rosa, A. I. (2009). Psychometric properties of the Obsessive Compulsive Inventory-Revised in a non-clinical sample of late adolescents. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual, 17*, 561-572.
- Polman, A. (2010). Dysfunctional beliefs in the understanding and treatment of obsessive compulsive disorder. Groningen: University Library Groningen. Recuperado el 20 de Agosto de 2013, desde <http://irs.uib.rug.nl/ppn/327500840>
- Rivas, M. T., Planas, A. y Gavino, A. (2009). Cuestionario de diagnóstico del trastorno obsesivo compulsivo (CUDIATOC): descripción y propiedades psicométricas. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual, 2*, 231-256.
- Rodríguez-Jiménez, T., Godoy, A., Piqueras, J. A., Gavino, A., Martínez-González, A. E. y Foa, E. B. (2013). *Psychometric properties of the Obsessive-Compulsive Inventory - Child Version (OCI-CV) in general population*. Manuscrito enviado para publicación.
- Sánchez-Meca, J., Gómez, A. y Méndez, F. X. (2003). El tratamiento psicológico del trastorno obsesivo-compulsivo en Europa: un estudio meta-analítico. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual, 11*, 213-237.
- Sassaroli, S., Lauro, L. J., Ruggiero, G. M., Mauri, M. C., Vinai, P. y Frost, R. (2008). Perfectionism in depression, obsessive-compulsive disorder and eating disorders. *Behaviour Research and Therapy, 46*, 757-765.
- Suzuki, T. (2005). Relationship between two aspects of perfectionism and obsessive-compulsive symptoms. *Psychological Reports, 96*, 299-305.
- Tabachnick y Fidell (1996). *Using multivariate statistics* (3ª ed.). Nueva York: Harper Collins College.
- Tolin, D. F., Brady, R. E. y Hannan, S. (2008). Obsessional beliefs and symptoms of obsessive-compulsive disorder in a clinical sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 30*, 31-42.
- Tolin, D. F., Woods, C. M. y Abramowitz, J. S. (2003). Relationship between obsessive beliefs and obsessive-compulsive symptoms. *Cognitive Therapy and Research, 27*, 657-669.

- Toro, J. (2001). *Trastorno obsesivo-compulsivo en niños y adolescentes: psicopatología y tratamiento*. Barcelona: Meeting & Congress.
- Valleni-Basile, L. A., Garrison, C. Z., Jackson, K. L., Waller, J. L., McKeown, R. E., Addy, C. L. y Cuffe, S. P. (1994), Frequency of obsessive-compulsive disorder in a community sample of young adolescents. *Journal of the American Academy Child and Adolescent Psychiatry*, 33, 782-791.
- Vargas, L. A., Palacios, L., González, G. y De la Peña, F. (2008). Trastorno obsesivo compulsivo en niños y adolescentes: una actualización. Primera parte. *Salud Mental*, 31, 173-179.
- Wheaton, M. G., Abramowitz, J. S., Berman, N. C., Riemann, B. C. y Hale, L. R. (2010). The relationship between obsessive beliefs and symptom dimensions in obsessive-compulsive disorder. *Behavior Research and Therapy*, 48, 949-954.
- Wu, K. D. y Cortesi, G. T. (2009). Relations between perfectionism and obsessive-compulsive symptoms: examination of specificity among the dimensions. *Journal of Anxiety Disorders*, 23, 393-400.
- Ye, H. J., Rice, K. G. y Storch, E. A. (2008). Perfectionism and peer relations among children with obsessive-compulsive disorder. *Child Psychiatry Human Development*, 39, 415-426.

RECIBIDO: 27 de septiembre de 2013

ACEPTADO: 25 de octubre de 2013



**Validation of the
Short Obsessive-Compulsive
Disorder Screener (SOCS)
in children and adolescents**





Validation of the Short Obsessive–Compulsive Disorder Screener (SOCS) in children and adolescents

José A. Piqueras, Tíscar Rodríguez-Jiménez, Ana G. Ortiz, Elena Moreno, Luisa Lázaro and Antonio Godoy

Background

The Short Obsessive–Compulsive Disorder Screener (SOCS) is recommended by the National Institute for Health and Care Excellence as a suitable and validated screening tool for 11- to 15-year olds. Despite its excellent sensitivity and specificity in detecting obsessive–compulsive disorder (OCD), it has limitations.

Aims

To empirically examine whether the SOCS is suitable for assessing OCD symptoms across a wide age range of children and adolescents and to provide new data about its psychometric properties.

Method

Participants were 94 patients (9–19 years) with OCD, and 880 healthy controls.

Results

The results supported the SOCS' unidimensional factor structure and metric invariance across samples. It showed

good reliability in terms of internal consistency and temporal stability. Furthermore, it had significantly high correlations with other OCD measures and an acceptable sensitivity and specificity for detecting OCD.

Conclusions

The SOCS is a brief screening tool suitable for detecting OCD in children and adolescents.

Declaration of interest

None.

Copyright and usage

© The Royal College of Psychiatrists 2015. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Non-Commercial, No Derivatives (CC BY-NC-ND) licence.

Obsessive–compulsive disorder (OCD) symptoms in children and adolescents are an underestimated and understudied problem. Recently, OCD has become part of a new chapter – entitled 'Obsessive compulsive and related disorders' – in the DSM-5.¹ OCD is a mental disorder characterised by the presence of obsessions and/or compulsions that produce intense distress and disability.¹ According to epidemiological studies, OCD often begins in childhood or early adolescence.² Prevalence rates in children and adolescents can reach up to 3% for OCD³ and up to 19% for the subclinical symptoms.^{3–5}

Therefore, the development and dissemination of effective interventions for OCD are critically important, as is the need for early detection and intervention to improve outcomes. For example, regarding assessment and treatment of OCD, the National Institute for Health and Care Excellence (NICE) recommends the routine screening of young people at risk in general practice or other settings where they may present for help.⁶ Such screening requires short, easy-to-use, highly sensitive, reasonable and widely available measures.⁷

Thus, recently, there has been a considerable increase in assessment tools for OCD and obsessive–compulsive symptoms in children and adolescents.⁸ For example, according to a recent review,⁹ the Children's Yale-Brown Obsessive–Compulsive Scale (CY-BOCS)¹⁰ is the gold standard in the field of psychiatric clinical assessment, because of its excellent psychometric properties; however, it is a lengthy, clinician-administered, interview-based instrument, making it unsuitable for use in community settings; moreover, its self-report format is too lengthy. Other measures such as the Obsessive Compulsive Inventory – Child Version (OCI-CV),¹¹ the Children's Obsessional Compulsive Inventory (CHOCI),¹² the Children's Florida Obsessive–Compulsive Inventory (C-FOCI),¹³ the Obsessive–Compulsive Subscale (OCS)

of the Child Behavior Checklist (CBCL)¹⁴ and the Child Saving Inventory (CSI)¹⁵ are promising self-report measures; however, all of them present some limitations. These limitations concern features such as the tools' length, ease of use and availability.¹⁶ Furthermore, most researchers assert that evidence-based assessment (EBA) is a first step towards the development of psychopathological studies and assessment of the effectiveness of empirically validated treatments.^{9,16} Specifically, the NICE recommends the Short Obsessive–Compulsive Disorder Screener (SOCS).^{6,7}

Uher *et al*⁷ designed and validated the SOCS to provide a simple screening tool suitable for general practice and community settings. The SOCS is a seven-item self-report tool with a three-point response format (0 ['no'], 1 ['a bit'] and 2 ['a lot']). The first five items were adapted from the five most discriminant items of the 44-item child version of the Leyton Obsessional Inventory (LOI)¹⁷ and assess common symptoms including checking, touching, cleanliness/washing, repeating and exactness. Two additional questions assess the associated impairment and resistance. The SOCS score is calculated by summing the scores for all seven items. With a sample of 11- to 15-year-old youth, Uher *et al* found that the tool had good internal consistency, a unidimensional factor structure and excellent sensitivity for detecting OCD in children; furthermore, its specificity was good for children without psychiatric diagnoses but poor for a psychiatric sample. Although Uher *et al*'s study highlights the tool's uses, the SOCS still has limitations concerning certain psychometric properties, such as factorial structure invariance, test–retest reliability, and the lack of evidence of convergent/divergent validity. Furthermore, all psychometric properties must be investigated in a broader age range than 11–15 years.

Consequently, our main objective was to further validate the SOCS while empirically examining whether it is useful in assessing obsessive–compulsive symptoms across a wide age range of clinical and community samples of children and adolescents.

Method

Participants

The clinical sample comprised 94 consecutive child and adolescent patients (46 males; 48 females) with a current diagnosis of OCD according to the DSM-IV criteria.¹⁸ Their mean age was 14.62 years (*s.d.*=2.65; range 9–19). All patients were recruited from the Child and Adolescent Psychiatry and Psychology Unit of Hospital Clínic de Barcelona, and from the Child and Adolescent Psychological Clinical Unit of Universidad Miguel Hernández de Elche. Axis I diagnoses were ascertained using the Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children – Present and Lifetime Version (K-SADS-PL),¹⁹ which has been validated in Spanish.²⁰ The children and their parents were informants. Exclusion criteria were psychiatric comorbidity with a psychotic disorder or autism spectrum disorder, and an IQ of less than 70. Patients could have another comorbid Axis I disorder, but OCD needed to be the primary disorder. Specifically, we found the following rates of associated secondary disorders: generalised anxiety disorder 16%, Tourette's disorder 4.3%, attention-deficit hyperactivity disorder 4.3%, social phobia 2.1% and major depression 2.1%.

Written informed consent was obtained from all participants and families following an explanation of the procedures involved.

The community sample consisted of 880 students (437 males; 443 females) from five schools in Levante, eastern Spain. Their mean age was 13.21 years (*s.d.*=2.19; range 10–18). All the schools volunteered for the study. After obtaining permission from the principals and psycho-pedagogical departments of the schools, all students agreed to participate.

Measures

SOCS⁷

This was translated into Spanish with translation and back-translation.²¹ The Spanish version of the SOCS was administered to a pilot sample of 10-year-olds to ensure that the item content could be understood by young children. This Spanish translation was authorised in 2009 by Isobel Heyman, an author of the original scale.

Ad hoc sociodemographic sheet

This was designed to collect data on age, gender and geographic area of residence.

Spanish version of the OCI-CV

This comprises 21 items scored on a 3-point Likert scale (0 ['never'], 1 ['sometimes'] and 2 ['always']). The OCI-CV provides six subscale scores – doubting/checking, obsessing, hoarding, washing, ordering and neutralising – and a total score.¹¹ The psychometric properties of the English¹¹ and Spanish¹⁶ versions have been reported.

C-FOCI¹³

This was developed from the original version of the FOCI for adults to assess obsessive–compulsive symptoms in 7- to 20-year-old children and adolescents. It consists of 22 items in two subscales: symptom checklist and OCD severity scale. It has shown adequate psychometric properties both for English¹³ and

Spanish speaking children and adolescents (further details of the Spanish validation study available from the authors on request).

Revised Child Anxiety and Depression Scale (RCADS-30)²²

This is a reduced 30-item version of the RCADS,²³ a self-report for evaluating anxiety and depression in children and adolescents. The scale comprises 30 items and in six subscales for evaluating symptoms of the following conditions: panic disorder, social phobia, separation anxiety disorder, generalised anxiety disorder, OCD and major depressive disorder. The scale ranges from 0 to 3 (corresponding to never, sometimes, often and always, respectively). The scale has shown excellent psychometric properties, equivalent to the full version, with a Spanish population.²²

CY-BOCS

This is a clinician-administered scale involving a semi-structured interview for assessing the severity of obsessive–compulsive symptoms in children.¹⁰ The scale includes a list of subdomains used to identify the content of the patient's obsessions and compulsions. These symptoms are then rated on a 5-point scale (0 ['no symptoms'] to 4 ['extreme symptoms']) covering five areas: time spent on the symptoms per day, interference caused by symptoms, level of distress, level of resistance and control. Summing these scores for each symptom produces scores for the severity of various obsessions and compulsions. A total severity score (ranging from 0 to 40) can also be obtained, with a higher score indicating greater severity. A total severity score of 16 serves as the cut-off point for an OCD diagnosis.

Procedure

The study was approved by the Research and Ethics Committees of the Universidad Miguel Hernández de Elche and the Hospital Clínic de Barcelona. Experienced psychologists with master's degree or doctorate in psychology administered the SOCS and the other self-administered questionnaires to the clinical and community samples at the time of study entry, along with the K-SADS-PL and CY-BOCS exclusively to the clinical sample. They administered the questionnaires 4 weeks after the first evaluation again. The psychologists gave the participants clear instructions concerning how to indicate their responses and they were reassured that it was not a test and that there were no right or wrong answers, and individual assistance to those students who needed it. In order to prevent the introduction of biases in the collection of information, four different balanced protocols were applied. For it, the questionnaires were randomly ordered in each protocol. The average time of application of the assessment was about 50 minutes and no cases of fatigue were detected.

Data analysis

Six sets of analyses based on the ordinal nature of the variables (in all cases, we used ordinal and not ratio scales) were conducted.

First, we examined the item distribution and frequency as well as the factor structure of the SOCS for the clinical and community samples. Then, based on the results of Uher *et al.*,⁷ the hypothesis that the SOCS has a single-factor structure was tested by confirmatory factor analysis (CFA) performed simultaneously for both the clinical and community samples. We also tested the alternative hypothesis that the SOCS items are independent, and tested whether the SOCS exhibits metric invariance. Testing metric invariance was conducted once, not systematically (i.e. we did not check the configuration invariance first; instead, we first checked the invariance of the factor loadings, after which we checked the measurement errors followed by the intercepts). Therefore, in all cases, we introduced all the restrictions

Table 1 Confirmatory factor analysis (total sample: $N=974$) and multi-group confirmatory factor analyses (diagonally weighted least squares; polychoric correlation matrix) for children from clinical setting ($n=94$) and children from the community ($n=880$).

Sample/model	χ^2	df	RMSEA (90% CI)	CFI	GFI	NNFI	IFI	RFI
Total sample								
Independent	1969.59	21						
One factor	55.55	14	0.06 (0.04–0.07)	0.98	0.99	0.97	0.98	0.96
<i>Metric invariance</i>								
Clinical community								
Independent	1779.37	42						
One factor	109.59	55	0.05 (0.03–0.06)	0.97	Clinical: 0.90 Community: 0.99	0.98	0.97	0.95

χ^2 , Satorra-Bentler's chi-squared; RMSEA, root mean square error of approximation; CFI, comparative fit index; GFI, good-of-fit index; NNFI, non-normed fit index; IFI, incremental fit index; RFI, relative fit index.

simultaneously, which enabled us to check the metric invariance between the samples with a single calculation. We used polychoric correlation matrices and the diagonally weighted least squares (DWLS) method in all cases (LISREL 8.8, DWLS procedure). Last, we used the following indices as goodness-of-fit measures²⁴: the Satorra-Bentler chi-square, a root mean square error of approximation (RMSEA) less than or equal to 0.8 and a confirmatory factor index (CFI), goodness of fit index (GFI) and non-normed fit index (NNFI) (or Tucker-Lewis index) higher than 0.95. The CFI was also used to compare the basic model (total sample) with the metric invariance model in the case of the two samples. According to Cheung and Rensvold,²⁵ the invariance between samples is admissible when the difference between the CFIs (Δ CFI) is less than or equal to 0.01. They also assert that Δ CFI is a better estimator of invariance admissibility than $\Delta\chi^2$, which is the index used by some researchers.

McDonald's omega²⁶ and the greatest lower bound to reliability index (GLB)²⁷ were used to estimate the internal consistency of the SOCS, as they are better estimators of reliability than the Cronbach's alpha is.²⁸ We also administered the SOCS twice after an interval of 4 weeks to examine test–retest reliability.

Discriminative validity was examined using the Mann–Whitney *U*-test and the probability of superiority²⁹ was used to estimate the effect size of the differences between the samples.

We also conducted analyses of convergent/divergent validity by calculating Spearman's rho coefficients. We used Cohen's criteria³⁰ to evaluate the effect sizes of the correlations: small (0.20) and large (≥ 0.50).^{30,31}

To determine the accuracy of the scales in terms of their ability to correctly classify children and adolescents with or without OCD, we conducted a receiver operating characteristic (ROC) curve analysis, wherein subscales with areas under the curve (AUCs) between 0.70 and 0.80 were considered adequate.

Then, the predictive validity of the SOCS for a K-SADS-PL diagnosis of OCD was calculated by binary logistic regression analyses. The diagnoses according to the K-SADS-PL were the outcome variables (OCD or non-OCD), and the predictor variable was SOCS score.

Results

Item analysis

The means of the item scores for the clinical sample ranged from 0.66 (item 4) to 1.31 (item 1), and the standard deviations ranged from 0.59 (item 7) to 0.80 (item 2). The distribution for almost all the item scores showed skewness indices (-0.57 to 0.70) and kurtosis indices (-1.33 to 0.46) near zero. Overall, the average percentage of each response across the items scores was as follows: 'no' (26%), 'a lot' (34.1%) and 'a bit' (39.9%). In the community

sample, the means of the items scores ranged from 0.55 (item 6) to 1.05 (item 5), and the standard deviations ranged from 0.63 (item 1) to 0.75 (item 3). For almost all the items scores, skewness (-0.09 to 0.80) and kurtosis indices (-1.20 to 0.46) were near zero. Overall, the average percentage of each response across the items scores was as follows: 'a lot' (18.4%), 'no' (37.8%) and 'a bit' (43.8%).

CFA

As can be seen in Table 1, for the total sample (clinical and community), the fit indices indicated that the model fits the data reasonably well, and we found metric invariance between the samples (configurational invariance and invariance of factor loadings, measurement errors and intercepts). The RMSEA was < 0.8 , and the CFI, GFI and NNFI were > 0.90 ; the Δ CFI was 0.01 (0.98–0.97).

Table 2 shows the degree of the relationship (standardised lambda weights) for each item score with a single factor. As is evident, all item weights are above 0.50, except for the weight of item 2 (0.35).

Reliability

The internal consistency (McDonald's omega and GLB) of the SOCS for both samples is provided in Table 3. The reliability indices for the total score were higher in the clinical sample.

Regarding test–retest reliability, the two mean SOCS scores of the clinical sample were 7.56 (s.d.=3.15) and 6.58 (s.d.=3.18), with a rho of 0.79. In the community sample, the mean scores were 5.64 (s.d.=2.83) and 4.61 (s.d.=2.83), with a rho of 0.63. In both samples, the correlations were statistically significant ($P < 0.01$).

Table 2 Item content, item factor loading (lambda). Total sample ($N=974$), children from clinical setting ($n=94$) and children from the community ($n=880$).

Item	Item content	Lambda
1	Does your mind often make you do things like checking or touching things or counting things, even though you know you don't really have to?	0.50
2	Are you particularly fussy about keeping your hands clean?	0.35
3	Do you ever have to do things over and over a certain number of times before they seem quite right?	0.61
4	Do you ever have trouble finishing your school work or chores because you have to do something over and over again?	0.56
5	Do you worry a lot if you've done something not exactly the way you like?	0.54
6	Do these things interfere with your life?	0.78
7	Do you try to stop them?	0.51

Table 3 Means (s.d.), differences between clinical and community samples and reliability (McDonald's omega and GLB) for the SOCS. Total sample (N=974), children from clinical setting (n=94) and children from the community (n=880).

Sample	Statistic	Total score
Total sample	Omega	0.75
	GLB	0.80
	Mean	5.82
	s.d.	2.92
Clinical sample	Omega	0.79
	GLB	0.88
	Mean	7.56
	s.d.	3.15
Community sample	Omega	0.74
	GLB	0.79
	Mean	5.64
	s.d.	2.83
Mann-Whitney U-test		27093*
Z		-5.53
PS effect size		0.67

GLB, greatest lower bound to reliability; PS, probability that a randomly sampled score from one population is larger than a randomly sampled score from a second population.
*P<0.01.

Table 4 Convergent/divergent validity of the SOCS. Total sample (N=974), children from clinical setting (n=94) and children from the community (n=880).

Measures	SOCS	
	Clinical	Community
CY-BOCS total severity score	0.38**	–
C-FOCI symptom checklist	0.65**	0.61**
C-FOCI severity scale	0.57**	0.49**
OCI-CV checking	0.68**	0.62**
OCI-CV obsessing	0.53**	0.47**
OCI-CV hoarding	0.43**	0.43**
OCI-CV washing	0.53**	0.54**
OCI-CV ordering	0.50**	0.49**
OCI-CV neutralising	0.58**	0.47**
OCI-CV total score	0.80**	0.72**
RCADS-30 separation anxiety	0.26*	0.36**
RCADS-30 social phobia	0.43**	0.40**
RCADS-30 generalised anxiety	0.46**	0.43**
RCADS-30 panic disorder	0.44**	0.42**
RCADS-30 obsessive-compulsive disorder	0.63**	0.52**
RCADS-30 major depression	0.49**	0.41**
RCADS-30 total score	0.61**	0.57**

SOCS, Short OCD Screener; OCI-CV, Obsessive-Compulsive Inventory – Child Version; RCADS-30, Revised Child Anxiety and Depression Scale; C-FOCI, Children's Florida Obsessive-Compulsive Inventory; CY-BOCS, Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale.
*P<0.05; **P<0.01.

Descriptive statistics of the scales and discriminative validity

Table 3 shows the means and standard deviations of the SOCS for the total sample, for the clinical sample and for the community sample. In general, the students from the clinical sample obtained higher scores on the SOCS than did those from the school sample (probability of superiority 0.67, which is considered a medium effect size according to Grissom³³).

Analysis of convergent/divergent validity

The results indicated that in both samples, SOCS score was significantly and positively correlated with the scores on well-established measures of child OCD (see Table 4). The effect sizes were large in the clinical sample (r=0.50–0.80) and medium to large in the community sample (r=0.47–0.72). The only exception, in both samples, was the OCI-CV's Hoarding scale, which had a moderate correlation with the SOCS. In the clinical sample, the total severity scale of the CY-BOCS showed a moderate association with the SOCS.

With regard to related construct measures such as anxiety and depression symptoms, all the correlations were significant with medium effect sizes (r=0.26–0.49). The only exception in both samples was the total score on the RCADS, which showed a large effect size (see Table 4).

Sensitivity and specificity of the SOCS

The AUC of the SOCS was 0.67 (s.e.=0.03, P<0.01), suggesting that there is a 67% probability that a child or adolescent with OCD will have a higher score on the SOCS than a non-OCD child/adolescent. Table 5 shows the sensitivity and specificity of the SOCS.

We selected cut-off scores to provide the best balance between sensitivity and specificity for each measure. A SOCS cut-off score of 7 showed a sensitivity of 61% and a specificity of 60%, a Youden index of 0.21 and an accuracy or informedness (percentage of participants correctly classified) of 40%. However, according to the Youden index and accuracy percentage, a score of

Table 5 Sensitivity, specificity, Youden index and accuracy of the SOCS. Total sample (N=974), children from clinical setting (n=94) and children from the community (n=880).

Cut-off	Sensitivity	Specificity	PPV	NPV	Youden index	Accuracy
1	0.98	0.02	0.11	0.90	0.00	0.89
2	0.97	0.08	0.04	0.90	0.05	0.84
3	0.95	0.15	0.04	0.89	0.09	0.78
4	0.90	0.26	0.04	0.89	0.16	0.68
5	0.83	0.37	0.05	0.88	0.20	0.59
6	0.76	0.49	0.05	0.86	0.25	0.49
7	0.61	0.60	0.07	0.86	0.21	0.40
8	0.51	0.73	0.07	0.83	0.24	0.29
9	0.37	0.82	0.08	0.82	0.19	0.22
10	0.30	0.91	0.08	0.74	0.21	0.15
11	0.21	0.96	0.08	0.62	0.18	0.11
12	0.12	0.98	0.09	0.56	0.10	0.10
13	0.04	1.00	0.09	0.50	0.04	0.10
14	0.02	1.00	0.09	0.00	0.02	0.09

PPV, positive predictive value; NPV, negative predictive value; accuracy (informedness), percentage of children correctly classified.

6 was more sensitive but less specific, making it a possibly more suitable cut-off score for detecting OCD.

Predictive validity

The predictive model accounted for 8% (Nagelkerke's R^2) of the variance in OCD diagnoses and resulted in a classification accuracy of 90.3%. The SOCS was related to diagnostic status (Wald (1)=34.66, $P<0.01$) such that higher SOCS scores were better predictors of OCD diagnoses. The odds ratio was significant, OR=1.26 (95% CI 1.17–1.36).

Discussion

The NICE recommends the SOCS as a suitable and validated screening tool for youth between 11 and 15 years. In spite of its excellent sensitivity and specificity in detecting OCD in non-clinical children, the research on SOCS does show some gaps. For example, the invariance of the SOCS' factorial structure is unknown, there is some ambiguity regarding test–retest reliability estimations and there is a lack of evidence concerning its convergent/divergent validity. Moreover, all such properties must be determined for a broader age range than 11- to 15-year-olds. Thus, we provided new data about these psychometric properties to determine whether the SOCS is suitable for assessing OCD symptoms across a wider age range of children and adolescents.

Our results supported the factorial validity of the SOCS, confirming the unidimensional structure previously found.⁷ The CFA showed that the data fitted adequately to the unidimensional measurement model, although the factor loadings of item 2 were below 0.40. This small load factor for item 2 may be due to hypothetical understanding problem by the youngest children.

With regard to invariance, the SOCS presented the expected metric invariance between the samples, as indicated by an RMSEA below 0.06 and CFI, GFI and NNFI values over 0.90; these values also indicated acceptable fit according to Schermelleh-Engel *et al.*²⁴ Thus, in both samples, we found the same factor and equivalent factor loadings, measurement errors and intercepts.

With respect to reliability estimation, the internal consistency coefficients of the SOCS were between moderate and high (0.74–0.88), namely, above the recommended value of 0.70 proposed by Nunnally & Bernstein.³³ These data indicate that the scale has a high internal consistency, which supports the existence of a single dimension. The data are consistent with a previous study carried out with the SOCS, which also indicated good internal consistency (Cronbach's alpha 0.85). Our data are also consistent with those concerning other EBA measures for OCD, such as the CY-BOCS, OCI-CV, CHOCI, C-FOCI, OCS and CSI.⁹

The SOCS also showed an adequate temporal stability, as we found positive correlations for both the clinical (0.79) and community (0.63) samples after 4 weeks. According to reliability studies, values between 0.50 and 0.70 indicate moderate reliability, and values between 0.80 and 0.90 indicate good reliability. Other studies on self-report measures for OCD show similar short-term temporal stability.⁹

The mean score of the clinical sample was higher than that of the community sample ($M=5.64$; $s.d.=2.83$), with a medium effect size, supporting the discriminative validity of the SOCS. In addition, the mean score for the OCD group was lower than that reported by Uher *et al.*⁷ for an OCD group ($M=9.7$, $s.d.=2.2$) but higher than the mean for Uher *et al.*'s healthy group ($M=3$, $s.d.=2.3$), mixed community group ($M=3.3$, $s.d.=2.5$) and psychiatric control group ($M=5.8$, $s.d.=2.8$). Compared with the results of Uher *et al.*,⁷ our results revealed somewhat low levels of obsessive–compulsive symptoms in the clinical sample but high levels in the

community sample. This result could be because we obtained SOCS scores from samples with mean ages and an age range higher than was the case in Uher *et al.*⁷ and from a community sample larger than that in Uher *et al.*⁷ Furthermore, we calculated the mean of the community sample without eliminating the scores of children who could have met the criteria for OCD (because we did not evaluate these criteria in this sample), whereas Uher *et al.* eliminated children who met OCD criteria from their community sample. Therefore, in our sample, children with potential OCD were also considered when calculating the mean SOCS score. However, our outcomes are similar to findings concerning other OCD screening instruments (i.e. the LOI-CV), which displayed sensitivity values between poor and adequate.⁹ This conclusion can be defended as SOCS scores have metric invariance and the same intercepts in clinical and non-clinical populations, an issue supported in our study.

Regarding the concurrent validity, the confirmed relationships between the SOCS and the three measures with the highest empirical support – the CY-BOCS, OCI-CV and C-FOCI – as indicated by Iniesta-Sepúlveda *et al.*,⁹ also supports the validity of the SOCS. A large positive relationship was found between the SOCS and the total scores on the OCI-CV and the severity scale of the C-FOCI, whereas a moderate association was found between the SOCS and the total severity scale of the CY-BOCS in the clinical sample, following Cohen's effect size criteria.^{30,31} However, there were also moderate associations between the SOCS and specific anxiety and depression symptom measures. One explanation for this finding is the symptom overlap between depression, anxiety and OCD disorders, which other studies have also found.³⁴

Finally, we examined the sensitivity and specificity of the SOCS by using ROC analysis. Overall, the results indicated an AUC of 0.67. Values around 0.70 are considered to represent acceptable discriminatory ability. According to our data, a SOCS score above 7 was initially recommended because it provides an optimal balance between the percentages of true positives and negatives in real cases. This cut-off score led to an acceptably low percentage of adolescents incorrectly identified as having OCD (specificity 60%) and an adequate proportion of adolescents being overlooked in terms of heightened OCD symptoms (sensitivity 61%). However, because the main purpose of the SOCS is to serve as a screening measure of OCD, the best cut-off score is 6, with a Youden index of 0.25. This SOCS score could be advantageous for screening adolescents in clinical settings, as it would preclude the overlooking of adolescents requiring further assessment. However, depending on the intended purpose of the SOCS, administrators could choose a higher or lower cut-off score. For example, a more conservative cut-off score of 8–9 might be justified when using the subscales of the SOCS for research purposes in order to avoid false positives (see Table 5). Our sensitivity/specificity results were lower than those reported by Uher *et al.*,⁷ but again, the sample differences could explain this discrepancy. However, our outcomes are similar to findings concerning other OCD screening instruments (i.e. the LOI-CV), which displayed sensitivity values between poor and adequate.⁹ However, this aspect of OCD measures presents limited psychometric evidence according to Iniesta-Sepúlveda *et al.*⁹ Furthermore, although the community sample was assumed to have no OCD cases, it is possible that this sample contained such cases, which could explain our relatively low sensitivity and specificity.

Regarding the predictive validity of the SOCS, the results of a binary logistic regression analysis indicated that the scale was a significant predictor of OCD diagnosis (classification accuracy of 90.3%). This result is consistent with the findings of Uher *et al.*'s study with the SOCS,⁷ which resulted in the development of a screening tool suitable for accurately classifying OCD.

Limitations

Some limitations should be noted. First, our study did not examine the psychometric properties of SOCS with a large clinical sample. Second, the sensitivity and specificity in differentiating children with and without OCD with a sample of children with the disorder and a non-clinically interviewed community-based sample. And third, its convergent and discriminant validity with other self-report measures as well as the relationship of its scores with those from other assessment procedures (e.g. information deriving from parents or teachers).

Use of the SOCS

In conclusion, the SOCS is shorter than other self-report tools (for further details, see the review by Iniesta-Sepúlveda *et al*⁹) and has comparable psychometric properties. Following the classification of EBAs,³⁵ which are based on three levels of empirical support, and according to the results of this and Uher *et al*'s study,⁷ the SOCS can be considered a well-established, or at least a promising, paediatric OCD assessment instrument.

Acknowledgements

We thank Isobel Heyman for permitting us to use the SOCS, David Mataix-Cols and Miquel A. Fullana for their assistance in translating the tool into Spanish and Agustín E. Martínez-González for his drive and dedication.

José A. Piqueras, PhD, **Tiscar Rodríguez-Jiménez**, Universidad Miguel Hernández de Elche, Alicante, Spain; **Ana G. Ortiz**, ScM, **Elena Moreno**, ScM, Department of Child and Adolescent Psychiatry and Psychology, Hospital Clinic de Barcelona, Barcelona, Spain; **Luisa Lázaro**, PhD, Department of Child and Adolescent Psychiatry and Psychology, Hospital Clinic de Barcelona, IDIBAPS, CIBERSAM, University of Barcelona, Barcelona, Spain; **Antonio Godoy**, PhD, Universidad de Málaga, Málaga, Spain

Correspondence: José A. Piqueras, Universidad Miguel Hernández de Elche, Avda. de la Universidad, s/n 03202 Elche (Alicante, Spain). E-mail: jpiqueras@umh.es

First received 19 Apr 2015, final revision 2 Jun 2015, accepted 4 Jun 2015

References

- American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th edn). APA, 2013.
- Farrell L, Barrett PM. Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *Br J Psychol* 2006; **97**: 95–114.
- Canals J, Hernández-Martínez C, Cosi S, Voltas N. The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in Spanish school children. *J Anxiety Disord* 2012; **26**: 746–52.
- Godoy A, Gavino A, Carrillo F, Cobos MP, Quintero C. Composición factorial de la versión española de la Spence Children Anxiety Scale (SCAS). *Psicothema* 2011; **23**: 289–94.
- Orgilés M, Méndez X, Espada JP, Carballo JL, Piqueras JA. Anxiety disorder symptoms in children and adolescents: differences by age and gender in a community sample. *Rev Psiquiatr y Salud Ment (English Ed)* 2012; **5**: 115–20.
- Krebs G, Heyman I. Obsessive-compulsive disorder in children and adolescents. *Arch Dis Child* 2014; **100**: 495–9.
- Uher R, Heyman I, Mortimore C, Frampton I, Goodman R. Screening young people for obsessive-compulsive disorder. *Br J Psychiatry* 2007; **191**: 353–4.
- Overduin MK, Furnham A. Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): a review of self-report measures. *J Obsessive Compuls Relat Disord* 2012; **1**: 1–13.
- Iniesta-Sepúlveda M, Rosa-Alcázar AI, Rosa-Alcázar Á, Storch EA. Evidence-based assessment in children and adolescents with obsessive-compulsive disorder. *J Child Fam Stud* 2013; **23**: 1455–70.
- Scahill L, Riddle MA, McSwiggan-Hardin M, Ort SI, King RA, Goodman WK, et al. Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: reliability and validity. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 1997; **36**: 844–52.
- Foa EB, Coles ME, Huppert JD, Pasupuleti RV, Franklin ME, March JS. Development and validation of a child version of the obsessive compulsive inventory. *Behav Ther* 2010; **41**: 121–32.
- Shafraan R, Frampton I, Heyman I, Reynolds M, Teachman B, Rachman S. The preliminary development of a new self-report measure for OCD in young people. *J Adolesc* 2003; **26**: 137–42.
- Storch EA, Khanna M, Merlo LJ, Loew BA, Franklin M, Reid JM. Children's Florida obsessive compulsive inventory: psychometric properties and feasibility of a self-report measure of obsessive-compulsive symptoms in youth. *Child Psychiatry Hum Dev* 2009; **40**: 467–83.
- Achenbach TM. *Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 Profile*. University of Vermont Department of Psychiatry, 1991.
- Storch EA, Muroff J, Lewin AB, Geller D, Ross A, McCarthy K, et al. Development and preliminary psychometric evaluation of the children's saving inventory. *Child Psychiatry Hum Dev* 2011; **42**: 166–82.
- Rodríguez-Jiménez T, Godoy A, Piqueras JA, Gavino A, Martínez-González AE, Foa E. Factor structure and measurement invariance of the Obsessive-Compulsive Inventory – Child version (OCI-CV) in general population. *Eur J Psychol Assess* 2015, in press (doi: 10.1027/1015-5759/a000276).
- Berg CJ, Rapoport JL, Flament M. The Leyton obsessional inventory-child version. *J Am Acad Child Psychiatry* 1986; **25**: 84–91.
- Association AP. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorder (DSM-IV)* (4th edn). American Psychiatric Association, 1994.
- Kaufman J, Birmaher B, Brent D, Rao U, Flynn C, Moreci P, et al. Schedule for affective disorders and schizophrenia for school-age children-present and lifetime version (K-SADS-PL): initial reliability and validity data. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 1997; **36**: 980–8.
- Ulloa RE, Ortiz S, Higuera F, Nogales I, Fresán A, Apiquian R, et al. Interrater reliability of the Spanish version of schedule for affective disorders and schizophrenia for school-age children-present and lifetime version (K-SADS-PL). *Actas Esp Psiquiatr* 2006; **34**: 36–40.
- Hambleton RK, Merenda P, Spielberger C (eds). *Adapting Educational and Psychological Tests for Cross-cultural Assessment*. Lawrence Erlbaum, 2005.
- Sandín B, Chorot P, Vallente RM, Chorrita BF, Sandín B. Development of a 30-item version of the revised child anxiety and depression scale. *Rev Psicopatología y Psicol Clínica* 2010; **15**: 165–78.
- Chorrita BF, Yim L, Moffitt CE, Umemoto LA, Francis SE. Assessment of symptoms of DSM-IV anxiety and depression in children: a revised child anxiety and depression scale. *Behav Res Ther* 2000; **38**: 835–55.
- Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H. Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods Psychol Res Online* 2003; **8**: 23–74.
- Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Struct Equ Model A Multidiscip J* 2002; **9**: 233–55.
- McDonald R. *Test Theory: A Unified Treatment*. Lawrence Erlbaum, 1999.
- Woodhouse B, Jackson PH. Lower bounds for the reliability of the total score on a test composed of non-homogeneous items: II: a search procedure to locate the greatest lower bound. *Psychometrika* 1977; **42**: 579–91.
- Schweizer K. On the changing role of Cronbach's α in the evaluation of the quality of a measure. *Eur J Psychol Assess* 2011; **27**: 143–4.
- Erceg-Hurn DM, Mirosevich VM. Modern robust statistical methods: an easy way to maximize the accuracy and power of your research. *Am Psychol* 2008; **63**: 591–601.
- Cohen J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Science* (2nd edn). Lawrence Erlbaum, 1988.
- Lipsey M, Wilson D. *Practical Meta-analysis*. Sage, 2001.
- Grissom RJ. Probability of the superior outcome of one treatment over another. *J Appl Psychol* 1994; **79**: 314–16.
- Nunnally JC, Bernstein IH. *Psychometric Theory*. McGraw-Hill, 1994.
- Sun J, Li Z, Buys N, Storch EA. Correlates of comorbid depression, anxiety and helplessness with obsessive-compulsive disorder in Chinese adolescents. *J Affect Disord* 2015; **174**: 31–7.
- Cohen LL, Cohen LL, La Greca AM, La Greca AM, Blount RL, Blount RL, et al. 2007. Introduction to special issue: evidence-based assessment in pediatric psychology. *J Pediatr Psychol* 2008; **33**: 911–5.

