

## Validación del inventario de obsesiones y compulsiones revisado (OCI-R) para su uso en población adolescente española

Agustín Ernesto Martínez-González<sup>1\*</sup>, José Antonio Piqueras<sup>2</sup> y Juan Carlos Marzo<sup>2</sup>

<sup>1</sup> *Clínica Neuropsicológica Mayor. Alcantarilla (Murcia), España.*

<sup>2</sup> *Universidad Miguel Hernández de Elche (Alicante), España.*

**Resumen** Existe un creciente interés por los instrumentos diseñados para evaluar los síntomas obsesivo-compulsivos en niños y adolescentes. El "Inventario de Obsesiones y Compulsiones -Revisado" (OCI-R) se ha mostrado una prueba válida y útil en la evaluación de esta sintomatología transculturalmente tanto en contexto clínico como no clínico. El objetivo de este estudio fue examinar y ampliar las propiedades psicométricas y la estructura factorial del OCI-R en una muestra no clínica de 525 adolescentes (edad media= 15.82 años; DT= 1.77; rango=12-18). Los resultados confirmaron la estructura original de seis factores del OCI-R (Lavado, Obsesiones, Acumulación, Orden, Comprobación y Neutralización), así como también su consistencia interna, estabilidad temporal y validez convergente-discriminante. En resumen, el OCI-R es un instrumento breve y fiable que evalúa tanto una dimensión global del trastorno obsesivo-compulsivo como dimensiones sintomatológicas específicas en la adolescencia, lo cual coincide con la literatura previa. Su pertinencia en muestras clínicas de adolescentes requiere ser examinada en futuras investigaciones.

**Palabras clave:** Trastorno obsesivo-compulsivo; Evaluación. Dimensiones sintomatológicas; Adolescente; Estudio instrumental.

**Title:** Validation of the Obsessive-Compulsive Inventory Revised (OCI-R) for Spanish adolescent population

**Abstract** There is a growing interest in instruments designed to assess obsessive-compulsive symptoms in children and adolescents. The Obsessive Compulsive Inventory-Revised (OCI-R) has demonstrated to be a valid and useful test in the evaluation of these symptoms cross-culturally in both clinical and nonclinical settings. The aim of this study was to examine and extend the psychometric properties and factor structure of the OCI-R in a non-clinical sample of 525 adolescents (mean age=15.82; SD=1.77; range=12-18). The results confirmed the original six-factor structure of the OCI-R (Washing, Obsessing, Hoarding, Ordering, Checking and Neutralizing), as well as the internal consistency, temporary stability, and concurrent-discriminant validity. To sum up, the OCI-R is a short and reliable instrument that measures global as well as domain-specific obsessive-compulsive symptomatology in adolescence, what is consistent with previous literature. Whether it will retain its psychometric properties in clinical samples of adolescents remains to be investigated.

**Keywords:** Obsessive-compulsive disorder; Assessment; Symptoms dimensions; Adolescent; Instrumental study.

### Introducción

En los últimos años, el número de instrumentos de evaluación de la sintomatología obsesivo-compulsiva en niños y adolescentes ha crecido de forma considerable (Davis, Saeed y Antonacci, 2008). La mayoría de estos instrumentos se derivan de medidas que han demostrado su utilidad en población adulta, si bien hay escasos ejemplos de estudios de validación de pruebas en español. Así, por ejemplo, Ulloa et al. (2004) validaron la *Children's Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale* (CY-BOCS; Scahill et al., 1997) en población clínica infantil y adolescente mexicana y Adrianzen, Pacheco, Vivar y Macciotta (2008) hicieron lo mismo en Perú. Recientemente, Fonseca et al. (2009) han validado la *Obsessional Beliefs Questionnaire-44* (OBQ-44; *Obsessive Compulsive Cognitions Working Group*, 2005) en población no clínica adolescente y Piqueras et al. (2009) han mostrado los datos preliminares sobre la validación del Inventario de Obsesiones y Compulsiones Revisado (OCI-R; Foa et al., 2002) en adolescentes. El OCI-R tiene la ventaja de evaluar la severidad de los síntomas obsesivo-compulsivos, además de poseer una adecuada fiabilidad y validez discriminante en relación con las escalas de autoinforme que evalúan ansiedad y depresión (Sulkowski et al., 2008), y ser una prueba traducida a diversos idiomas

con lo cual facilita la investigación transcultural (Foa et al., 2002; Fullana et al., 2005; Gönner, Leonhart y Ecker, 2008; Lim et al., 2008; Malpica, Ruiz, Godoy y Gavino, 2009; Roberts y Wilson, 2008; Smari, Olason, Eythorsdóttir y Frönlunde, 2007; Souza et al., 2008; Sica et al., 2009; Zermatten, Van-der-Linden, Jermann y Ceschi, 2006).

En los últimos años una gran variedad de estudios han indicado que el OCI-R presenta una estructura factorial de seis dimensiones tanto en las muestras clínicas (Abramowitz y Deacon, 2006; Foa et al., 2002; Sica et al., 2009; Gönner et al., 2008; Huppert et al., 2007) como no clínicas en adultos (Foa et al., 2002; Fullana et al., 2005; Hajcak, Huppert, Simons y Foa, 2004; Lim et al., 2008; Malpica et al., 2009; Roberts y Wilson, 2008; Smári, Ólason, Eypórsdóttir y Frönlunde, 2007) y en adolescentes (Piqueras et al., 2009).

Más concretamente, en población adolescente, el primer estudio que ha examinado la utilidad de esta prueba para este periodo evolutivo ha sido el trabajo de Piqueras et al. (2009). Este trabajo ha mostrado un apoyo parcial a la evidencia de validez de constructo de dicha prueba para una muestra con edad comprendida entre 16-18 años, al confirmar la estructura factorial de seis dimensiones del OCI-R e informar de cifras de consistencia interna y ajuste del modelo moderadas. Además, se encontraron diferencias entre varones y mujeres en la subescala de Obsesiones, a favor de éstas últimas, y entre dos grupos de edad (16 y 18 años) en la escala de Lavado, obteniendo mayores puntuaciones los de menor edad.

Respecto a la invarianza o equivalencia factorial de dicha estructura según el sexo y la edad, la estabilidad de las dimensiones sintomatológicas del Trastorno Obsesivo-

**Dirección para correspondencia [Correspondence address]:**  
Agustín Ernesto Martínez González. Clínica Neuropsicológica Mayor. C/ Mayor, 113, 4º C. 30820 Alcantarilla (Murcia, España. Email: [cpcmayor@yahoo.es](mailto:cpcmayor@yahoo.es)  
Dr. José Antonio Piqueras. Departamento Psicología de la Salud. Universidad Miguel Hernández. Edificio Altamira. Avda. de la Universidad, s/n. 03202 Elche (Alicante), España. Email: [jpiqueras@umh.es](mailto:jpiqueras@umh.es)

Compulsivo (en adelante TOC) no ha sido examinada hasta el momento y es una cuestión polémica en los últimos años.

En cuanto a la variable sexo, estudios recientes han hallado que el sexo es una variable que juega un papel importante en la expresión del TOC, particularmente las dimensiones contaminación/limpieza y acumulación (más frecuente entre las mujeres) y las obsesiones con contenido sexual/religioso (más características de los varones) (Labad et al., 2008; Mataix-Cols, Nakatani, Micali y Heyman, 2008). No obstante, los investigadores han hallado resultados dispares. Unos estudios encuentran que las mujeres puntúan más alto en casi todas las subescalas, otros hallan puntuaciones más altas en los hombres en las subescalas de Obsesiones (Lim et al., 2008; Sica et al., 2009; Smári et al., 2007) y Compulsión (Fullana et al., 2005; Sica et al., 2009; Smári et al., 2007), mientras que otros estudios indican diferencias estadísticamente superiores a favor de las mujeres en estas mismas subescalas (Piqueras et al., 2009; Smári et al., 2007). Así pues, parece ser que la existencia de diferencias de género en cada una de las subescalas no está clara.

Respecto a los datos en relación a las diferencias en edad, Piqueras et al. (2009) hallaron en adolescentes españoles entre 16 y 18 años puntuaciones medias superiores en todas las subescalas y en el OCI-R total respecto a las encontradas en otros estudios con población adulta no clínica (Foa et al., 2002; Fullana et al., 2005; Gönner et al., 2008; Hajcak et al., 2004; Lim, et al., 2008; Malpica et al. 2009; Smári et al., 2007; Zermatten et al., 2006; Smari et al., 2007; Souza et al., 2008; Roberts y Wilson, 2008; Sica et al., 2009). Sin embargo, aun no disponemos de estudios que comparen la variable edad entre niños, adolescentes y adultos utilizando el OCI-R.

A lo largo de los últimos años, diversos estudios con población no clínica adulta han destacado una adecuada consistencia interna de la prueba (Foa et al., 2002; Fullana et al., 2005; Hajcak et al., 2004; Malpica et al. 2009; Smári et al., 2007; Gönner et al., 2008;) siendo algo menor en los estudios con adolescentes (Piqueras et al., 2009). Igualmente, la mayoría de los estudios destacan que el OCI-R se caracteriza por poseer una fiabilidad test-retest muy adecuada (Fullana et al., 2002; Hajcak et al., 2004; Lim et al., 2008; Sica et al., 2009).

Respecto a la relación del TOC con otras variables psicopatológicas, algunas pruebas que miden sintomatología obsesivo-compulsiva han mostrado correlaciones significativas con escalas que miden asco (Cisler, Olatunji y Lohr, 2009; Mancini, Gragnani y D'Olimpio, 2001). Más concretamente, estudios con el OCI-R han hallado correlaciones entre sus subescalas y las escalas que miden asco como la *Disgust Propensity and Sensitivity Scale Revised* (DPSS-R; van Overveld et al., 2006) (Olatunji et al., 2007; Sandín, Chorot, Olmedo y Valiente, 2008) o la *Disgust Scale-Revised* (DS-R; Haidt, McCauley y Rozin, 1994) en población no clínica adulta (David, et al., 2009; Tolin, Woods y Abramowitz, 2006). Igualmente, el afecto positivo y negativo evaluado mediante cuestionarios como la *Positive and Negative Affect Scales* (PANAS; Watson, Clark y Tellegen, 1988) ha sido es-

tudiado en el TOC incluso como variable predictora (Taberner et al., 2009). Por otra parte, algunos autores han encontrado cierta comorbilidad entre la sintomatología obsesivo-compulsiva y la ansiedad social (Millet et al., 2004; Tükel, Polat, Ozdemir, Aksüt y Türksoy, 2002).

A pesar de los datos acumulados sobre la evidencia de validez y fiabilidad de esta prueba, sabemos todavía muy poco de su utilidad en adolescentes españoles en general. Más concretamente, desconocemos si es una prueba que puede tener una fiabilidad adecuada en un rango de edad más amplio que el utilizado en el único estudio previo realizado en la adolescencia, si su estructura factorial se mantiene invariante en función del sexo y la edad, así como otras propiedades psicométricas en población española. El examen de dichos aspectos respaldaría el uso del OCI-R para detectar el TOC y/o sintomatología obsesivo-compulsiva específica en población adolescente, la viabilidad de estudios transculturales con estas poblaciones, así como la oportunidad de examinar equivalencia de estas dimensiones en función de la edad, así como estudiar trayectorias de sintomatología obsesivo-compulsiva desde la adolescencia hasta la edad adulta mediante estudios longitudinales. En este sentido, resulta de gran interés validar el OCI-R en un rango de edad correspondiente a la preadolescencia y la adolescencia, ya que estudios previos han hallado que los síntomas obsesivo-compulsivos tienen una mayor incidencia de aparición en este periodo (Bragado, 1994; Millet et al., 2004). La validación de este tipo de instrumentos en población adolescente es necesaria para la detección precoz de los síntomas, ayudando a detectar a sujetos que presenten síntomas subclínicos. Igualmente, permite su utilización en contextos tanto clínicos como educativos o para determinar la eficacia de los tratamientos.

En consecuencia, este estudio tiene como objetivo general ampliar los datos sobre las propiedades psicométricas del OCI-R en una muestra no clínica de adolescentes españoles. Para ello se incluyen los siguientes objetivos específicos: (i) confirmar la estructura factorial de seis factores de dicho inventario, así como su invarianza factorial en función del sexo y la edad y la correlación entre las dimensiones, (ii) hallar datos sobre fiabilidad (consistencia interna y estabilidad temporal), distribución de puntuaciones y diferencias de género y edad y (iii) aportar datos sobre la relación entre las subescalas del OCI-R y otras escalas que miden constructos tales como afectividad positiva y negativa, sensibilidad al asco y ansiedad social.

## Método

### Participantes

La muestra para este estudio consistió en 525 adolescentes de 4 institutos de la Región de Murcia, con edades comprendidas entre los 12 y los 18 años con una media de edad de 15.82 años ( $DT=1.77$ ), de los cuales 261 (49.7 %) fueron chicos y 264 (50.3%) chicas.

## Instrumentos

El *Inventario de Obsesiones y Compulsiones Revisado (Obsessive Compulsive Inventory Revised, OCI-R; Foa et al., 2002)* consta de 18 ítems y se desarrolló a partir de la versión original de 42 ítems propuesta por Foa et al. (1998). Cada ítem se puntúa según una escala tipo Likert de 5 puntos. La estructura del OCI-R la componen 6 subescalas: (1) Lavado, (2) Obsesiones, (3) Acumulación, (4) Orden, (5) Comprobación y (6) Neutralización. La versión original del OCI-R fue traducida al español por Fullana y Mataix-Cols (Fullana et al., 2005). Diversos estudios indican que el OCI-R tiene una adecuada consistencia interna, fiabilidad test-retest y validez convergente-divergente y discriminante tanto en las muestras clínicas (Abramowitz y Deacon, 2006; Foa et al., 2002; Sica et al., 2009; Gönner et al., 2008; Huppert et al., 2007) como no clínicas y en múltiples idiomas (Foa et al., 2002; Hajcak et al., 2004; Lim et al., 2008; Roberts y Wilson, 2008; Smári et al., 2007) así como en castellano (Fullana et al., 2005; Malpica et al., 2009; Piqueras et al., 2009).

La *Escala de Afecto Positivo y Negativo (Positive and Negative Affect Scales, PANAS; Watson, Clark y Tellegen, 1988)* es un cuestionario que evalúa dos grandes dimensiones relativamente independientes entre sí, denominadas afecto positivo y negativo. Se trata de un autoinforme de 20 ítems con escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos. La PANAS es uno de los cuestionarios más empleados y posee excelentes propiedades psicométricas (Sandín et al., 1999; Sandín, 2003; Watson, Clark y Tellegen, 1988).

La *Escala de Sensibilidad al Asco Revisada (Disgust Scale-Revised, DS-R; Haidt, McCauley y Rozin, 1994; modificada por Olatunji et al., 2007)* consta de 32 ítems organizados en base a 7 dominios de reactivos que provocan asco: alimentos, animales, transgresión de la envoltura corporal, muerte, higiene y pensamiento mágico. Fue adaptada al castellano por Sandín, Chorot, Santed, Valiente y Olmedo (2008). La estructura del DS-R la componen 3 subescalas: Asco esencial, Recuerdo animal y Contaminación. Además, se puede obtener una puntuación total a partir de la suma de todos los ítems. Desde el ítem 1 al 16 se puntúa como verdadero-falso, mientras que el resto de ítems sigue una escala tipo Likert de 3 puntos.

La *Escala de Propensión y Sensibilidad al Asco Revisada (Disgust Propensity and Sensitivity Scale, Revised, DPSS-R; van Overveld et al., 2006)* consta de 16 ítems que se contestan mediante una escala Likert de 5 puntos. La estructura del DPSS-R la componen 2 subescalas: propensión al asco (tendencia a sentir asco) y sensibilidad al asco (sensación de desagradado por la experiencia de tener asco). Para obtener la puntuación total basta sumar la obtenida en todos los ítems. Diversos autores han respaldado la adecuación de las propiedades psicométricas de dicha escala (Olatunji et al., 2007; Sandín, Chorot, Olmedo et al., 2008).

El *Inventario de Fobia Social y Ansiedad- Forma Abreviada (Social Phobia and Anxiety Inventory-Brief Form, SPAI-B; García-López, Hidalgo, Beidel, Olivares y Turner, 2008)* ha sido

desarrollado y validado recientemente a partir del SPAI (Turner, Beidel, Duncu y Stanley, 1989) con el fin de disponer de una prueba breve de evaluación de ansiedad social en adolescentes. Consta de 16 ítems y respuesta en escala Likert de 5 puntos.

## Procedimiento

Se empleó un muestreo causal o incidental. Se incluyeron participantes de cuatro centros de la Región de Murcia pertenecientes a localidades de diferente tamaño (área rural y urbana). Tres centros fueron públicos y uno concertado. En consecuencia, el estatus socioeconómico de la muestra fue amplio y representativo de la comunidad. Del total de la muestra solo 4 sujetos (0.76%) declinaron participar en el estudio o fueron excluidos de los análisis estadísticos debido a la existencia de ítems no contestados correctamente o bien porque los sujetos tuvieran una edad inferior a 12 años o superior a 18.

El OCI-R fue administrado en el propio centro de enseñanza de los adolescentes. Los sujetos completaron la escala en sus clases, de manera colectiva y totalmente voluntaria durante el segundo semestre del año 2008, previo consentimiento por escrito por parte de los padres de los participantes. A continuación se les dieron las instrucciones de cada una de las escalas utilizadas. El investigador permanecía en el aula durante la cumplimentación con el fin de proporcionar ayuda individualizada a aquellos alumnos que tuvieran dificultades. El tiempo que se tardó en realizar todas las escalas fue de veinticinco minutos aproximadamente. Un mes después de la primera aplicación volvimos a administrar el OCI-R a una muestra aleatoria de sujetos. Se obtuvo la aprobación para realizar el estudio por parte de la Comisión de Ética de nuestra universidad. Ningún sujeto recibió incentivo económico alguno.

## Análisis estadísticos

Realizamos análisis factoriales confirmatorios utilizando el programa EQS 6.1 (Bentler, 2005; Byrne, 2006). Para determinar el método de estimación se siguieron las recomendaciones de Finney y DiStefano (2006). Estos autores indican que cuando la escala de medición posee 5 anclajes o más se puede considerar como continua. Si además los resultados indican falta de normalidad, sugieren la utilización del método de Estimación de Máxima Verosimilitud Robusta (*Robust Maximum Likelihood Estimation*) para todos los análisis, ya que la distribución de los datos de la muestra presentaba curtosis multivariada. Así, utilizamos la Chi-cuadrado escalada de Satorra-Bentler ajustada a la no normalidad (SB $\chi^2$ ) (Sattora y Bentler, 2001). La SB $\chi^2$  funciona de forma adecuada consistentemente tanto en tamaños muestrales pequeños, como moderados y grandes; además diversos investigadores han recomendado su uso para datos multivariados no normales (Curran, West y Finch, 1996). De acuerdo con los criterios de Hu y Bentler (1999) y Dimitrov (2006) los índices de ajust-

te a tener en cuenta son: el RCFI (*Robust Comparative Fit Index*; Índice de Ajuste Comparativo Robusto), cuyos valores por encima de .90 indican un ajuste adecuado del modelo; el SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*; Error de Aproximación Cuadrático Medio), en el que un resultado menor a .08 indicaría un buen ajuste y; el R-RMSEA (*Robust Root Mean Square Error of Approximation*; Error cuadrado medio de aproximación Robusto), según el cual los valores menores a .06 indican un buen ajuste y hasta .08 un ajuste razonable.

Posteriormente, se llevaron a cabo análisis factoriales confirmatorios multigrupo (MGCFA), también mediante el programa EQS 6.1, para investigar la invarianza factorial o equivalencia (invarianza de forma e invarianza de la medición) del OCI-R en función de los grupos por sexo y en función de dos grupos de edad.

El procedimiento multigrupo comprueba la invarianza de parámetros estimados de dos modelos anidados en función de los grupos. La invarianza de medición o equivalencia factorial comprueba si el contenido de los ítems y las propiedades métricas del instrumento de medida son similares en función de los grupos que son objeto de comparación (Byrne, 2008; Byrne et al., 2009). La comprobación de este supuesto es de suma importancia, pues permite extraer inferencias y conclusiones fundadas a partir de los datos (Byrne & Watkins, 2003; Rusticus, Hubley, & Zumbo, 2008). No tiene sentido comparar las puntuaciones medias –brutas– de dos grupos si previamente no se ha demostrado que la estructura dimensional subyacente a las puntuaciones de los participantes en el instrumento de medida es equivalente entre ambos. La comprobación de la invarianza de medición se lleva a cabo a partir de una serie de pasos de naturaleza jerárquica. En primer lugar, se establece el modelo base para la muestra. En segundo lugar, se combinan los grupos (por ejemplo, varones y mujeres y los grupos de edad 12-15 y 16-18) para producir un modelo de medición básica sin restricciones de igualdad (modelo 1). A continuación, se fijan las cargas factoriales equiparándolas en función de los grupos (modelo 2). Si el modelo resultante muestra un buen ajuste y no presenta diferencias significativas con el modelo base, se fijan las varianzas y covarianzas de los grupos, obteniéndose así un tercer modelo que permite comparar su ajuste con el modelo 2.

Una vez comprobada la invarianza, siempre que ésta se confirma, se procede a la comparación de las medias latentes. Las medias latentes son mejores indicadores de las verdaderas diferencias que las medias observadas debido a que las primeras no están asociadas con error (Brown, 2006; Hancock, 1997).

También se hallaron datos sobre la consistencia interna de la puntuación total y las subescalas del OCI-R para muestras separadas divididas en base al sexo y la edad mediante  $\alpha$  de Cronbach, así como datos sobre la estabilidad temporal y correlaciones entre el OCI-R y otras variables utilizando el programa SPSS 15 (2006).

## Resultados

### Estructura factorial del OCI-R en adolescentes españoles

Evaluamos el ajuste de nuestros datos a la estructura original de seis factores hallada por Foa et al. (2002) (véase Figura 1). Los resultados indicaron un buen ajuste al modelo de seis factores para la muestra total (véase Tabla 1). Respecto a la muestra de varones, los datos mostraron un buen ajuste al modelo de seis factores con los siguientes errores correlacionados: 1-13, 2-14 y 11-17. De igual modo, en la muestra de mujeres el modelo mostró un ajuste adecuado. Los datos de la muestra del grupo de edad comprendido entre 12-15 años mostró un buen ajuste al modelo de 6 factores tras correlacionar los errores de los ítems 2 y 14. La muestra de edad entre los 16-18 años también mostró un buen ajuste al modelo con los siguientes errores correlacionados: 1-7 y 12-18. El error asociado a un ítem indica la varianza no explicada por dicho ítem. La recomendación mediante el Test de Lagrange (LM Test) de correlacionar dos errores indicaría que parte de la varianza no explicada de sendos ítems tiene una posible relación. Esta propuesta no cambia la estructura factorial del modelo y con este mismo objetivo sólo se han considerado aquellas correlaciones de ítems que estaban dentro del mismo factor.

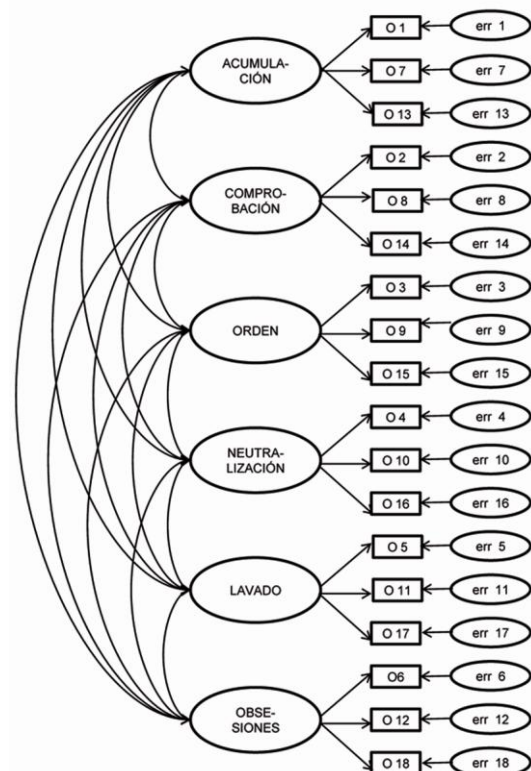


Figura 1: Representación gráfica del modelo factorial del OCI-R.

**Tabla 1:** Análisis Factorial Confirmatorio del OCI-R en función del género y la edad.

	Chicos	Chicas	12-15 años	16-18 años	Total
SB $\chi^2$	173.29	201.40	185.32	203.03	243.26
N	261	264	193	205*	525
gl	117	120	119	118	120
p	.00	.00	.00	.00	.00
RCFI	.92	.90	.91	.83	.91
RMSE	.04	.05	.06	.06	.04
$\Delta$	(.02-.05)	(.03-.06)	(.04-.07)	(.04-.07)	(.03-.05)
SRMR	.05	.06	.07	.07	.05

\* Nota. Muestra extraída aleatoriamente de los 329 adolescentes entre 16 y 18 años

Los valores de las cargas factoriales y el porcentaje de varianza explicada para cada ítem se presenta en la Tabla 2.

### Invarianza de medición en función del sexo

Llevamos a cabo un análisis de invarianza factorial en función del sexo para determinar si la estructura factorial del OCI-R era la misma para varones y mujeres adolescentes. En primer lugar, se contrastó un modelo de base (M1), sin restricciones de igualdad en función de las muestras de varones y mujeres, revelando que el modelo tenía un ajuste razonable

a los datos con un RCFI próximo a .90 y valores menores a .06 para RMSEA y por debajo de .08 en SRMR (ver Tabla 3). En consecuencia, el modelo básico se mostró relativamente aceptable en su ajuste a los datos. Posteriormente, todas las cargas factoriales libres fueron restringidas para ser equivalentes en función de los dos grupos por sexo (M2). El ajuste de este modelo fue también razonable. Debido a las diferencias entre los dos estadísticos  $\chi^2$  escalados robustos no se distribuye como  $\chi^2$ , las diferencias chi-cuadrado fueron ajustadas con la corrección de Satorra y Bentler (2001), que permite comparar apropiadamente tales modelos. El test de diferencias ajustadas SB $\chi^2$  entre el modelo restringido y el modelo básico no restringido indicó que las cargas factoriales eran equivalentes en función del sexo en nuestra muestra ( $p = .90$ ). Además, el valor de RCFI fue el mismo en los dos modelos (siguiendo a Dimitrov, 2010), diferencias con un valor de -.01 o inferior indicarían posible falta de equivalencia). Finalmente, las covarianzas y varianzas factoriales así como las cargas factoriales fueron restringidas para ser equivalentes en función del género (M3). Los resultados muestran que tampoco aquí existen diferencias significativas en SB $\chi^2$ . Por lo tanto se puede concluir que el modelo es invariante en función del sexo.

**Tabla 2:** Cargas factoriales y porcentaje de varianza explicada por cada ítem.

	Chicos		Chicas		12-15 años		16-18 años	
	CF	%	CF	%	CF	%	CF	%
Lavado								
OCI-R 1	.62	38	.50	25	.47	22	.35	12
OCI-R 7	.34	12	.59	35	.45	21	.34	11
OCI-R 13	.80	64	.51	25	.56	31	.40	16
Obsesión								
OCI-R 2	.63	40	.49	24	.59	35	.54	29
OCI-R 8	.57	33	.71	51	.69	47	.64	41
OCI-R 14	.80	65	.70	48	.80	65	.70	48
Acumulación								
OCI-R 3	.47	22	.41	17	.38	14	.57	33
OCI-R 9	.41	17	.72	52	.42	18	.30	9
OCI-R 15	.68	46	.72	52	.71	50	.58	34
Orden								
OCI-R 4	.55	30	.52	27	.67	45	.51	26
OCI-R 10	.55	30	.54	29	.55	31	.50	25
OCI-R 16	.61	38	.50	25	.57	33	.53	28
Comprobación								
OCI-R 5	.46	21	.44	19	.54	30	.26	7
OCI-R 11	.49	24	.60	36	.62	39	.55	31
OCI-R 17	.54	29	.62	39	.69	47	.76	58
Neutralización								
OCI-R 6	.45	20	.53	29	.63	40	.49	24
OCI-R 12	.75	56	.89	79	.82	66	.59	34
OCI-R 18	.70	49	.62	38	.64	41	.43	19

CF: Carga Factorial. %: Porcentaje de varianza explicada por cada ítem.

**Tabla 3:** Invarianza de medición en función del sexo.

Modelo	S $\chi^2$	gl	RCFI	RMSEA	SRMR	$\Delta$ S $\chi^2$	$\Delta$ gl	<i>p</i>
M1	387.51	237	.89	.05 (.04-.05)	.06			
M2	394.97	249	.89	.04 (.03-.05)	.06	6.08	12	.90
M3	404.97	270	.90	.05 (.05-.06)	.90	9.23	21	.99

Notas. S $\chi^2$  = Chi-cuadrado escalada de Satorra-Bentler ajustada a la no normalidad; RCFI = Índice de Ajuste Comparativo Robusto; RMSEA = Error Cuadrado Medio de Aproximación (intervalo de confianza 90%);

SRMR = Error de Aproximación Cuadrático Medio;  $\Delta$  S $\chi^2$  = Diferencia ajustada S $\chi^2$ ; M1 = modelo libre (básico); M2 = M1 con cargas factoriales restringidas; M3 = M2 con las varianzas y covarianzas factoriales restringidas.

### Invarianza de medición en función de la edad

Se llevaron a cabo análisis de invarianza factorial en función de la edad para determinar si la estructura factorial del OCI-R era la misma para dos grupos de edad 12-15 y 16-18. En primer lugar, se contrastó un modelo de base (M1), sin restricciones de igualdad en función de las dos muestras de edades diferentes, revelando que el modelo tenía un ajuste razonable a los datos con un RCFI próximo a .90 y valores menores a .06 para RMSEA y .08 para SRMR (ver Tabla 4). En consecuencia, el modelo básico pareció mostrarse relativamente aceptable en su ajuste a los datos. Posteriormente, todas las cargas factoriales libres fueron restringidas para ser equivalentes en función de los dos grupos por edad (M2). El ajuste de este modelo fue también razonable. El test de diferencias S $\chi^2$  ajustadas entre el modelo restringido y el modelo básico no restringido indicó que las cargas factoriales eran equivalentes en función de la edad en nuestra muestra ( $p = .35$ ). Finalmente, las covarianzas y varianzas factoriales así como las cargas factoriales fueron restringidas para ser equivalentes en función de la edad (M3). El test de diferencias S $\chi^2$  ajustado entre los modelos M3-M2 indicaron que

las varianzas y covarianzas factoriales no eran equivalentes en función de la edad en nuestra muestra ( $p = .05$ ), siendo el valor de  $\Delta$ RCFI (.019) por lo que según este índice (CFI) el modelo más restrictivo posee un mejor ajuste. Dimitrov (2010) indica que los investigadores deben estar alerta en la situaciones donde el incremento de  $\chi^2$  indica rechazo de la invarianza, pero el CFI no decrece, o como en nuestro caso incluso se incrementa. Así pues, es cierto que la diferencia entre ambos modelos es significativa, pero su valor es marginal, si además consideramos el incremento de RCFI podrían considerarse que existe invarianza. No obstante, hay que señalar que siguiendo el Test de Lagrange, la falta de equivalencia estaría en la correlación de los factores Comprobación-Orden y Neutralización-Lavado. En su conjunto, los resultados sugieren que aunque podría considerarse una invarianza de medición parcial en función de los grupos de edad, la estructura factorial subyacente indica una fiabilidad adecuada en ambos grupos. Dado que no hubo tampoco cambios en los índices de ajuste o una pérdida mínima de ajuste entre el modelo básico no restringido y los restringidos, podría sugerirse que la invarianza es aceptable, aunque necesite cierta revisión.

**Tabla 4:** Invarianza de medición en función de la edad

Modelo	S $\chi^2$	gl	RCFI	RMSEA	SRMR	$\Delta$ S $\chi^2$	$\Delta$ gl	<i>p</i>
M1	384.33	235	.87	.05 (.04-.06)	.07			
M2	398.33	247	.87	.05 (.04-.06)	.07	13.2	12	.35
M3	431.37	268	.89	.06 (.06-.07)	.11	33.08	21	.05

Notas. S $\chi^2$  = Chi-cuadrado escalada de Satorra-Bentler ajustada a la no normalidad; RCFI = Índice de Ajuste Comparativo Robusto; RMSEA = Error Cuadrado Medio de Aproximación (intervalo de confianza 90%); SRMR = Error de Aproximación Cuadrático Medio;  $\Delta$  S $\chi^2$  = Diferencia ajustada S $\chi^2$ ; M1 = modelo libre (básico); M2 = M1 con cargas factoriales restringidas; M3 = M2 con las varianzas y covarianzas factoriales restringidas.

### Correlaciones entre las subescalas del OCI-R

Con el objetivo de conocer las asociaciones existentes entre los factores, se realizaron análisis correlacionales. Utilizamos los criterios de Cohen (1988) para evaluar la magnitud de estas relaciones. Así, se consideraron correlaciones altas las  $> .50$ , moderadas entre .30 y .49 y bajas de .10 a .29.

Nuestros resultados indican que las correlaciones entre las subescalas y la escala total del OCI-R fueron altas entre .70 (Comprobación-Total) y .65 (Lavado-Total). Sin embargo, las intercorrelaciones entre las subescalas solo alcanzaron valores entre bajos (Lavado-Acumulación: .28) y moderados (Obsesión-Acumulación: .46), reflejando un solapamiento relativamente pequeño entre ellas.

### Distribución de puntuaciones, consistencia interna y diferencias de género y edad

La Tabla 5 muestra las medias, desviaciones típicas y coeficientes  $\alpha$  de Cronbach para el OCI-R Total y cada una de sus subescalas. La consistencia interna para la escala completa del OCI-R fue buena ( $\alpha = .82$ ). Respecto a las subescalas, la consistencia interna fue moderada para todas ellas.

Tal y como se ha indicado anteriormente, la escala OCI-R se mostró invariante a través de la variable sexo, por lo que se puede proceder a la comparación de las medias latentes, la cual resulta más adecuada que la comparación de las medias observadas (Brown, 2006; Hancock, 1997). Para ello se utilizó de nuevo el paquete estadístico EQS 6.1. La comparación entre grupos, exige que uno de los grupos se tome como referencia forzando sus medias latentes igual a 0, dejándose libres las del otro. En este caso se utilizó el grupo de los chicos como referencia (ver Tabla 6). Los resultados indican que en todos los casos las chicas puntúan de manera significativa más alto que los chicos, aunque destacan principalmente las diferencias en Lavado, Acumulación y Neutralización.

**Tabla 5:** Distribución de puntuaciones por sexo y consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach).

	Chicos	Chicas	Total	$\alpha$
	<i>M (DT)</i>	<i>M (DT)</i>	<i>M (DT)</i>	
Lavado	2.78 (2.65)	2.46 (2.46)	2.62 (2.56)	.59
Obsesión	3.55 (2.81)	4.38 (3.17)	3.96 (3.02)	.67
Acumulación	4.33 (2.47)	4.94 (2.67)	4.64 (2.59)	.49
Orden	4.95 (2.77)	5.50 (3.53)	5.23 (3.19)	.47
Comprobación	3.43 (2.61)	3.15 (2.65)	3.29 (2.63)	.62
Neutralización	1.90 (2.27)	1.97 (2.25)	1.94 (2.26)	.55
OCI-R Total	20.95 (10.59)	22.42 (11.35)	21.69 (10.99)	.82

**Tabla 6.** Diferencia de medias latentes a través de la variable sexo (chicos como referencia)

	ME	ET	Prueba t
Lavado	1.41	.08	17.87*
Obsesión	0.82	.07	11.61*
Acumulación	1.81	.09	20.50*
Orden	0.32	.03	8.64*
Comprobación	0.47	.07	6.81*
Neutralización	1.52	.08	18.80*

ME: Media estimada. ET: Error Típico. \* $p < .01$

En la Tabla 7 se presentan las medias y desviaciones típicas observadas. De nuevo, dado que la invarianza a través de la variable edad es razonable, también se calcularon las diferencias de medias latentes para los dos grupos de edad, siendo el grupo de 12-15 años el de referencia (ver Tabla 8).

Así, atendiendo a las diferencias de medias latentes, el grupo de mayor edad puntuó estadísticamente más alto en todas las escalas, estando las menores diferencias en Obsesión y Comprobación.

**Tabla 7:** Distribución de puntuaciones y comparaciones por grupos de edad.

	12-15 años (n=192)	16-18 años (n=329)	Total
	<i>M(DT)</i>	<i>M(DT)</i>	<i>M(DT)</i>
Lavado	2.95 (2.75)	2.40 (2.41)	2.60 (2.55)
Obsesión	4.17 (3.01)	3.84 (3.03)	3.96 (3.03)
Acumulación	4.44 (2.58)	4.75 (2.59)	4.64 (2.59)
Orden	4.63 (2.77)	5.55 (3.37)	5.21 (3.19)
Comprobación	3.32 (2.67)	3.27 (2.62)	3.29 (2.64)
Neutralización	2.44 (2.48)	1.63 (2.05)	1.92 (2.25)
OCIR Total	21.96 (11.86)	21.44 (10.49)	21.63 (10.99)

**Tabla 8.** Diferencia de medias latentes a través de la variable edad (grupo 12-15 años como referencia)

	ME	ET	Prueba t
Lavado	1.33	.09	14.53*
Obsesión	0.87	.08	10.17*
Acumulación	1.68	.10	16.76*
Orden	1.68	.09	2.93*
Comprobación	0.42	.09	4.73*
Neutralización	1.23	.10	12.40*

ME: Media estimada. ET: Error Típico. \* $p < .01$

### Fiabilidad Test-retest (1 mes)

Se calcularon correlaciones ( $r$  de Pearson) para examinar la estabilidad temporal de la prueba. Nuestros resultados indican que el OCI-R Total tenía una  $r = .56$ , equivalente a una correlación test-retest moderada. Sin embargo, para las subescalas del OCI-R, los coeficientes fueron algo menores (Lavado:  $r = .44$ ; Obsesión:  $r = .55$ ; Acumular:  $r = .51$ ; Orden:  $r = .40$ ; Comprobación:  $r = .46$  y Neutralización:  $r = .39$ ). En todos los casos la  $p$  fue menor a  $.01$ .

### Evidencias de validez convergente-discriminante

En este apartado pretendemos hallar las correlaciones del OCI-R en la muestra total y en las subescalas con respecto a la PANAS, SPAI-B, DS-R y DPSS. Los resultados vienen representados en la Tabla 9.

Tanto en el OCI-R total como en el resto de subescalas del OCI-R tenían una correlación entre moderada y pequeña con la PANAS, DS-R y DPSS. Sin embargo, el OCI-R total indicaba una correlación mayor con el SPAI-B ( $r = .53$ ) seguida del DPSS total y el DS-R total. La subescala de Orden presentaba correlaciones moderadas tanto con el SPAI-B, como con el DS-R total y el DPSS total. Las subescalas de Obsesión y Comprobación correlacionaban moderadamente con el SPAI-B y el DPSS total. Mientras que el resto de subescalas (Acumular, Neutralización y Lavado) correlacionaba moderadamente solo con el SPAI-B.

**Tabla 9:** Correlaciones con otras pruebas.

	OCI-R Total	Lavado	Obsesión	Acumular	Orden	Comprobación	Neutralización
Afecto positivo (PANAS)	.08	.03	.08	.03	.02	.07	.13*
Afecto Negativo (PANAS)	.31**	.18**	.21**	.18**	.24**	.21**	.21**
Ansiedad Social (SPAI-B)	.53**	.36**	.42**	.33**	.39**	.37**	.38**
Sensibilidad al Asco (DS-R total)	.37**	.22**	.27**	.27**	.30**	.29**	.24**
Asco principal	.35**	.19**	.26**	.27**	.29**	.28**	.22**
Asco al recuerdo de animales	.26**	.15*	.21**	.17**	.24**	.20**	.14*
Asco a la contaminación	.22**	.14*	.10	.20**	.10	.15*	.21**
DPSS total	.40**	.24**	.32**	.29**	.32**	.30**	.21**
Propensión al asco	.32**	.19**	.28**	.25**	.24**	.26**	.13*
Sensibilización al asco	.38**	.22**	.27**	.26**	.32**	.27**	.26**

Nota: \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$

## Discusión

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la versión española del Inventario de Obsesiones y Compulsiones Revisado (OCI-R) en población comunitaria adolescente española. Los análisis realizados muestran que la versión española del OCI-R, desarrollada y validada con población adulta, funciona de manera adecuada con población adolescente entre los 12 y los 18 años.

En primer lugar, nuestros datos se ajustaron de forma aceptable al modelo de 6 factores para la muestra total, invariante en función del sexo y relativamente invariante en función de la edad siendo dichos resultados congruentes con estudios previos con el OCI-R tanto en población clínica (Abad et al., 2008; Abramowitz y Deacon, 2006; Mataix-cols et al., 2008; Sica et al., 2009; Foa et al., 2002; Gönner et al., 2008; Huppert et al., 2007) como no-clínica adulta (Fullana et al., 2005; Hajcak et al., 2004; Lim et al., 2008; Malpica et al., 2009; Roberts y Wilson, 2008; Sica et al., 2009; Smári et al., 2007) y en adolescentes mayores (Piqueras et al., 2009). En general, esta estructura factorial es bastante similar a las obtenidas con otros inventarios de síntomas obsesivo-compulsivos (Mataix-Cols et al., 2002; Nogueira, Godoy, Gavino y Romero, en prensa; Thordarson et al., 2004) y sugieren que el TOC puede ser conceptualizado como un espectro de síndromes potencialmente coincidentes más que como una entidad nosológica unitaria o trastorno único (ver Mataix-Cols, Rosario-Campos y Leckman, 2005, para una revisión). La misma afirmación es válida para la población clínica infantil y adolescente, si bien estas dimensiones no se corresponden exactamente con las halladas en población adulta (McKay et al., 2006).

En cuanto a las correlaciones entre cada subescala y la puntuación total del OCI-R, nuestro estudio mostró una oscilación entre .65 y .70. Dichos valores se consideran correlaciones altas (Cohen, 1988). Estas cifras fueron similares a las aportadas por algunos estudios con población no clínica adulta (Foa et al. 2002; Fullana et al., 2005; Malpica et al., 2009; Smári et al., 2007) y adolescente (Piqueras et al., 2009). Mientras que las intercorrelaciones entre las subescalas alcanzaron valores entre bajos y moderados (.28-.46), reflejando un solapamiento relativamente pequeño entre ellas. Estos datos son consistentes con los informados por estudios con población clínica (Abramowitz y Deacon, 2006; Foa et al.,

2002; Gönner et al., 2008; Huppert et al., 2007) y población no clínica (Fullana et al., 2005; Piqueras et al., 2009; Smári et al., 2007). Los patrones de correlaciones inter-escalas 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 dimensión del constructo Obsesivo-Compulsivo: Obsesiones, Limpieza, Acumulación, etc., lo cual viene a apoyar nuevamente la idea de que el OCI-R mide un trastorno compuesto de seis dimensiones interrelacionadas, más que en un trastorno único (Abramowitz et al., 2006).

En cuanto a la distribución de puntuaciones y consistencia interna, podemos decir que la consistencia interna de nuestro estudio para la escala completa del OCI-R fue elevada y similar al resto de estudios con población no clínica adulta (Foa et al., 2002; Fullana et al., 2005; Hajcak et al., 2004; Smári et al., 2007; Gönner et al., 2008; Malpica et al., 2009) y superior a la de otros estudios con adolescentes (Piqueras et al., 2009). En cuanto a las subescalas del OCI-R, nuestros datos muestran valores alfa de consistencia interna menores a los informados por los estudios previos tanto en población adulta clínica como no clínica (Abramowitz y Deacon, 2006; Sica et al., 2009; Foa et al., 2002; Fullana et al., 2005; Gönner et al., 2008; Hajcak et al., 2004; Huppert et al., 2007; Malpica et al., 2009; Smári et al., 2007) y similares a los hallados con adolescentes (Piqueras et al., 2009). Por lo tanto, los datos parecen apoyar la evidencia de validez de constructo y fiabilidad del OCI-R en población no clínica adolescente.

En nuestro estudio los valores de consistencia interna más bajos fueron para Orden y Acumulación, ambos menores a .50, mientras que la subescala de Neutralización y Lavado tenían una consistencia interna inferior a .60. La baja consistencia interna de la escala Orden, Acumulación y Neutralización ha sido informada en otros estudios con adolescentes (Piqueras et al., 2009). Respecto a la subescala de Neutralización estudios previos con muestras no clínicas han hallado valores bajos que oscilan desde .34 (Foa et al., 2002) hasta .90 (Lim et al., 2008). Estos datos son igualmente consistentes con los hallazgos en población clínica con el OCI-R (Huppert et al., 2007) o con el OCI (Wu y Watson, 2003). Sin embargo, otros autores hallaron que Neutralización presentaba una consistencia interna adecuada (valor medio de  $\alpha = .90$ ) (Abramowitz et al., 2006; Foa et al., 2002). Estos



datos han de ser subrayados a fin de ser tenidos en cuenta en futuros estudios, ya que los valores de consistencia interna baja podrían ser más específicos a las poblaciones no clínicas, como la nuestra.

Respecto a la puntuación media del OCI-R total, nuestro dato fue ligeramente superior al hallado en estudios previos con muestras no clínicas de adultos (Fullana et al., 2005; Foa et al., 2002; Hajcak et al., 2004; Smári et al., 2007; Lim et al., 2008; Malpica et al., 2009) y muy similar a los estudios con muestras no clínicas adolescentes (Piqueras et al., 2009). Aunque la diferencia es pequeña, nuestros resultados podrían estar indicando niveles más elevados de sintomatología obsesivo-compulsiva entre adolescentes frente a muestras de adultos o jóvenes universitarios como las utilizadas por otros estudios (vgr., Fullana et al., 2005; Hajcak et al. 2004; Smári et al., 2007; Lim et al., 2008). Sin embargo, hasta donde llega nuestro conocimiento, no existe ningún estudio que informe de estas diferencias, si bien Gothelf et al. (2004) defienden en su trabajo que el TOC y otros Trastornos de Ansiedad son más frecuentes en niños y adolescentes que en adultos. En cualquier caso nuestra muestra es comunitaria y solo podemos hablar de puntuaciones subclínicas de TOC.

En cuanto a las puntuaciones en las diferentes subescalas del OCI-R, también obtuvimos valores mayores que los informados por estudios anteriores con población comunitaria adulta y similares a otros estudios con adolescentes (Piqueras et al., 2009). Así, las medias de todas las subescalas fueron superiores a las informadas por Fullana et al. (2005), Smári et al. (2007), Lim et al. (2008) y Malpica et al. (2009), si bien se ordenaron de la misma forma: la puntuación media más alta fue Orden, seguida de Acumulación, Obsesión, Comprobación, Lavado y por último Neutralización. También fueron más altas que las halladas por Hajcak et al. (2004) en su Estudio 2, siguiendo un orden casi idéntico (Acumulación > Orden > Obsesión > Comprobación > Lavado > Neutralización). De igual forma, nuestras medias fueron superiores que las informadas por Hajcak et al. (2004) en su Estudio 1 y Foa et al. (2002) respecto de la muestra de controles de su estudio en las escalas de Acumulación, Orden, Comprobación y Obsesión e incluso respecto de la muestra de sujetos con TOC de su estudio en Orden y Acumulación. Esto datos, podrían implicar que tanto el Orden como la Acumulación pueden ser dimensiones más relacionadas con sintomatología obsesivo-compulsiva en población normal y según nuestro trabajo también con la que caracteriza a los adolescentes.

Respecto a la variable sexo, los resultados de nuestra investigación están en consonancia con estudios previos realizados con población adolescente (Piqueras et al., 2009). Nuestros datos mostraron una tendencia general consistente en que las chicas puntuaban de manera significativa más alto que los chicos, principalmente en Lavado, Acumulación y Neutralización. Estos resultados son parcialmente congruentes con los informados por Piqueras et al. (2009) y Smári et al. (2007). No obstante, no hay consenso respecto a esta cuestión y cuando existen tales diferencias en el sexo la mag-

nitud de dichas diferencias suele ser pequeña. Estudios sobre otros trastornos de ansiedad han hallado diferencias de sexo, siendo las chicas las que informan de miedos más frecuentes y severos comparados con los chicos (Gullone, 2000). Específicamente, Muris et al. (2000) o Spence et al. (2003) han informado de que las diferencias de sexo en autoinformes de ansiedad general se hacen visibles entre la infancia tardía y la adolescencia, siendo las chicas las que informan de mayores niveles de ansiedad en comparación con chicos. Por tanto, las diferencias de género en el TOC es una cuestión todavía abierta al debate y posiblemente atribuible a las diferencias culturales.

En lo referente a las diferencias según la variable edad, nuestro estudio halló que el grupo de mayor edad puntuó estadísticamente más alto en todas las escalas, estando las menores diferencias en Obsesión y Comprobación. En este sentido, otros estudios no hallaron diferencias de edad en la mayoría de las subescalas, tan solo en Lavado donde las diferencias eran a favor de los adolescentes de 16 años frente a los mayores de 18 años (Piqueras et al., 2009). Nuestros datos coinciden con algunos estudios previos que han hallado que los síntomas obsesivos-compulsivos parecen tener una mayor incidencia en adolescentes frente a niños y adultos (Farrell et al., 2006). Este estudio indica que el TOC en la adolescencia se sitúa en un estado de transición entre la manifestación clínica en la infancia y la típica manifestación clínica en la edad adulta, siendo las compulsiones de limpiar, lavar, ordenar-organizar y comprobar las cosas más comunes en estas edades.

Al igual que otros estudios nuestra investigación obtuvo valores de fiabilidad test-retest medios que pueden considerarse adecuados, mostrándose similares a los hallada en otros estudios con población no clínica adulta (Fullana et al., 2002; Hajcak et al., 2004; Lim et al., 2008; Sica et al., 2009).

Respecto a la relación entre OCI-R y otras variables (ansiedad social, asco y afecto negativo-negativo), los resultados de nuestro estudio son compatibles con las correlaciones halladas entre TOC y Asco en otros estudios (Cisler et al., 2009; Mancini et al., 2001; Olatunji et al., 2007; Sandín, Chorot, Olmedo et al., 2008; Sandín, Chorot, Santet et al., 2008; Tolin et al., 2006) y TOC y ansiedad social (Tükel et al., 2002), siendo algo mayor entre estas últimas. La asociación mayor entre OCI-R y SPAI-B puede deberse a que ambas escalas pueden estar reflejando una variable latente relacionada con un factor superior que podría ser la sintomatología ansiosa.

En resumen, la versión española del OCI-R para adultos retiene las propiedades psicométricas de la versión original cuando se aplica en adolescentes. Parece tratarse de un instrumento excelente para evaluar sintomatología obsesivo-compulsiva en poblaciones diversas, diferentes tipos de muestra (clínica y no clínica) y grupos de edad: adultos y adolescentes.

Futuros estudios deben tener en cuenta algunas consideraciones: (1) los resultados obtenidos no pueden generalizarse a otras poblaciones (niños y preadolescentes). Futuros

trabajos deberían confirmar si los resultados hallados en adolescentes difieren o se mantienen en otros niveles edad, probablemente adaptando esta prueba a esas edades; (2) es importante resaltar que en esta investigación se han empleado únicamente medidas de autoinforme, lo cual puede introducir sesgos derivadas de la deseabilidad social. En este sentido, la investigación futura debería emplear distintos procedimientos de evaluación (información derivada de los padres). No obstante, pese a que el OCI-R no está libre de

algunas limitaciones (Sulkowski et al., 2008), desde nuestro punto de vista es una prueba que presenta diversos puntos fuertes, tales como la severidad de la sintomatología obsesivo-compulsiva y haberse mostrado con una adecuada fiabilidad y evidencia de validez en diferentes culturas y poblaciones, que avalan su empleo. No obstante, sigue siendo imprescindible y una tarea pendiente investigar las propiedades psicométricas de la versión española del OCI-R en muestras clínicas de adolescentes y adultos.

## Referencias

- 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, 1016-35.
- Adrianzen, C., Pacheco, Z., Vivar, R. y Macciotta, B. (2008). Validez y confiabilidad de la Escala de Yale Brown versión niños y adolescentes (CY-BOCS) en el Perú. *Revista peruana de pediatría*, 61, 68-75.
- Bentler, P.M. (2005). EQS 6.1: Structural equations program manual. Encino, CA: Multivariate Software Inc.
- Bragado, M.C. (1994). Terapia de conducta en la infancia: Trastornos de ansiedad. Madrid: Fundación Universidad- Empresa.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: The Guilford Press.
- Byrne, B.M. (2006). *Structural equation modeling with EQS: Basic concepts, applications, and programming*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Byrne, B. M., Oakland, T., Leong, F. T., van de Vijver, F. J., Hambleton, R., Cheung, F. M. y Bartram, D. (2009). A critical analysis of cross cultural research and testing practices: Implications for improved education and training in psychology. *Training and Education in Professional Psychology*, 3, 29-105.
- Byrne, B.M. y Watkins, D. (2003). The issue of measurement equivalence revisited. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 34, 155-175.
- Cisler, J.M., Olatunji, B.O. y Lohr, J.M. (2009). Disgust, fear, and the anxiety disorders: A critical review. *Clinical Psychology Review*, 29, 34-46.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cooper, J. (1970). The Leyton Obsessional Inventory. *Psychological Medicine*, 1, 48-64.
- Curran, P. J., West, S. G. y Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16-29.
- David, B., Olatunji, B.O., Armstrong, T., Ciesielski, B.G., Bondy, C.L. y Broman-Fulks, J. (2009) Incremental specificity of disgust sensitivity in the prediction of obsessive-compulsive disorder symptoms: Cross-sectional and prospective approaches. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 40, 533-543.
- Davis, E., Saeed, S. A. y Antonacci, D. J. (2008). Anxiety disorders in persons with developmental disabilities: empirically informed diagnosis and treatment. Reviews literature on anxiety disorders in DD population with practical take-home messages for the clinician. *Psychiatry Quarterly*, 79, 249-263.
- Dimitrov, D. (2006). Comparing groups on latent variables: A structural equation modeling approach. *Work*, 26, 429-436.
- Dimitrov, D. (2010) Testing for Factorial Invariance in the Context of Construct Validation. *Measurement and Evaluation in Counselling and Development*, 43, 121-149.
- 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.
- Finney, S.J. y DiStefano, C. (2006) Non-normal and categorical data in structural equation modelling. In G.R. Hancock and R.O. Mueller (Eds), *Structural Equation Modelling: A second course*. 269-314. Greenwich: Information Age Publishing
- Foa, E.B., Huppert, 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, 485-496.
- Foa, E.B., Kozak, M.J., Salkovskis, P.M., Coles, M.E. y Amir, N. (1988). The validation of a new obsessive-compulsive disorder scale: the Obsessive-Compulsive Inventory. *Psychological Assessment*, 10, 206-214.
- Fonseca, E., Lemos, S., Paino, M.M., Villazón, U., Sierra, S. y Muñoz, J. Fernández. (2009). The assessment of obsessive beliefs in adolescents. *International journal of psychology and psychological therapy*, 9, 351-364.
- Fullana, M.A., Tortella-Feliu, M., Caseras, X., Andiñon, O., Torrubia, R. y Mataix-Cols, C. (2005). Psychometric properties of Spanish version of the Obsessive-Compulsive Inventory-Revised in a non-clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 19, 893-903.
- Göner, S., Leonhart, R. y Ecker, W. (2008). The Obsessive-Compulsive Inventory-Revised (OCI-R): Validation of the German Version in a Sample of Patients with OCD, Anxiety Disorders, and Depressive Disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 22, 734-749.
- Gothelf, D., Aharonovsky, O., Horesh, N., Carty, T. y Apter, A. (2004). Life events and personality factors in children and adolescents with obsessive-compulsive disorder and other anxiety disorders. *Comprehensive Psychiatry*, 45, 192-198.
- Gullone, E. (2000). The development of normal fear: A century of research. *Clinical Psychology Review*, 20, 429-458.
- Hajcak, G., Huppert, J.D., Simons, R.F. y Foa, E.B. (2004). Psychometric properties of the OCI-R in a collage sample. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1163-1182.
- Hancock, G. R. (1997). Structural equation modeling methods of hypothesis testing of latent variable means. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 30, 91-105.
- Hu, L. y Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- 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.
- Labad, J., Menchón, J.M., Alonso, P., Segalas, C., Jiménez, S., Jaurieta, N., Leckman, J.F. y Vallejo, J. (2008). Gender differences in obsessive-compulsive symptom dimensions. *Depression and Anxiety*, 25, 832-838.
- Lim, J.S., Kim, S.J., Jeon, W. T., Cha, K.R., Park, J.H. y Kim Ch. (2008). Reliability and Validity of the Korean Version of Obsessive-Compulsive Inventory - Revised in a Non-clinical Sample. *Yonsei Medical Journal*, 49, 909-916.
- Malpica, M.J., Ruiz, V.M., Godoy, A. y Gavino, A (2009). Inventario de Obsesiones y Compulsiones-Revisado (OCI-R): Aplicabilidad a la población general. *Anales de Psicología*, 25, 217-226.
- Mancini, F., Gagnani, A. y D'Olimpio (2001). The connection between disgust and obsessions and compulsions in a non-clinical sample. *Personality and Individual Differences*, 31, 1173-1180.
- Mataix-Cols, D., Marks, I., Greist, J. H., Kobak, K. A. y Baer, L. (2002). Obsessive-compulsive symptom dimensions as predictors of compli-

- ance with and response to behaviour therapy: results from a controlled trial. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 71, 255-262.
- 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.
- Mataix-Cols, D., Nakatani, E., Micali N. y Heyman I. (2008). Structure of obsessive-compulsive symptoms in pediatric OCD. *Journal of the American Child and Adolescent Psychiatry*, 47, 773-778.
- McKay, D., Piacentini, J., Greisberg, S., Graae, F., Jaffer, M. y Miller, J. (2006). The structure of childhood obsessions and compulsions: dimensions in an outpatient sample. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 137-146.
- Millet, B., Kochman, F., Gallarda, T., Krebs, M. O., Demonfaucon, F., Barrot, I., Bourdel, M. C., Olié, J. P., Loo, H. y Hantouche, E. G. (2004). Phenomenological and comorbid features associated in obsessive-compulsive disorder: influence of age of onset. *Journal of Affective Disorders*, 79, 241-246.
- Muris, P., Schmidt, H. y Merckelbach, H. (2000). Correlations among two-self report questionnaires for measuring DSM-defined anxiety disorders and the Spence Children's Anxiety Scale. *Personality and Individual Differences*, 28, 333-346.
- Nogueira, R., Godoy, A., Gavino, A. y Romero P (2009). Propiedades psicométricas del Vancouver Obsessional Compulsive Inventory (VOCI) en dos muestras no clínicas de población española. *Psicothema*, 21, 646-651.
- Obsessive Compulsive Cognitions Working Group (2005). Psychometric validation of the obsessive belief questionnaire and interpretation of intrusions inventory -Part 2: Factor analyses and testing of a brief version. *Behaviour Research and Therapy*, 43, 1527-1542.
- Olatunji, B. O., Williams, N. L., Tolin, D.F., Abramowitz, J.S., Sawchuck, C. N., Lohr, J.M. y Elwood, L. S. (2007). The disgust scale: Item analysis, factor structure, and suggestions for refinement. *Psychological Assessment*, 19, 281-297.
- Olatunji, B.O., Cisler, J.M., Deacon, B.J., Connolly, K. y Lohr, J.M. (2007). The Disgust Propensity and Sensitivity Scale-Revised: Psychometric properties and specificity in relation to anxiety disorder symptoms. *Journal of Anxiety Disorders*, 21, 918-930.
- Piqueras, J.A., Martínez, 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. *Psicología Conductual*, 17, 561-572.
- Roberts, M.E., Wilson, M.S. (2008). Factor structure and response bias of the obsessive-compulsive inventory-revised (OCI-R) in a female undergraduate sample from New Zealand. *New Zealand Journal of Psychology* 37, 2-7.
- Rusticus, S. A. Hubley, A. M. y Zumbo, B. D. (2008). Measurement invariance of the Appearance Schemas Inventory-Revised and the Body Image Quality of Life Inventory across age and gender. *Assessment*, 15, 60-71.
- Sandín, B. (2003). Escala PANAS de afecto positivo y negativo para niños y adolescentes (PANASN). *Revista de psicopatología y psicología clínica*, 2, 173-182.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao L., Joiner, E. T., Miguel A. Santed, M.A. y Valiente, M.R. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 1, 37-51.
- Sandín, B., Chorot, P., Olmedo, M. y Valiente, R.M. (2008a). Escala de propensión y sensibilidad al asco revisada (DPSS-R): Propiedades psicométricas y relación del asco con los miedos y los síntomas obsesivo-compulsivos. *Análisis y Modificación de Conducta*, 34, 93-136.
- Sandín, B., Chorot, P., Santed, M.A., Valiente, R.M. y Olmedo, M. (2008b). Sensibilidad al asco: Concepto y relación con los miedos y los trastornos de ansiedad. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 13, 137-158.
- Satorra, A. y Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514.
- Scahill, L., Riddle, M., Hardin, M., Ort, S., King, R. Goodman, W. K., Cicchetti, D. y 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.
- Sica, C., Ghisi, M., Altoc, G., Chiri, L.R., Franceschini, S., Coradeschi, D. y Melli, G. (2009). The Italian version of the Obsessive Compulsive Inventory: Its psychometric properties on community and clinical samples. *Journal of Anxiety Disorders*, 23, 204-211.
- Smári, J., Ólason, D.T., Eyporsdottir, A. y Frönlunde, M-B (2007). Psychometric properties of the Obsessive Compulsive Inventory-Revised among Icelandic collage students. *Scandinavian Journal of Psychology*, 48, 127-133.
- Spence, S., Barrett, P. y Turner, C. (2003). Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale with young adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 17, 605-625.
- SPSS 15.0. (2006). *Statistical Package for Social Sciences for Windows, Version 15*. Chicago, IL: SPSS Inc.
- Souza, F.P., Foa, E.B., Meyer, E., Niederauer, K.G., Raffin, A.L. y Cordoli, A.V. (2008). Obsessive-compulsive inventory and obsessive-compulsive inventory-revised scales: translation into brazilian portuguese and cross-cultural adaptation. *Revista Brasileira Psiquiatria*, 30, 42-46.
- Sulkowski, M.L., Storch, E.A., Geffken, G.R., Ricketts, E., Murphy, T.K. y Goodman, W.K. (2008). Concurrent Validity of the Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale-Symptom Checklist. *Journal of Clinical Psychology*, 64, 1338-1351.
- Taberner, J., Fullana, M.A., Caseras, X., Pertusa, A., Bados, A., van den Bree, M., Torrubia, R. y Mataix-Cols, D. (2009). Are obsessive-compulsive symptom dimensions familial in nonclinical individuals?. *Depression and Anxiety*, 26, 902-908.
- Tolin, D.F., Woods, C.M. y Abramowitz, J.S. (2006). Disgust sensitivity and obsessive-compulsive symptoms in a non-clinical sample. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 37, 30-40.
- Thordarson, D.S., Radomsky, A.S., Rachman, S., Shafran, R., Sawchuk, C.N. y Hakstian, R. (2004). The Vancouver Obsessional Compulsive Inventory (VOCI). *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1289-1314.
- Tükel, R., Polat, A., Ozdemir, O., Aksüt, D. y Türksöy, N. (2002). Comorbid conditions in obsessive-compulsive disorder. *Comprehensive Psychiatry*, 43, 204-209.
- Ulloa, R., De la Peña, F., Higuera, F., Palacios, L., Nicolini, H. y Ávila J. (2004). Estudio de validez y confiabilidad de la versión en español de la escala Yale-Brown del trastorno obsesivo compulsivo para niños y adolescentes. *Actas Españolas de Psiquiatria*, 32, 259-263.
- Van Overveld, M., de Jong, P.J., Peters, M.L., Cavanagh, K. y Davey, G.C.L. (2006). Disgust propensity and disgust sensitivity: separate constructs that are differentially related to specific fears. *Personality and Individual Differences*, 41, 1241-1252.
- Watson, D., Clark, L.A. y Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.
- 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.
- Zermatten, A., Van der Linden, M., Jermann, F. y Ceschi, G. (2006). Validation of a French version of the Obsessive-Compulsive Inventory-Revised in a non-clinical sample. *European Review of Applied Psychology*, 56, 151-155.

(Artículo recibido: 3-3-2010; revisión: 26-1-2011; aceptado: 30-1-2011)