

Inventario de Obsesiones y Compulsiones-Revisado (OCI-R): Aplicabilidad a la población general

María J. Malpica, Víctor M. Ruiz, Antonio Godoy* y Aurora Gavino

Universidad de Málaga

Resumen: El *Obsessive-Compulsive Inventory - Revised* (OCI-R; Foa *et al.*, 2002) se ha convertido en instrumento de elección para la evaluación de los comportamientos obsesivo-compulsivos, dada su validez y el corto tiempo que requiere su administración. Sin embargo, el OCI-R aún no ha sido estudiado sobre muestras de la población general. En el presente estudio se analizan las propiedades psicométricas de la versión española del OCI-R en dos grupos de sujetos: estudiantes universitarios ($n = 247$), lo que permitirá comparar los resultados obtenidos con los de estudios previos, y población general ($n = 395$), lo que permitirá generalizar dichos resultados a personas sin patología clínica conocida o con sintomatología subclínica. Se ha analizado la estructura factorial, la fiabilidad y la validez convergente, divergente y de criterio del OCI-R. Los resultados muestran una estructura factorial y unas propiedades psicométricas similares a las halladas con la versión original y, tal y como se esperaba, un grado medio de relación entre el OCI-R y otras variables con las que se hipotetizó que estaría relacionado: intrusiones, creencias disfuncionales, preocupaciones y perfeccionismo. Se concluye que la versión española del OCI-R es aplicable a la población general.

Palabras clave: Trastorno obsesivo-compulsivo; evaluación; validez; OCI-R.

Title: Obsessive-Compulsive Inventory – Revised (OCI-R): Applicability to general population.

Abstract: The Obsessive-Compulsive Inventory - Revised (OCI-R; Foa *et al.*, 2002) has become the measure of election for the assessment of obsessive-compulsive behaviors, given its validity and the short time that its administration requires. Nevertheless, the OCI-R not yet has been studied on samples from the general population. In the present study the psychometric properties of the Spanish version of the OCI-R in two groups of subjects have been analyzed: university students ($n = 247$), which will allow comparing the results with those of previous studies, and general population ($n = 395$), which will allow generalizing these results to people without known clinical pathology or with subclinical symptoms. The factorial structure, the reliability and the convergent, divergent and criterion validity of the OCI-R were analyzed. The results show a factorial structure and psychometric properties of the Spanish version of the OCI-R similar to the ones found on the original version and, as expected, moderate relationship between the OCI-R scores and related variables: intrusions, dysfunctional beliefs, worry, and perfectionism. It is concluded that the Spanish version of the OCI-R is applicable to the general population.

Key words: Obsessive-compulsive disorder; assessment; validity; OCI-R.

Durante mucho tiempo el trastorno obsesivo-compulsivo (TOC) fue considerado un desorden extremadamente infrecuente entre la población, con estimaciones acerca de su prevalencia del 0.5% (Woodruff y Pits, 1964) e incluso del 0.05% (Rudin, 1953). Sin embargo, una serie de estudios llevados a cabo en la década de los ochenta pusieron de manifiesto que la frecuencia de este trastorno en la población era mucho mayor de lo que se había creído hasta entonces, encontrándose datos que situaban la prevalencia del trastorno obsesivo-compulsivo entre el 2.5 y el 3% (Bland, Orn y Newman, 1988; Henderson y Pollard, 1988; Regier, Boyd, Burke, Rae, *et al.*, 1988; Robins *et al.*, 1984). A partir de ese momento comenzó a tomarse conciencia de la relevancia de este trastorno, siendo reconocido como uno de los más frecuentes entre la población general y llegando incluso a ser descrito como una "epidemia oculta" (Jenike, 1989, p. 539). Hasta entonces, habían sido muy escasos los instrumentos desarrollados específicamente para la evaluación del trastorno obsesivo-compulsivo (ver Hodgson y Rachman, 1977; Marks, Hallam, Connolly y Philpott, 1977). Sin embargo, el renovado interés en el TOC trajo consigo el desarrollo de nuevos instrumentos de evaluación que pretendían cubrir las lagunas existentes. Así, a finales de los ochenta y durante la década de los noventa se desarrollan y perfeccionan la Escala de Obsesiones y Compulsiones de Yale-Brown (Y-BOCS; Goodman *et al.*, 1989), el Inventario de Padua (PI; Sanavio, 1988), revisado unos años después (Padua Inventory-Washington State University Revision, PI-

WSUR; Burns, Keortge, Formea y Stenberger, 1996) y el Inventario de Obsesiones y Compulsiones (OCI; Foa, Kozak, Salkovskis, Coles, y Amir, 1998), también revisado posteriormente (OCI-R; Foa *et al.*, 2002).

Uno de los instrumentos más recientes, el Inventario de Obsesiones y Compulsiones (OCI; Foa *et al.*, 1998), fue creado para superar las limitaciones de sus predecesores. Así, por un lado, fue diseñado desde una perspectiva taxonómica para intentar cubrir el heterogéneo contenido de las obsesiones y compulsiones que presentan los sujetos con TOC. Para ello cuenta con siete escalas dirigidas a evaluar las diferentes áreas problemáticas en el TOC. Dichas escalas son Lavado, Comprobación, Duda, Orden, Obsesión, Acumulación y Neutralización Mental. Es, por tanto, una medida del trastorno más global y más completa que sus predecesoras ya que pretende abarcar el amplio espectro de comportamientos obsesivos y compulsivos propios del trastorno. Por otro lado, el OCI cuenta con un amplio rango de puntuaciones en severidad que permiten comparaciones entre la gravedad de diversas obsesiones y compulsiones. En este sentido cada ítem es valorado en un rango de respuesta de 0 a 4 para poder medir de manera más eficaz la variabilidad en la severidad relativa de los diferentes síntomas y optimizar, de esta forma, la sensibilidad del instrumento. Además, cada uno de los 42 ítems que forman el cuestionario es evaluado en dos dimensiones, frecuencia y malestar. Por último, otra ventaja del OCI con respecto a instrumentos anteriores es que fue validado no sólo con población clínica, sino también con sujetos no clínicos. De hecho, una de las mayores ventajas del OCI es que es aplicable a la población general para la evaluación de conductas y pensamientos obsesivos subclínicos. El OCI ha mostrado buenas propiedades psicométricas, tanto en muestras clí-

* Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Antonio Godoy. Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico. Facultad de Psicología. Universidad de Málaga. Campus de Teatinos, s/n. 29071 Málaga (España). E-mail: godoy@uma.es

clínicas como no clínicas, en diferentes estudios (Foa et al., 1998; Simonds, Thorpe y Elliott, 2000; Wu y Watson, 2003). Sin embargo presenta varias limitaciones. Por un lado, se ha encontrado consistentemente en diferentes estudios una alta correlación, superior a .90, entre las puntuaciones en frecuencia y malestar, lo cual sugería una cierta redundancia entre las dos escalas (Foa et al., 2002). Además, esta doble valoración de cada ítem genera cierta confusión en algunos sujetos y excesivo consumo de tiempo ya que los sujetos con TOC son a menudo extremadamente lentos al completar cuestionarios (Rachman y Hodgson, 1980). Otra de las limitaciones del OCI es que las subescalas están formadas por diferente número de ítems, lo cual dificulta la comparación de puntuaciones entre escalas, que ha de hacerse ponderando las puntuaciones para cada subescala en función de su número de ítems, lo que resulta poco práctico en el ámbito clínico.

Con el objetivo de superar estas limitaciones, se lleva a cabo una revisión del OCI, el Inventario de Obsesiones y Compulsiones-Revisado (OCI-R; Foa et al., 2002). En el OCI-R se elimina la puntuación de frecuencia, evitando así problemas de redundancia y simplificando el modo de respuesta. Por otro lado, se reduce e iguala el número de ítems para cada subescala, haciendo la administración del inventario más simple y menos costosa en tiempo de administración e interpretación de los resultados. Además, se reduce el número de factores ya que el factor Duda queda subsumido dentro del factor Comprobación. La versión revisada del OCI, por tanto, queda formada por 18 ítems agrupados en seis subescalas (Lavado, Comprobación, Orden, Neutralización, Acumulación y Obsesiones). Las propiedades psicométricas del OCI-R son bastante buenas, mostrando una estructura factorial muy clara, unos excelentes índices de consistencia interna y fiabilidad test-retest, una buena validez convergente y una gran sensibilidad para discriminar entre pacientes con TOC y con otros trastornos de ansiedad, así como entre sujetos con TOC y sujetos sin problemas de ansiedad (Foa et al., 2002; Hajcak, Huppert, Simons y Foa, 2004).

Resultados similares encontraron Fullana, Tortella-Feliu, Casares, Andino, Torrubia, y Mataix-Cols (2005) con el OCI-R en una muestra de sujetos estudiantes españoles, en la que se replicó la estructura original de seis factores y se encontraron unos índices de moderados a buenos de consistencia interna, fiabilidad test-retest y validez, tanto convergente como divergente. Estos resultados indican que la versión española del OCI-R presenta propiedades psicométricas aceptables similares a la versión original.

Una de las ventajas más importantes del OCI y su revisión, el OCI-R, con respecto a otros instrumentos previos es que fue concebido y desarrollado con el objetivo de ser aplicable, no sólo a sujetos clínicos, sino también a la población general para evaluar conductas y pensamientos obsesivos subclínicos (ver Foa et al., 1998, p. 207). Sin embargo, sorprendentemente, no existe ningún estudio en el que se pongan a prueba las propiedades psicométricas del OCI-R en población general. Los estudios llevados a cabo hasta la

fecha únicamente han estudiado el OCI-R en muestras clínicas y en muestras de estudiantes universitarios (ver Foa et al., 1998; 2002; Fullana et al., 2005; Hajcak et al., 2004; Simonds et al., 2000; Wu y Watson, 2003). Por consiguiente, los resultados tanto de la prueba original (Foa et al., 1998; 2002) como de la adaptación española (Fullana et al., 2005) presentan una importante limitación respecto a su generalizabilidad a la población general.

Puesto que hasta la fecha no existe ningún trabajo en el que se estudie el OCI-R en población general, uno de los objetivos del presente estudio es poner a prueba la estructura factorial y las propiedades psicométricas del OCI-R en una muestra de sujetos procedentes de la población general para superar las limitaciones de generalizabilidad de los resultados obtenidos en estudios previos (Foa et al., 1998; 2002; Simonds et al., 2000; Wu y Watson, 2003; Hajcak et al., 2004; Fullana et al., 2005) y garantizar la aplicabilidad del OCI-R a sujetos no clínicos pertenecientes a la población general española.

Por otro lado, en el estudio de la validez convergente del OCI-R en población española (Fullana et al., 2005), aunque se analizó su relación con una medida de conductas acumulativas (SI-R, Saving Inventory-Revised; Frost et al., 2004), únicamente se estudió la relación del OCI-R con una medida global del TOC, el Inventario de Padua (PI, Sanavio, 1988). Por ello, un segundo objetivo del presente trabajo es ampliar el estudio de la validez convergente del OCI-R en población española, estudiando su relación, no sólo con el PI, sino también con otra medida global del trastorno obsesivo-compulsivo, el Inventario de Obsesiones y Compulsiones de Vancouver (VOCI; Thordarson et al., 2004).

En tercer lugar, existe un conjunto de variables asociadas al trastorno obsesivo-compulsivo cuya relación con el OCI-R nunca ha sido puesta a prueba. Así, se ha encontrado que los comportamientos obsesivo-compulsivos están relacionados con intrusiones cognitivas (OCCWG, 2003; Sica, Coradeschi, Sanavio, Dorz, Manchisi y Novara, 2004), creencias disfuncionales (Calamari, Cohen, Rector, Szacun-Shimizu, Riemann, y Norberg, 2006; Giménez, Morillo, Belloch, Carrió, y Cabedo, 2004; Steketee, Frost, y Cohen, 1998; Taylor, McKay, y Abramowitz, 2005; Wells, y Papageorgiou, 1998) y perfeccionismo (Ferrari, 1995; Frost et al., 1990, 1994; Gershunny y Sher, 1995; Rheaume, Freeston, Dugas, Letarte, y Ladouceur, 1995). Sin embargo, en ninguno de los estudios llevados a cabo hasta el momento con el OCI-R, tanto con sujetos anglosajones como españoles (Foa et al., 2002; Fullana et al., 2005; Hajcak et al., 2004) se ha analizado su relación con estas variables. Por tanto, el tercer objetivo del presente trabajo es ampliar el estudio de la validez del OCI-R mediante el análisis de la validez de criterio, poniendo a prueba sus relaciones con intrusiones cognitivas, creencias disfuncionales y perfeccionismo.

Método

Participantes

En este estudio colaboraron dos muestras de participantes. La primera de ellas estuvo formada por 241 estudiantes universitarios (42 varones y 199 mujeres), con edades comprendidas entre 20 y 30 años ($M = 21.6$; $DT = 1.7$). De ellos, 88 estudiaban Psicología y el resto, en un número bastante inferior, varios tipos de licenciaturas o ingenierías superiores, 191 estaban solteros, 164 eran sólo estudiantes, 63 tenían empleo y 14 se encontraban parados. La segunda muestra estuvo constituida por 395 participantes de la población general de los que el 33.7% fueron varones y el 66.3% mujeres, con edades comprendidas entre 15 y 71 años ($M = 40.4$; $DT = 12.9$). De ellos, 141 estaban solteros, 211 casados y el resto divorciados, separados o viudos; 244 tenían un empleo, 40 eran amas de casa, 25 estudiantes, 54 parados y el resto, jubilados; 78 tenían estudios primarios, 70 estudios universitarios (la mayoría de ellos, diplomaturas) y 247 enseñanza secundaria o formación profesional. Todos ellos fueron reclutados en centros de salud de atención primaria tras acudir a consulta médica por problemas leves y distintos de la Psicología o la Psiquiatría ($n = 128$), cursos de educación de adultos ($n = 31$) o asociaciones ciudadanas (v.g., “Peña del Real Madrid”, “Asociación de familiares de enfermos de espina bífida”, “Peña de flamenco”, etc.; $n = 236$).

Los estudiantes universitarios realizaron las pruebas en grupo en sus aulas naturales. Los participantes de la población general las realizaron de forma individual o en pequeños grupos en los locales de las asociaciones o instituciones ciudadanas de las que eran miembros o a las que acudían a recibir servicios (no psicológicos).

Procedimiento

Se informó a los sujetos de ambas muestras que estaban colaborando en una investigación de la Universidad de Málaga relacionada con formas de pensar, comportamientos y hábitos cotidianos. Se aseguró la confidencialidad y se les pidió que no dejaran ítems en blanco, así como que fuesen sinceros en sus respuestas.

Puesto que Hajcak *et al.* (2004) hallaron efectos de orden significativos en la administración del OCI-R junto con otros cuestionarios, se realizaron 6 tipos de cuadernillos que contenían todos los instrumentos de evaluación empleados, disponiendo, en cada uno de ellos, los cuestionarios en orden distinto, siendo distribuidos de forma aleatoria entre los sujetos. Con este proceso se controlaron los posibles efectos del orden y la fatiga. A ningún sujeto le llevó más de 90 minutos rellenar el cuadernillo completo, tardando la mayoría en torno a una hora.

Transcurridos dos meses se llevó a cabo un segundo contacto con la muestra de estudiantes universitarios y se administraron nuevamente los instrumentos de evaluación a este grupo. Dificultades prácticas impidieron contactar nue-

vamente con la muestra de población general, de modo que el retest se llevó a cabo únicamente en el grupo de estudiantes universitarios.

Instrumentos

Además del OCI-R (versión española de Fullana *et al.*, 2005), los participantes completaron los siguientes cuestionarios:

Inventario de Obsesiones y Compulsiones de Vancouver (VOCI; Thordarson *et al.*, 2004), adaptado al castellano por Nogueira, Godoy y Gavino (2009). Este es un cuestionario formado por 55 ítems agrupados en 6 subescalas: Contaminación, Comprobación, Obsesiones, Acumulación, Perfeccionismo e Indecisión. La consistencia interna y la fiabilidad test-retest mostrada por la escala son altas, tanto en sujetos clínicos como en sujetos no clínicos, así como su validez convergente y divergente. El alfa de Cronbach de la puntuación total en ambas muestras del presente estudio ha estado en torno a .95. El alfa de las de las subescalas del VOCI ha fluctuado entre .78 y .92.

Inventario de Padua (PI; Sanavio, 1988), adaptación de Mataix-Cols, Sánchez-Turet y Vallejo (2002). Es un Cuestionario de 60 ítems que evalúa el grado de perturbación causado por los pensamientos intrusivos y los rituales. El cuestionario está compuesto por cuatro factores, dos relacionados con obsesiones y dos con compulsiones: Control Mental, Comprobación, Impulso y Lavado. La escala muestra una alta consistencia interna, fiabilidad test-retest y unos índices de validez aceptables. El alfa de Cronbach de la puntuación total en ambas muestras del presente estudio ha estado en torno a .95. El alfa de las subescalas del VOCI ha fluctuado entre .71 y .91.

Inventario de Interpretación de Intrusiones (III; Obsessive Compulsive Cognitions Working Group -OCCWG-, 2001), adaptación de Rodríguez, Godoy y Gavino (2008). Evalúa la interpretación o valoración de pensamientos, imágenes o impulsos intrusivos. Consta de 31 ítems agrupados en tres subescalas: Control de los Pensamientos, Sobreimportancia de los Pensamientos y Responsabilidad Sobredimensionada. El instrumento presenta buenas propiedades psicométricas. El alfa de Cronbach de la puntuación total, que es la que se ha utilizado en el presente estudio, en la muestra de estudiantes ha sido .94 y en la muestra de la población general, .96.

Cuestionario de Intrusiones Cognitivas (CIQ; Freeston, Ladouceur, Thibodeau y Gagnon, 1992), adaptación de Romero, Godoy, Gavino y Anarte (2005). Este instrumento evalúa pensamientos intrusivos formulando preguntas referentes a varias categorías: descripciones generales (frecuencia, duración, etc.), evaluaciones (responsabilidad, importancia), emoción asociada y estrategias empleadas ante la intrusión y su eficacia. El formato del cuestionario es de escala tipo Likert, con opciones de respuesta de 1 a 9. La consistencia interna y validez del instrumento es adecuada, tanto en población clínica como no clínica. El alfa de Cronbach de la

puntuación total en la muestra de estudiantes ha sido .93 y, en la de la población general, .91.

Cuestionario de Creencias Obsesivas (OBQ-44; Obsessive Compulsive Cognitions Working Group, 2005), adaptación de Ruiz, Gavino y Godoy (2008). El instrumento está formado por 44 ítems organizados en tres subescalas que evalúan: Responsabilidad y Estimación de la Amenaza, Perfeccionismo e Intolerancia a la Incertidumbre e Importancia y Control de los Pensamientos. La escala presenta una alta consistencia interna y fiabilidad test-retest, así como una adecuada validez convergente y divergente. En el presente estudio la puntuación total, que es la que se ha utilizado, ha obtenido un alfa de Cronbach de .94 en ambas muestras.

Inventario de Creencias Relacionadas con las Obsesiones (IBRO; Freeston, Ladouceur, Gagnon y Thibodeau, 1993), adaptación al castellano realizada por Godoy, Gavino y Postigo (2005). Este instrumento evalúa creencias que frecuentemente se presentan en sujetos con comportamientos obsesivo-compulsivos. Los 20 ítems de que consta la prueba se agrupan en tres factores: Responsabilidad Disfuncional, Sobredimensionalización de la Amenaza e Intolerancia a la Incertidumbre. Se ha demostrado una alta fiabilidad y validez del cuestionario. En el presente estudio sólo se ha utilizado la puntuación total, que ha obtenido un alfa de Cronbach de .70 en la muestra de estudiantes, y de .80 en la de la población general.

Inventario de Preocupación de Pennsylvania (PSWQ; Meyer, Miller, Metzger, y Borkovec, 1990), adaptación de Nuevo, Montorio y Ruiz (2002). Cuestionario de 16 ítems que mide tendencia a la preocupación. La escala ha sido validada tanto en muestra clínica como no clínica, presentando adecuadas propiedades psicométricas. El alfa de Cronbach de la puntuación total en el presente estudio ha sido .79 en la muestra de estudiantes y .86 en la de la población general.

Escala Multidimensional de Perfeccionismo (FMPS; Frost, Marten, Lahart y Rosenblate, 1990), adaptada por Ruiz y Godoy (2005). Escala formada por 35 ítems que evalúan perfeccionismo. El instrumento está compuesto por seis escalas: errores, dudas de acción, convicciones personales, expectativas de los padres, críticas de los padres y organización. La consistencia interna y la validez de la escala son apropiadas (Frost et al, 1990). El alfa de Cronbach de la puntuación total en la muestra de estudiantes ha sido .92 y, en la de la población general, .94.

Escala Not Just Right Experiences (NJR; Coles, Frost, Heimberg, y Rheume, 2003), adaptada al castellano por Nogueira y Godoy (2005). Instrumento compuesto por 19 ítems que evalúan perfeccionismo. Muestra adecuadas propiedades psicométricas. El alfa de Cronbach de la puntuación total en la muestra de estudiantes ha sido .86 y en la muestra de la población general, .89.

Inventario de Ansiedad de Beck (BAI; Beck, Epstein, Brown y Steer, 1988), adaptado por Sanz y Navarro (2003). Autoinforme de 21 ítems, que evalúa síntomas de ansiedad. Es una medida general de ansiedad. Presenta adecuadas propiedades psicométricas. En el presente estudio ha obtenido un alfa de

Cronbach de .88 en la muestra de estudiantes, y de .95 en la de adultos de la población general.

Inventario de Depresión de Beck (BDI; Beck y Steer, 1987), versión española de Sanz y Vázquez (1998). Autoinforme de 21 ítems que describen síntomas depresivos. Cada ítem está formado por cuatro frases, de las que el sujeto debe elegir la que más se ajuste a su realidad. Ha mostrado una buena fiabilidad y validez, tanto en sujetos clínicos como no clínicos. En el presente estudio ha obtenido un alfa de Cronbach de .87 en ambas muestras.

Para estudiar la validez convergente del OCI-R se utilizaron el VOICI y el PI, mientras que para el estudio de la validez divergente fueron empleados el BDI y el BAI. El resto de instrumentos (OBQ-44, IBRO, III, CIQ, PSWQ y FMPS) fueron utilizados para estudiar la validez de criterio del OCI-R.

Resultados

Análisis Factorial

Para comprobar si la estructura factorial de la versión española se adecúa a la encontrada en la versión original, se han realizado sendos análisis factoriales confirmatorios con el programa AMOS 6.0 en las dos muestras estudiadas. Siguiendo las recomendaciones de Batista y Coenders (2000, pp. 76-77) se ha utilizado el método de estimación de máxima verosimilitud y no el de mínimos cuadrados ponderados, dado el pequeño tamaño de ambas muestras y el número de variables. Por otra parte, puesto que todas las variables están medidas a nivel ordinal (escalas Likert), las estimaciones se han realizado sobre las matrices de correlaciones policóricas en lugar de sobre las matrices de covarianza. Aunque ninguna de las dos distribuciones multivariantes es, estrictamente hablando, normal, los resultados encontrados (distancias de Mahalanobis) parecen permitir de forma razonable la aplicación de ecuaciones estructurales sobre los datos si posteriormente se emplean pruebas de bondad de ajuste exigentes (Batista y Coenders, 2000). Para cumplir este requisito de exigencia, así como para poder realizar comparaciones con los estudios previamente realizados, se ha optado por utilizar, además de ji cuadrado / grados de libertad, el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de ajuste comparativo (CFI), la raíz cuadrada de la media de los residuos (RMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). De acuerdo a lo establecido por Hu y Bentler (1999), un modelo se ajusta muy bien a los datos si la razón entre ji cuadrado y los grados de libertad no supera el valor de 3; si GFI y CFI son altos (>.90); y si RMR y RMSEA son bajos (<.05).

En el presente trabajo se han comparado la estructura factorial de seis factores y de un único factor. Se ha decidido analizar la estructura de seis factores puesto que es la propuesta por los autores del instrumento y la estructura de un solo factor se ha analizado para descartar la hipótesis de que la prueba únicamente valore comportamientos obsesivo-compulsivos en general, y no otros factores más específicos.

Los resultados de los diferentes análisis factoriales llevados a cabo se muestran en la Tabla 1. Como puede verse en dicha tabla, al realizar el análisis factorial bajo la hipótesis de seis factores encontramos que el cociente entre ji-cuadrado y grados de libertad arroja, respectivamente para las muestras de estudiantes universitarios y de población general, valores de 1.64 y 1.86. Tomando en cuenta los resultados de ambas muestras los índices de bondad de ajuste (GFI) y de ajuste comparativo (CFI) estuvieron en un rango entre .92 y .95, mientras que la raíz cuadrada media residual (RMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), obtuvieron valores de entre .01 y .06. Los resultados del análisis factorial tomando en cuenta la hipótesis de la existencia de un único factor arrojan, globalmente en las dos muestras estudiadas, valores de 6.49 y 5.43 para el cociente entre ji-cuadrado y grados de libertad, entre .51 y .78 para los índices de bondad de ajuste (GFI) y de ajuste comparativo (CFI), y entre .01 y .15 en el caso de la raíz cuadrada media residual (RMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA).

Atendiendo a los criterios recomendados por Hu y Bentler (1999) y por Browne y Cudeck (1993), puede afirmarse que mientras que en el modelo de seis factores todos los índices de ajuste son aceptables, para el modelo de un único factor los índices de ajuste a los datos se alejan bastante de lo que resulta admisible, tanto en el grupo de estudiantes universitarios como en el grupo de población general.

En ambas muestras, los pesos factoriales del análisis factorial confirmatorio se corresponden, en general, con lo esperable. Concretamente, en los factores de primer orden (escalas de acumulación, comprobación, orden, neutralización, lavado y obsesiones) sólo hay tres ítems que obtengan un peso factorial inferior a .50 (ítems 5, 13 y 16). Por su parte, todos los factores de primer orden pesan .50 o más en el de segundo orden (que se corresponde con la puntuación total de la prueba y que es interpretable como la severidad de los comportamientos obsesivo-compulsivos manifestados por el sujeto).

Consistencia interna y fiabilidad test-retest

La Tabla 2 muestra las medias, las desviaciones típicas y los coeficientes de consistencia interna de cada subescala y de la escala total en las dos muestras estudiadas. La fiabilidad test-retest, que también aparece en dicha Tabla, sólo se estableció para la muestra de estudiantes. La consistencia interna de la escala total fue de .85 en el grupo de estudiantes y .88 en el grupo de población general. La consistencia interna de las subescalas estuvo en un rango entre .83 a .53 en el caso de los estudiantes universitarios y entre .79 y .57 en el grupo de población general. Por consiguiente, puede afirmarse que la consistencia interna de la versión española del OCI-R oscila entre buena y moderada.

Tabla 1: Pesos factoriales de cada ítem en su factor y de los factores de primer orden sobre el factor de segundo orden –total- e índices de bondad de ajuste.

Ítem	Factor de primer orden		Factor de segundo orden	
	Estudiantes	Población general	Estudiantes	Población general
	Acumulación		.76	.72
01	.57	.70		
07	.97	.85		
13	.49	.49		
	Comprobación		.64	.74
02	.63	.62		
08	.88	.81		
14	.88	.81		
	Orden		.73	.64
03	.66	.62		
09	.68	.76		
15	.83	.75		
	Neutralización		.61	.80
04	.60	.62		
10	.63	.58		
16	.41	.49		
	Lavado		.53	.84
05	.37	.46		
11	.74	.78		
17	.58	.71		
	Obsesiones		.50	.57
06	.75	.70		
12	.86	.82		
18	.75	.59		
	Modelo de un factor		Modelo de seis factores	
χ^2/df	6.49	5.43	1.64	1.86
GFI	.71	.78	.92	.93
CFI	.51	.65	.95	.94
RMR	.10	.01	.05	.01
RMSEA	.15	.12	.05	.06

Para analizar la fiabilidad test-retest de la prueba, se contactó por segunda vez con la muestra de estudiantes universitarios transcurridos dos meses del test. Los coeficientes de fiabilidad (correlación de Pearson corregida por atenuación) obtenidos para cada subescala fueron los siguientes: Acumulación ($r=.74, p<.001$); Comprobación ($r=.65, p<.001$); Orden ($r=.74, p<.001$); Neutralización ($r=.59, p<.001$); Lavado ($r=.79, p<.001$) y Obsesiones ($r=.64, p<.001$). La escala total obtuvo una correlación de .61. Por tanto, puede afirmarse que la fiabilidad test-retest de la versión española del OCI-R es, en general, aceptable.

Validez convergente y divergente

Para estudiar la validez convergente y divergente se han analizado las correlaciones del OCI-R con dos instrumentos que evalúan el comportamiento obsesivo-compulsivo, el Inventario de Padua (PI; Sanavio, 1988) y el Inventario de Obsesiones y Compulsiones de Vancouver (VOCI; Thordarson *et al.*, 2004), así como con dos instrumentos que evalúan, respectivamente, ansiedad y depresión en general, el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI; Beck *et al.*, 1988) y el Inventario de Depresión de Beck (BDI; Beck y Steer, 1987).

Tabla 2: Medias, desviaciones típicas, alphas y correlación test-retest (corregida) del OCI-R y sus subescalas.

	Estudiantes universitarios				Población general		
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>a</i>	Retest*	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>a</i>
Acumulación	2.5	2.4	.67	.74	2.9	2.6	.71
Comprobación	2.0	2.6	.83	.65	2.3	2.5	.79
Orden	3.7	2.8	.75	.74	3.6	2.7	.76
Neutralización	.6	1.3	.53	.59	.8	1.6	.57
Lavado	.9	1.5	.53	.79	1.2	2.0	.70
Obsesiones	2.3	2.6	.82	.64	2.2	2.5	.74
Total	12.4	9.1	.85	.61	13.2	10.0	.88

* Coeficiente de correlación de Pearson corregido por atenuación.

Los coeficientes de correlación ($p < .001$) entre las puntuaciones totales del OCI-R y del VOICI fueron de .60 para el grupo de estudiantes universitarios y de .58 para el grupo de población general. Similares resultados se obtuvieron al calcular las correlaciones entre las puntuaciones totales del OCI-R y el PI, que fueron de .55 en el grupo de estudiantes y de .59 en el grupo de población general. Sin embargo, en los grupos de estudiantes universitarios y de población general, las correlaciones del OCI-R con el BAI fueron, respectivamente, de .27 y .34, y con el BDI de .34 y .33. Por tanto, mientras las correlaciones del OCI-R con las puntuaciones totales en otras medidas de comportamientos obsesivo-compulsivos, como el VOICI y el PI, se sitúan en torno a .60, las correlaciones con instrumentos que miden depresión y ansiedad en general están alrededor de .30. Esto indica que el OCI-R no evalúa únicamente alteraciones relacionadas con el estado de ánimo o problemas de ansiedad en general, sino que evalúa específicamente los comportamientos

obsesivo-compulsivos.

La Tabla 3 muestra las correlaciones, en los dos grupos estudiados, de las subescalas del OCI-R con las subescalas del VOICI y el PI. Como puede verse en dicha tabla, las correlaciones entre las subescalas del OCI-R y del VOICI que comparten un contenido teórico similar fueron, respectivamente para los grupos de estudiantes universitarios y de población general, de .64 y .60 para las relaciones entre las escalas de Comprobación, de .48 y .43 para las escalas de Acumulación, de .60 y .51 para las escalas de Obsesiones y de .63 y .50 para las escalas de Lavado-Contaminación. Así, las correlaciones entre las escalas que teóricamente evalúan un mismo constructo se sitúan en torno a .60, mientras que, como puede verse en la Tabla 3, las correlaciones entre las subescalas que pretenden medir dimensiones diferentes del comportamiento obsesivo-compulsivo son notablemente más bajas, situándose la mayoría de ellas en un rango entre .10 y .35.

Tabla 3: Validez Convergente y Divergente del OCI-R

OCI-R	COMP	NEUT	ACUM	CONT	ORD	LAV	Total
VOICI							
Contaminación	.24	.29	.32	.28	.30	.63	.48
	.33	.31	.15	.29	.45	.50	.47
Comprobación	.64	.18	.13	.21	.18	.25	.40
	.60	.26	.09	.26	.43	.34	.47
Obsesión	.16	.60	.24	.22	.17	.28	.42
	.34	.51	.21	.34	.37	.36	.50
Acumulación	.15	.26	.48	.22	.26	.27	.40
	.25	.22	.43	.35	.35	.30	.44
Exactitud	.34	.39	.37	.35	.48	.42	.58
	.39	.33	.25	.37	.55	.40	.53
Indecisión	.25	.39	.22	.23	.20	.25	.38
	.22	.32	.16	.24	.29	.19	.33
Total	.39	.47	.39	.34	.37	.49	.60
	.45	.41	.26	.39	.52	.45	.58
PI							
Contaminación	.22	.27	.25	.27	.38	.62	.48
	.27	.22	.24	.24	.30	.56	.42
Comprobación	.42	.25	.25	.17	.37	.37	.47
	.60	.36	.34	.27	.46	.41	.59
Duda	.26	.48	.33	.22	.29	.34	.49
	.36	.39	.37	.22	.40	.36	.50
Impulso	.10	.31	.20	.10	.12	.22	.26
	.35	.32	.18	.12	.16	.30	.34
Total	.32	.44	.34	.24	.37	.47	.55
	.48	.41	.36	.28	.43	.50	.59

Nota. La puntuación superior corresponde a la muestra de estudiantes universitarios y la inferior a la muestra de población general. OCI-R = *Obsessive-Compulsive Inventory-Revised*, COMP = Comprobación, NEUT = Neutralización, ACUM = Acumulación, CONT = Contar, ORD = Orden, LAV = Lavado, VOICI = *Vanconver Obsessive Compulsive Inventory*, PI = *Padua Inventory*. Todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas ($p < .001$)

En cuanto a los coeficientes de correlación ($p < .005$) entre las subescalas del OCI-R y del PI, respectivamente para los grupos de estudiantes universitarios y de población general, fueron de .42 y .60 para las escalas de Comprobación y de .62 y .56 para las escalas de Lavado-Contaminación. Como puede observarse en la Tabla 3, los coeficientes de correlación entre las subdimensiones que comparten un contenido teórico similar, de nuevo, son claramente superiores a los coeficientes de correlación entre subescalas que evalúan aspectos diferentes del comportamiento obsesivo-compulsivo, que vienen a situarse en su mayoría en torno a .20.

Por último, cuando se calculan las correlaciones parciales del OCI-R con el VOICI y el PI, controlando los efectos del BAI y el BDI, los índices de asociación entre las puntuaciones totales, así como entre las subescalas que comparten un contenido teórico similar se mantienen. En consecuencia, los resultados obtenidos nos permiten afirmar que el OCI-R presenta una buena validez convergente y divergente en los dos grupos estudiados.

Validez de criterio

Para estudiar la validez de criterio se examinaron las relaciones entre las puntuaciones en el OCI-R y las puntuaciones en intrusiones cognitivas (III, CIQ), creencias disfuncionales (OBQ-44, IBRO), perfeccionismo (NJR, OBQ-44-PC, FMPS) y preocupación (PSWQ).

Tabla 4: Validez de criterio del OCI-R.

	OCI-R Total	
	ESTUDIANTES	POBLACIÓN GENERAL
III-Total	.29	.38
CIQ	.29	.10
OBQ-Total	.36	.40
IBRO-Total	.24	.19
NJR	.36	.38
MPS-Total	.30	.37
PSWQ	.35	.16

Nota. III: Inventario de Interpretación de Intrusiones; CIQ: Cuestionario de Intrusiones Cognitivas; OBQ: Cuestionario de Creencias Obsesivas; IBRO: Inventario de Creencias Relacionadas con las Obsesiones; NJR: Escala Not Just Right Experiences; MPS: Escala Multidimensional de Perfeccionismo; PSWQ: Inventario de Preocupación de Pensilvania.

Todas las correlaciones (Pearson) fueron estadísticamente significativas ($p < .001$).

Tanto en la muestra de estudiantes como en la de la población general (ver Tabla 4), se obtuvieron relaciones significativas ($p < .001$) entre el OCI-R e intrusiones cognitivas (III; CIQ), creencias disfuncionales (OBQ-44; IBRO), perfeccionismo (NJR; MPS) y preocupaciones (PSWQ).

Por tanto, tal y como se esperaba, todas las variables estudiadas se asociaron significativamente al OCI-R en los dos grupos, oscilando la intensidad de las relaciones entre baja y moderada.

Discusión

Los resultados de este trabajo apoyan la aplicabilidad del OCI-R a la población general española. La versión española del OCI-R ha mostrado, tanto en sujetos universitarios como en sujetos procedentes de la población general, tener propiedades psicométricas similares a las obtenidas en estudios previos (Foa *et al.*, 2002; Fullana *et al.*, 2005; Hajcak *et al.*, 2004). Además, los resultados del presente estudio apoyan y amplían los datos disponibles hasta el momento, tanto sobre la validez convergente y divergente del OCI-R, como sobre la validez de criterio, obteniéndose, tal y como se esperaba, relaciones significativas con todas las variables estudiadas.

El análisis factorial confirmatorio indica la existencia de una estructura de seis factores, replicando de este modo resultados obtenidos en estudios previos, tanto en muestras clínicas (Foa *et al.*, 2002) como de estudiantes universitarios (Fullana *et al.*, 2005; Hajcak *et al.*, 2004).

La consistencia interna hallada en el presente estudio ha sido muy similar a la encontrada en estudios previos (Foa *et al.*, 2002; Fullana *et al.*, 2005; Hajcak *et al.*, 2004). La fiabilidad test-retest hallada ha sido semejante a la del estudio de Fullana *et al.* (2005) en muestra española, mientras que en las muestras anglosajonas la fiabilidad test-retest es mayor (Foa *et al.*, 2002; Hajcak *et al.*, 2004). En nuestro estudio, el retest, en la muestra de estudiantes, se llevó a cabo transcurridos dos meses del test, mientras que en los otros estudios el intervalo del retest era de pocas semanas, lo que puede explicar las diferencias en uno y otro caso. En cualquier caso, nuestros datos ponen de manifiesto que las puntuaciones del OCI-R poseen una estabilidad temporal notable.

La validez convergente, establecida entre el OCI-R y el PI, es muy similar a la encontrada por Fullana *et al.* (2005), con valores de .59 y .55; mientras que Hajcak *et al.* (2004) obtienen una correlación mayor ($r = .75$) entre los mismos instrumentos. En el trabajo original (Foa *et al.*, 2002) se estudió la correlación del OCI-R con el MOCI, mientras que en el presente estudio se realiza el análisis con el VOICI, la nueva versión del MOCI. Foa *et al.* (2002) obtienen unos índices de validez convergente más altos que en el presente trabajo, alcanzando un valor de .85; mientras que entre el OCI-R y el VOICI la correlación es de .60 y .58, en las muestras de estudiantes y de población general respectivamente. Estas diferencias pueden deberse a la utilización de diferentes versiones de los instrumentos.

Al analizar la validez convergente de las diferentes subescalas del OCI-R encontramos que Foa *et al.* (2002) y Hajcak *et al.* (2004) analizan la correlación de la subescala Comprobación del OCI-R con la del MOCI, obteniendo un valor significativo en ambos estudios, aunque es en el trabajo original donde se halla la correlación más fuerte ($r = .72$). En el presente trabajo se obtienen unos índices de .64 y .60, respectivamente en las muestras de estudiantes y de población general, al estudiar la correlación de la misma subescala del OCI-R con la del VOICI. Fullana *et al.* (2005) realizan análisis

de correlación entre la subescala de Comprobación del OCI-R con la del PI, obteniendo correlaciones moderadas ($r = .49$), como ocurre en el presente trabajo ($r = .42$ y $r = .60$, en las muestras de estudiantes y de población general respectivamente), aunque Hajcak *et al.* (2004) obtienen una mayor correlación entre la subescala de Comprobación del OCI-R y del PI ($r = .74$). Nuevamente, en la subescala de Lavado-Contaminación, las correlaciones del presente estudio ($r = .62$ y $r = .56$) son moderadas y similares a las de Fullana *et al.* (2005), mientras que Hajcak *et al.* (2004) obtiene un valor mayor ($r = .71$). Los autores del instrumento original emplean la relación entre las subescalas de Lavado-Contaminación del OCI-R y del MOCI para analizar la validez convergente de esta subescala, obteniendo una correlación de $.78$, mientras que en el presente trabajo se estudia el VOCI en lugar del MOCI, obteniendo correlaciones más débiles, tanto en la muestra de estudiantes, como en la de población general ($r = .63$ y $r = .50$ respectivamente). Hajcak *et al.* (2004) encuentra la misma correlación en esta subescala que la obtenida en el presente trabajo. Como se ha indicado previamente, es probable que las diferencias entre las correlaciones en estudios con muestras anglosajonas y castellanas, se deban al uso de versiones diferentes del VOCI.

En cuanto a las relaciones del OCI-R con intrusiones cognitivas, creencias disfuncionales, perfeccionismo y preocupaciones, tal y como se esperaba, se obtuvieron relaciones de moderada intensidad en las dos muestras estudiadas. Dichos resultados son congruentes con los obtenidos por Calamari *et al.* (2006), Comer *et al.* (2004), Frost y Steketee (1997), Giménez *et al.* (2004), OCCWG (2003), Sica *et al.* (2004), Steketee *et al.* (1998), Taylor *et al.* (2005), y Wells y Papageorgiu (1998).

Las relaciones del OCI-R con ansiedad y depresión, en torno a $.30$ en las dos muestras, también son congruentes con los resultados obtenidos en estudios precedentes (Abramowitz *et al.* 1998; Carter, *et al.* 2004; Fullana *et al.* 2005; Hajcak *et al.* 2004; Julien, *et al.* 2006). Estas relaciones tienen sentido, especialmente si tenemos en cuenta que el TOC es un trastorno de ansiedad con una comorbilidad con problemas de depresión relativamente alta. De hecho, en el estudio original de Foa *et al.* (2002) se encontró una fuerte correlación

de $.70$ entre el OCI-R y el BDI. Este resultado puede deberse a que en dicho estudio se utiliza una muestra clínica, por lo que la comorbilidad entre TOC y depresión en dicha muestra podría ser mucho más fuerte.

En resumen, en la muestra de estudiantes universitarios utilizada, el presente trabajo ha replicado los hallazgos encontrados por Fullana y colaboradores (2005) sobre su versión española del OCI-R. Además, los resultados encontrados sobre nuestra muestra de población general ponen de manifiesto que dicha versión es perfectamente utilizable en general en sujetos no-clínicos, y no sólo con estudiantes universitarios. No obstante, una limitación del presente trabajo es haber utilizado, en ambas muestras, un número mayor de mujeres que de hombres, lo que también ha ocurrido en muchos estudios previos. Aunque no existe evidencia de que en la población occidental existan diferencias acusadas entre hombres y mujeres en sintomatología obsesivo-compulsiva o en la relación de ésta con otras variables (ver una revisión de este tema en Fullana *et al.*, 2005; ver también Borgetto *et al.*, 1999, y Tükel *et al.*, 2004), futuros estudios deberían conseguir muestras más representativas de la población general, cosa que no ha sido posible en el presente trabajo.

En conclusión, la versión castellana del OCI-R presenta buenas propiedades psicométricas, no sólo en grupos de estudiantes universitarios, sino también en sujetos de población general. Puesto que esta es la primera vez que se ha estudiado el OCI-R en una muestra de población general, futuros estudios deberían poner a prueba la estructura factorial y propiedades psicométricas del OCI-R en muestras de población general anglosajona. Por otro lado, hasta el momento el OCI-R tampoco ha sido estudiado en población clínica española, por tanto, dada la relevancia de este instrumento de evaluación para uso clínico, futuros estudios deberían abordar el estudio del OCI-R en este tipo de población, así como su sensibilidad a los efectos del tratamiento.

Agradecimientos: El trabajo descrito ha sido financiado por el Programa PAI de la Junta de Andalucía (Grupo de investigación HUM-578) y de la DGICYT (proyecto SEJ2004-07221).

Referencias

- Abramowitz, J. S., y Foa, E. B. (1998). Worries and obsessions in individuals with obsessive-compulsive disorder with and without comorbid generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, *36*, 695-700.
- Batista, J. M., y Coenders, G. (2000). *Modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid: La Muralla.
- Beck, A. T.; Epstein, N.; Brown, G., y Steer, R. A. (1988). An Inventory for Measuring Clinical Anxiety: Psychometric Properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *56*, 893-897.
- Beck, A. T., y Steer, R. A. (1987). *Beck Depression Inventory Manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Bland, R. C., Orn, H. y Newman, S. T. (1988). Lifetime prevalence of psychiatric disorders in Edmonton. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *77*, 24-32.
- Bogetto F., Venturello S., Albert U., Mania G., y Ravizza, L. (1999). Gender-related clinical differences in obsessive-compulsive disorder. *European Psychiatry*, *14*, 434-441.
- Browne, M.W., y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Longs (Eds.). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage, 136-162.
- Burns, G., Keortge, S. G., Formea, G. M., y Sternberger, L. G. (1996). Revision of the Padua Inventory of obsessive compulsive disorder symptoms: distinctions between worry, obsessions, and compulsions. *Behaviour Research and Therapy*, *34*, 163-173.
- Calamari, J. E., Cohen, R. J., Rector, N. A., Szacun-Shimizu, K., Riemann, B. C., y Norberg, M. M. (2006). Dysfunctional belief-based obsessive-compulsive disorder subgroups. *Behavioural Research and Therapy*, *44*, 1347-1360.
- Carter, A., Pollock, R. A., Suvak, M. K., y Pauls, D. L. (2004). Anxiety and Major Depression Comorbidity in a Family Study of Obsessive-Compulsive Disorder. *Depression and Anxiety*, *20*, 165-174.

- Coles, M. E., Frost, R. O., Heimberg, R. G., y Rhéaume, J. (2003). "Not just right experiences": perfectionism, obsessive-compulsive features and general psychopathology. *Behaviour Research and Therapy*, 41, 681-700.
- Comer, J. S., Kendall, P. C., Franklin, M. E., Hudson, J. L., y Pimentel, S. S. (2004). Obsessing/worrying about the overlap between obsessive-compulsive disorder and generalized anxiety disorder in youth. *Clinical Psychology Review*, 24, 663-683.
- Ferrari, J. R. (1995). Perfectionism cognitions with nonclinical and clinical samples. *Journal of Social Behavior and Personality*, 10, 143-156.
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., Hajcak, G., et al. (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.
- Freeston, M. H., Ladouceur, R., Gagnon, F. y Thibodeau, N. (1993). Beliefs about obsessional thoughts. *Journal of Psychopathology and Behavioural Assessment*, 15, 1-21.
- Freeston, M. H., Ladouceur, R., Thibodeau, N., y Gagnon, F. (1992). Cognitive Intrusions in a Non-Clinical Population: Association with Depressive, Anxious, and Compulsive Symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 30, 263-271.
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., y Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 449-468.
- Frost, R. O. y Steketee, G. (1997). Perfectionism in Obsessive-Compulsive Disorder Patients. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 291-296.
- Frost, R. O., Steketee, G., Cohn, L., y Greiss, K. (1994). Personality traits in subclinical and non-obsessive compulsive volunteers and their parents. *Behaviour Research and Therapy*, 32, 47-56.
- Frost, R. O., Steketee, G., y Grisham, J. (2004). Measurement of compulsive hoarding: Saving Inventory—Revised. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1163-1182.
- Fullana, M. A., Tortella-Feliu, M., Casares, X., Andino, O., Torrubia, R., y Mataix-Cols, D. (2005). Psychometric properties of Spanish version of the Obsessive Compulsive Inventory-Revised in non-clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 19, 893-903.
- Gershunsky, B., y Sher, K. (1995). Compulsive checking and anxiety in a nonclinical sample: differences in cognition, behavior, personality, affect. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 17, 19-38.
- Giménez, A., Morillo, C., Belloch, A., Carrio, C., y Cabedo, E. (2004). Creencias disfuncionales asociadas a síntomas obsesivo-compulsivos: Una aproximación a la especificidad. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 9, 1-17.
- Godoy, A., Gavino, A., y Postigo, M. (2005). Adaptación Española del Inventario de Creencias Relacionadas con las Obsesiones. *Trabajo no publicado*.
- Goodman, W. K., Price, L. H., Rasmussen, S. A., Mazure, C., Fleischmann, R. L., Hill, C. L., Heninger, G. R., y Charney, D. S. (1989). The Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: I. Development, use, and reliability. *Archives of General Psychiatry*, 46, 1006-1011.
- Hajcak, G., Huppert, J. D., Simons, R. F., y Foa, E. B. (2004) Psychometric properties of the OCI-R in a college sample. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 115-123.
- Henderson, J. G. y Pollard, C. A. (1988). Three types of obsessive compulsive disorder in a community sample. *Journal of Clinical Psychology*, 44, 747-752.
- Hodgson, R., y Rachman, S. (1977). Obsessional-compulsive complaints. *Behaviour Research and Therapy*, 15, 389-395.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- Jenike, M. A. (1989). Obsessive-compulsive and related disorders: A hidden epidemic. *New England Journal of Medicine*, 321, 539-541.
- Julien, D., O'Connor, K. P., Aardema, F. y Todorov, C. (2006). The specificity of belief domains in obsessive-compulsive symptom subtypes. *Personality and Individual Differences*, 41, 1205-1216.
- Marks, I. M., Hallam, R. S., Connolly, J., y Philpott, R. (1977). *Nursing in behavioral psychotherapy*. London, UK: Royal College of Nursing.
- Mataix-Cols, D., Sánchez-Turet, M., y Vallejo, J. (2002). A Spanish Version of the Padua Inventory: Factor Structure and Psychometric Properties. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 30, 25-36.
- Meyer, T. J., Miller, R. L., Metzger, R. L., y Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 28, 487-495.
- Nogueira, R., y Godoy, A. (2005). Adaptación Española de la Escala Not Just Right Experiences (NJR). Trabajo no publicado.
- Nogueira, R., Godoy, A., y Gavino, A. (2009). Propiedades psicométricas del Vancouver Obsessional Compulsive Inventory (VOCI) en dos muestras no clínicas de población española. Aceptado en *Psicothema*.
- Nuevo, R., Montorio, I., y Ruiz, M. (2002). Aplicabilidad del Inventario de Preocupación de Pensylvania (PSWQ) a población de edad avanzada. *Ansiedad y Estrés*, 8, 157-172.
- Obsessive Compulsive Cognitions Working Group -OCCWG. (2001). Development and Initial Validation of the Obsessive Beliefs Questionnaire and the Interpretation of Intrusions Inventory. *Behaviour Research and Therapy*, 39, 987-1006.
- Obsessive Compulsive Cognitions Working Group -OCCWG. (2003). Psychometric Validation of the Obsessive Beliefs Questionnaire and the Interpretation of Intrusions Inventory: Part I. *Behaviour Research and Therapy*, 41, 863-878.
- Obsessive Compulsive Cognitions Working Group -OCCWG. (2005). Psychometric Validation of the Obsessive Beliefs Questionnaire and the Interpretation of Intrusions Inventory: Part II. *Behaviour Research and Therapy*, 43, 1527-1542.
- Rachman, S., y Hodgson, R.J. (1980). Obsessions and compulsions. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Regier, D. A., Boyd, J. H., Burke, J. D., Rae, D. et al. (1988). One-month prevalence of mental disorders in the United States: Based on five epidemiologic catchment area sites. *Archives of General Psychiatry*, 45, 977-986.
- Rheaume, J., Freeston, M. H., Dugas, M. J., Letarte, H., y Ladouceur, R. (1995). Perfectionism, responsibility, and obsessive-compulsive symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 33, 785-794.
- Robins, L. N., et al. (1984). Lifetime prevalence of specific psychiatric disorders in three sites. *Archives of General Psychiatry*, 41, 949-958.
- Rodríguez, M., Godoy, A., y Gavino, A. (2008) Adaptación española del Inventario de Interpretación de Intrusiones (III). *Ansiedad y Estrés*, 14, 187-198.
- Romero, P., Godoy, A., Gavino, A., y Anarte, M. T. (2005). Adaptación Española del Cuestionario de Intrusiones Cognitivas (CIQ). *Trabajo no publicado*.
- Rudin, E. (1953). Ein Beitrag zur Frage der Zwangskrankheit insbesondere ihrer hereditären Beziehungen. *Archiv für Psychiatrie und Nervenkrankheiten*, 191, 14-54.
- Ruiz, C., Gavino, A., y Godoy, A. (2008) Adaptación Española del Inventario de Creencias Obsesivas (OBQ). *Ansiedad y Estrés*, 14, 175-185.
- Ruiz, C., y Godoy, A. (2005) Adaptación Española de la Escala multidimensional de Perfeccionismo (MPS). *Trabajo no publicado*.
- Sanavio, E. (1988). Obsessions and Compulsions: The Padua Inventory. *Behaviour Research and Therapy*, 26, 169-177.
- Sanz, J., y Vázquez, C. (1998). Fiabilidad, validez y datos normativos del Inventario para la depresión de Beck. *Psicothema*, 10, 303-318.
- Sanz, J., y Navarro, M. E. (2003). Propiedades Psicométricas de una Versión Española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en Estudiantes Universitarios. *Ansiedad y Estrés*, 9, 59-84.
- Sica, C., Coradeschi, D., Sanavio, E., Dorzi, S., Manchisi, D. y Novara, C. (2004). A study of the psychometric properties of Obsessive Beliefs Inventory and Interpretation of Intrusions Inventory on clinical Italian individuals. *Anxiety Disorders*, 18, 291-307.
- Simonds, L. M., Thorpe, S. J., y Elliott, S. A. (2000). The Obsessive-Compulsive Inventory: Psychometric properties in a nonclinical student sample. *Behavioral and Cognitive Psychotherapy*, 28, 153-159.
- Steketee, G., Frost, R. O., y Cohen, I. (1998). Beliefs in obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 12, 525-537.
- Taylor, S., McKay, D., y Abramowitz, J. (2005). Hierarchical Structure of Dysfunctional Beliefs in Obsessive-Compulsive Disorder. *Cognitive Behavioral Therapy*, 34, 216-228.
- Thordarson, D., Rasmussen, A. S., Rachman, S., Shafran, R., Sawchuk, C. N., y Hakstian, A. R. (2004). The Vancouver Obsessional Compulsive Inventory (VOCI). *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1289-1314.

- Tükel, R., Polat, A., Genç, A., Bozkurt, O., y Atli, H. (2004). Gender-related differences among Turkish patients with obsessive-compulsive disorder. *Comprehensive Psychiatry*, 45, 362-366.
- Wells, A. y Papageorgiou, C. (1998). Relationships between worry, obsessive-compulsive symptoms and meta-cognitive beliefs. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 899-913.
- Woodruff, R. y Pitts, F. (1964). Monozygotic twins with obsessional illness. *American Journal of Psychiatry*, 120, 1075-1080.
- Wu, K. D., y Watson, D. (2002). Further investigation of the Obsessive-Compulsive Inventory: psychometric analysis in two nonclinical samples. *Journal of Anxiety Disorders*, 17, 305-319.

(Artículo recibido: 2-4-2008; aceptado: 20-4-2009)