

Dimensionalidad del Inventario Breve de Creencias Obsesivas en México

Minerva Vanegas Farfano¹, Mónica González*, Carlos Ramírez, Rosaura Treviño
& Felipe Treviño

Universidad Autónoma de Nuevo León, * Universidad Autónoma de Madrid,
Universidad Complutense de Madrid y Universidad Nacional de Educación a
Distancia

Resumen

Las creencias y su valoración son fundamentales a investigar para explicar la etiología y mantenimiento del trastorno obsesivo-compulsivo de acuerdo a modelos actuales. Éste estudio presenta el desarrollo y validación de una versión corta del ICO (Inventario de Creencias Obsesivas, Belloch et al. 2003) en población mexicana. Para ello se realizaron dos estudios con grupos de universitarios. Estudio 1: Análisis factorial exploratorio de la versión reducida (200 participantes no clínicos). Reveló una estructura factorial diferente al instrumento original. Estudio 2: Análisis de la estructura factorial latente de la versión reducida mediante un análisis multigrupo (200 y 202 participantes no clínicos). La mejor solución factorial posible fue de tres factores con 20 ítems, y propiedades psicométricas semejantes a una versión inglesa (OBQ, Obsessional Beliefs Questionnaire, 2003). Por su consistencia interna y repetibilidad, la versión mexicana es adecuada para la evaluación de creencias disfuncionales, pero se necesitan estudios con muestras clínicas.

Palabras Clave: Trastorno obsesivo-compulsivo, Valoraciones disfuncionales, Cuestionario de creencias obsesivas, Estudio instrumental, Análisis multigrupo.

Dimensionality of the Brief Obsessive Beliefs Questionnaire in Mexico

Abstract

Recent models emphasized the importance in research of beliefs and its appraisal in the etiology and maintenance of OCD. The aim of the present study is the development and validation of a short form of the Obsessive Beliefs Questionnaire (OBQ, Belloch et al. 2003) in Mexican population. This topic was addressed through two different studies. Study 1: Exploratory factor analysis of the short version (200 non clinical subjects). The results show a different factor solution. Study 2: Testing for the equivalence of latent mean structures in multi-group analyses (200 and 202 non clinical subjects). A three-factor, 20 items, model emerged as the best factorial solution with similar psychometric properties to those of an English version (OBQ, Obsessive Beliefs Questionnaire, 2003). Given its consistency and repeatability, the Mexican version of the OBQ is a suitable instrument for the assessment of dysfunctional beliefs, although studies with clinical samples are needed.

Keywords: Obsessive-Compulsive Disorders, Obsessive Appraisals, Obsessive Beliefs Questionnaire, Instrumental Study, Multiple-group analyses.

Original recibido / Original received: 18/03/2014

Aceptado / Accepted: 25/05/2014

¹ Tel. 832940 50 E-mail: minerva.vanegas@gmail.com, Universidad Autónoma de Nuevo León, UANL, Fac. de Psicología., Av. Universidad S/N Ciudad Universitaria, San Nicolás de los Garza, Nuevo León, C. P. 66451 México.

En la actualidad existen diversas enfermedades crónicas que preocupan a la comunidad médica como la psicológica, tanto por el curso como por la persistencia de sus síntomas. Una de ellas, el trastorno obsesivo compulsivo, perteneciente al grupo de los trastornos de ansiedad, comparte con otras enfermedades el deterioro de las actividades del paciente en diversas áreas de su vida si éste permanece sin un tratamiento adecuado (Abramowitz, Khandker, Nelson, Deacon & Rygwall, 2006; Marker, Calamari, Woodard & Riemann, 2006).

A pesar de que en la actualidad existen tanto tratamientos psicológicos como farmacológicos eficaces para el trastorno obsesivo-compulsivo (TOC), la razón subyacente al desarrollo de la enfermedad permanece en duda (Abramowitz et al., 2006). De acuerdo al enfoque cognitivo conductual, uno de los modelos teóricos más aceptado para su tratamiento, al desarrollo y al mantenimiento del trastorno obsesivo compulsivo le subyacen una serie de creencias disfuncionales (Belloch et al., 2010; Marker et al., 2006; Nelson-Gray, Huprich, Kissling & Ketchum, 2003). Existen creencias disfuncionales en torno a una gran variedad de temas como la contaminación, la violencia, la religión, la responsabilidad frente al otro o el sexo, por mencionar algunas; si bien éstas experiencias cognitivas intrusivas se encuentran presentes en toda la población, los resultados indican que los pacientes con TOC difieren de la población no clínica en sus escalas, al obtener puntuaciones más altas o correlaciones significativas entre los síntomas y temas marcados en los instrumentos (Abramowitz et al., 2006; Belloch et al., 2010; García-Soriano, Belloch, Morillo & Clark, 2011). Debido a ésta persistencia las explicaciones en torno al estado clínico se inclinan hacia el significado que dan los pacientes a éstas creencias.

Conocer cuáles son y cómo se diferencian las creencias disfuncionales en población clínica y no clínica es un paso necesario para apoyar a los pacientes. Una de las limitantes que se han observado en ésta búsqueda es la dificultad para aclarar su dimensionalidad de acuerdo a los contenidos que se evalúan (García-Soriano et al., 2011; Jónsson, Hougaard & Bennedsen, 2011) pues, si bien se reconoce la universalidad de las creencias, dentro del desarrollo de instrumentos se observa que las variaciones socio-culturales juegan un rol importante que puede repercutir en los diagnósticos individuales (Belloch et al., 2003).

Internacionalmente existen varias propuestas de instrumentos que evalúan las creencias disfuncionales de acuerdo a su contenido. La aportada por The Obsessive Compulsive Cognitions Working Group (O-CCWG), el Obsessional Beliefs Questionnaire (OBQ; Cuestionario de creencias obsesivas, 2003) es uno de los inventarios más estudiados y controversiales, pues tanto ha demostrado validaciones convergente e interna satisfactorias, como problemas de dimensionalidad al contraste entre poblaciones clínicas y sin diagnóstico (Abramowitz et al., 2006; Belloch et al., 2010; Belloch et al., 2003; Jónsson et al., 2011). Ésta escala, fue construida en torno a seis constructos cognitivos que derivan empíricamente a tres dominios subyacentes a los síntomas del TOC: Responsabilidad/Valoración de la amenaza, Perfeccionismo/Incertidumbre e Importancia/Control del pensamiento. Por otro lado, dentro de la población hispanohablante el Inventario de Creencias Obsesivas (ICO) realizado por Belloch et al. (2003), es un trabajo análogo a la escala realizada por la O-CCWG. Éste

instrumento fue diseñado para evaluar a adultos que poseen o no la patología obsesiva.

Considerando la importancia del esclarecimiento de las causas que subyacen a una enfermedad, las diferencias socio-culturales que pueden repercutir en los diagnósticos y tratamientos, y la falta de un instrumento validado o realizado en nuestro país, el objetivo de la presente investigación fue reportar mediante dos estudios el desarrollo de una versión corta del cuestionario ICO (Belloch et al. 2003) para población mexicana, considerando que el diseño de éste provea, como un primer paso, evidencia empírica de la especificidad y dimensionalidad de las creencias disfuncionales presentes en población no clínica, las cuales se sabe ahora que forman parte del núcleo de cogniciones en el trastorno obsesivo compulsivo.

Método

Una preocupación incluye situaciones cotidianas relacionadas con comportamientos y pensamientos orientados a reducir o eliminar el estrés que genera la creencia en torno a ellas; en el paciente con un trastorno obsesivo compulsivo, la preocupación cotidiana presenta aspectos no ordinarios en la valoración de la creencia y los subsecuentes comportamientos vinculados a ésta. Así mismo, existen variaciones socio-culturales que juegan un rol importante para su diagnóstico y tratamiento. Es por ello que éste estudio busca despejar interrogantes como: ¿Existen diferencias entre la dimensionalidad de las creencias disfuncionales entre poblaciones hispano hablantes? Si es así, ¿Cuál sería el esquema factorial que refleja con mayor precisión las creencias disfuncionales en una muestra de población mexicana?

Dado que éste estudio busca ubicar la dimensionalidad más adecuada de las creencias disfuncionales en población mexicana para el desarrollo de un inventario breve, fue realizado mediante una serie de pasos considerando: la necesidad de un estudio piloto con el instrumento a revisar, en éste caso, el ICO (Belloch et al. 2003) diseñado con población hispano hablante para la localización de los ítems idóneos. Y dos estudios posteriores para evaluar el cuestionario resultante. El primer estudio tuvo como objetivo el análisis factorial exploratorio de la versión reducida para México del ICO, mismo que reveló una estructura factorial diferente a la propuesta por el instrumento original. El segundo estudio tuvo como principal objetivo analizar la estructura factorial latente de ésta versión reducida mediante un análisis factorial confirmatorio con dos muestras de participantes y presentar el modelo factorial que mejor ajusta a los datos mediante un análisis multigrupo.

Muestras

Todas las muestras fueron tomadas dentro del área metropolitana de Monterrey, con participantes que ya contaban con la mayoría de edad e invitados a participar anónima y voluntariamente en espacios aledaños a centros de estudios universitarios.

Estudio piloto

Éste contó con 40 participantes, catorce hombres (35%) y veintiséis mujeres (65%); con una edad media de 24.48 años (DE=7.5). Sus resultados permitieron seleccionar los ítems del ICO que formarían parte del inventario breve para estudiar. Dicha versión se constituyó con veintiocho ítems cuyos valores correlacionaban con los puntajes más altos por subescala, las cuales fueron conformadas utilizado como criterio el mantener un mínimo de tres ítems en cada subescala.

Instrumento

Inventario de Creencias Obsesivas (ICO) realizado por Belloch et al. (2003). Cuestionario desarrollado en España y revisado en su validez convergente con las escala Maudsley Obsessive Compulsive Inventory (MOCI, Hodgson & Rachman, 1977) y la OBQ (2003) de la O-CCWG. Su diseño incluyó la participación de alumnos universitarios, hombres y mujeres, a quienes también se les solicitó contestar el test al cabo de una semana para examinar la fiabilidad test-retest del mismo.

Resultados*Estudio Uno*

Para éste estudio fueron reclutados un total de 200 estudiantes de diversas facultades de la zona metropolitana de Monterrey. Aproximadamente el 54.5% eran mujeres (n=109), con una edad media de 21.75 años (DE=4.37). Todos ellos fueron informados del carácter voluntario y anónimo del estudio. Se analizó la consistencia interna de cada una de las subescalas de la versión reducida del ICO (2003). La consistencia interna (alfa de Cronbach) para la escala total fue de $\alpha=0.89$ (28 ítems); los coeficientes para las subescalas se encuentran en la tabla 1, dichos datos indican valores inferiores a los adecuados en cuatro subescalas (Spector, 1992).

Tabla 1

Medias, desviaciones típicas y consistencia interna (alfa de Cronbach) de la versión reducida del ICO de acuerdo a las subescalas de la versión original.

| | Fusión pto- acción, probabilidad | pt- Perfeccionis mo e intolerancia incertidumbre | Sobre estimar peligro | Fusión pto- acción, moral | Responsabili- dad e importancia de controlar | Sobre estimar Importancia pensamiento | Rigidez | Escala Total |
|---------------------------|--|--|-----------------------------|---------------------------------|---|--|---------|-----------------|
| Media | 9.76 | 17.01 | 11.03 | 12.8 | 14.62 | 10.19 | 11.57 | 86.97 |
| Desviación Típica | 4.72 | 4.95 | 4.47 | 5.52 | 5.65 | 4.38 | 4.83 | 24.82 |
| Consistenci- a Interna | 0.76 | 0.59 | 0.61 | 0.74 | 0.72 | 0.52 | 0.65 | 0.89 |

Al observar los bajos índices de confiabilidad interna de las subescalas y una de las preguntas iniciales de éste estudio (¿Existen diferencias entre la dimensionalidad de las creencias disfuncionales entre poblaciones hispano hablantes?) se decidió redefinir la escala de acuerdo a una estructura factorial tridimensional como la propuesta en la OBQ (2003); al hacer esto la consistencia interna de las subescalas mejoró substancialmente (tabla 2).

Tabla 2

Medias, desviaciones típicas y consistencia interna (alfa de Cronbach) del ICO con una composición factorial de tres factores y 28 ítems

| | Responsabilidad- Estimación de la Amenaza (11 ítems) | Perfeccionismo- Intolerancia a la Incertidumbre (8 ítems) | Importancia- Control de los Pensamientos (9 ítems) | Escala Total (28 ítems) |
|-------------------------|---|--|---|----------------------------|
| Media | 31.18 | 20.10 | 35.69 | 86.97 |
| Desviación Típica | 11.19 | 8.09 | 10.32 | 24.82 |
| Consistencia Interna | 0.82 | 0.76 | 0.78 | 0.89 |

Las distribuciones de los ítems fueron corroborados mediante un análisis factorial exploratorio sobre los datos de ambos modelos siguiendo el método de componentes principales y rotación Varimax y un criterio de saturación mínima de 0.30 (tres factores) y 0.40 (siete factores) para la inclusión de ítems por factor, como fue realizado por los autores de las escalas originales, es decir, en función al OBQ e ICO, respectivamente (tabla tres). Como se observa, la escala mejor reproducida por los datos es la de tres factores, con correspondencia en 27 ítems de los 28 ítems. Mientras que en el caso de la escala de siete factores, se encontró una correspondencia de 19 de los 28 ítems en los factores originales. Al no obtener resultados semejantes a la escala original de donde se propone la versión corta, y tras considerar la buena consistencia interna y resultado del análisis factorial exploratorio para una escala de tres dimensiones, se realizó un segundo estudio en función a la versión inglesa; misma que responde a la pregunta de investigación: ¿Cuál sería el esquema factorial que refleja con mayor precisión las creencias disfuncionales en una muestra de población mexicana?

Estudio Dos

A fin de precisar el esquema factorial que pudiese reflejar con mayor precisión las creencias disfuncionales en una población no clínica mexicana se realizó un análisis confirmatorio. Para el ajuste del modelo fueron considerados como criterios que la razón entre chi cuadrada y los grados de libertad no exceda de 3 en los datos, los índices CFI y GFI > 0.90 y RMSEA < 0.05. Los resultados, mostrados en la tabla 2, se efectuaron sobre el modelo de tres factores propuesto en el OBQ (O-CCWG, 2003), cuya confiabilidad interna ya había sido anteriormente avalada. Se tuvo como resultados: $X^2(347) = 700.730$; $p = .000$; $X^2/df = 2.019$; CFI = 0.78; GFI = 0.80, RMSEA = 0.07. Únicamente la razón entre X^2 y los grados de libertad presentaron parámetros adecuados en su bondad de ajuste. Como siguiente paso se prosiguió a formular una propuesta de estructura

factorial alternativa, la cual descartó tres ítems en la primer subescala, tres en la segunda y dos en la tercera. La fiabilidad de las mismas se conservaron en valores aceptables: "Responsabilidad-Estimación de la Amenaza", $\alpha=0.78$; "Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre", $\alpha= 0.73$ e " Importancia-Control de los Pensamientos", $\alpha= 0.71$; la fiabilidad de la escala general fue de $\alpha= 0.85$.

Tabla 3

Medias, desviaciones típicas y consistencia interna (alfa de Cronbach) de la versión reducida del ICO con una composición factorial de siete y tres factores.

| Ítem | ICO (siete factores) | | | | | | | OBQ (tres factores) | | |
|-------------------|---|---|----------------------------------|--|---|--|---------------|--|---|--|
| | Fusión pto- acción. probabilidad | Perfeccionis- mo e intolerancia incertidumbre | Sobre estim- ar peligro | Fusió- n pto- acció- n. moral | Responsabilid- ad e importancia de controlar | Sobre estimar Importanci- a pensamien- to | Rigidez | Responsabilid- ad-Estimación de la Amenaza | Perfeccionis- mo- Intolerancia a la Incertidumbre | Importancia- Control de los Pensamien- tos |
| lco2 1 | --- | | (0.47) | | | | | (0.64) | | |
| lco3 3 | | | | (0.49) | | | | (0.46) | | |
| lco4 8 | | | (0.64) | | | | | (0.63) | | |
| lco7 lco5 0 | | | (0.65) | | | | --- | (0.64) | | |
| lco5 2 | | | | | (0.46) | | (0.70) | (0.55) | | |
| lco2 8 | | | | | | | (0.61) | (0.44) | | |
| lco2 4 | | | | | | | (0.59) | (0.64) | | |
| lco3 4 | | | | | | | (0.74) | (0.68) | | |
| lco4 1 | | | | | | | (0.54) | (0.60) | | |
| lco5 1 | | | (0.45) | | | | | --- | | |
| lco2 0 | | | | | | | (0.69) | | (0.55) | |
| lco8 lco2 7 | (0.69) | | | | | | (0.68) | | (0.55) (0.59) | |
| lco4 2 | | | | (0.63) | | | | | (0.48) | |
| lco2 9 | (0.71) | | | | | | | | (0.31) | |
| lco3 5 | (0.60) | | | | | | | | (0.64) | |
| lco1 3 | | | (0.36) | | | | --- | | (0.45) | |
| lco2 2 | (0.72) | | | | | | | | (0.50) | |
| lco4 0 | | (0.78) | --- | | | | | | (0.62) | |
| lco3 2 | | | | (0.76) | | | | | (0.53) | |
| lco3 8 | | | | (0.74) | | | | | (0.55) | |
| lco4 5 | | | | (0.49) | | | | | (0.37) | |
| lco4 6 | | | | | (0.52) | | | | (0.46) | |
| lco4 7 | | | (0.52) | | | | | | (0.49) | |
| lco5 4 | | | | | (0.78) | | | | (0.6) | |
| lco5 6 | | | | | (0.81) | | | | (0.69) | |
| lco5 7 | | | (0.50) | | | | | | (0.51) | |

Nota. En negritas aparecen las cargas factoriales que corresponden a la escala ICO original.

Posteriormente se evaluó ésta estructura factorial mediante un análisis multigrupo con tres objetivos: analizar la validez factorial de la versión corta del ICO para población mexicana, encontrar valores inadecuados de bondad de ajuste, proponer y probar una estructura factorial alternativa como recomienda Byrne (2009). Éste análisis incluyó dos muestras: la utilizada con anterioridad de 200 estudiantes (54.5% mujeres y 45.5% hombres) y una segunda con 202 estudiantes también de distintas facultades (72.8% mujeres y 27.2% hombres, con una edad media de 19.4 años, DE=2.00). Cabe destacar que como un paso previo se confirmó la equivalencia entre los grupos mediante una prueba t para grupos independientes por subescalas. Los rangos de los resultados obtenidos por subescala fueron: "Responsabilidad-Estimación de la Amenaza", $t(400)=0.014-0.122$, $p=0.903-0.989$; "Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre", $t(400)=0.002-0.083$, $p=0.916-0.998$ e "Importancia-Control de los Pensamientos", $t(400)=0.001-0.138$, $p=0.890-0.999$; lo que confirmó la ausencia de diferencias estadísticamente significativas entre ambos.

El análisis multigrupo fue efectuado mediante el método de máxima verosimilitud con constricciones en factores, variables observadas e interceptos, de tal forma que, la invarianza factorial de la escala propuesta se efectuó en función de ambas muestras estimando los parámetros de los modelos anidados. Se tomaron como parámetros el cociente de chi-cuadrada entre sus grados de libertad ($X^2/g.l.$), la RMSEA, el CFI y PNFI como recomiendan Hooper, Coghlan y Mullen (2008). Los resultados del modelo base sin restricciones fueron: $X^2/g.l.=1.46$; CFI =0.91; RMSEA=0.03 y PNFI=0.66, indicando que las cargas y varianzas factoriales eran equivalentes en las muestras. Al realizar los contrastes de los modelos anidados se encontró que el primer modelo con restricciones en los pesos de medida presentaba una pérdida significativa de ajuste al considerar chi cuadrada ($p=0.017$) por lo que se concluyó que la solución de tres factores (20 ítems) del modelo sin restricciones cuenta con componentes que operan como equivalentes en ambos grupos (Tabla 4).

Tabla 4
Análisis multigrupo

| Moderador | X^2 | <i>g.l.</i> | $X^2/g.l.$ | RMSEA | CFI | <i>Dif.X²</i> | <i>Dfi.g.l.</i> | <i>p</i> |
|---|---------|-------------|------------|-------|-------|--------------------------|-----------------|----------|
| Modelo sin restricciones | 483.049 | 330 | 1.464 | 0.034 | 0.911 | | | |
| Restricciones en: | | | | | | | | |
| Pesos de medida | 513.907 | 347 | 1.481 | 0.035 | 0.903 | 30.858 | 17 | 0.021 |
| Varianzas-covarianzas (covarianzas estructurales) | 518.741 | 353 | 1.470 | 0.034 | 0.903 | 35.692 | 23 | 0.044 |
| Residuos de medida | 576.495 | 375 | 1.573 | 0.037 | 0.883 | 93.446 | 45 | 0.000 |

$p=0.001$

Discusión

El estudio de las causas subyacentes a una dolencia es relevante para su diagnóstico y tratamiento. En el caso del trastorno obsesivo-compulsivo, problema psicológico que se relaciona con la valoración que se da a creencias disfuncionales presentes en toda la población (Belloch et al., 2010; Marker et al., 2006; Nelson-Gray, Huprich, Kissling & Ketchum, 2003), se requiere del diseño y la validación de cuestionarios con un enfoque socio-cultural (Belloch et al., 2003). La presente investigación se enfocó en el desarrollo de un inventario breve que respondiera a ésta necesidad y a las preguntas: ¿Existen diferencias entre la dimensionalidad de las creencias disfuncionales entre poblaciones hispano hablantes? Si es así, ¿Cuál sería el esquema factorial que refleja con mayor precisión las creencias disfuncionales en una muestra de población mexicana?

Para ello la presente investigación, fue realizada en torno a el ICO, un inventario español que evalúa dichas creencias (Belloch et al., 2003).

En un primer estudio, se planteó como objetivo realizar una versión corta del instrumento y analizar su estructura factorial latente. Una de las mayores diferencias encontradas entre la versión corta y el instrumento original fue la mala identificación de los ítems en las dimensiones propuestas: los datos obtenidos no se ajustaron totalmente, se tuvo únicamente una correspondencia de 19 de los 28 ítems en los factores originales por lo que, a pesar de que pueden compartir el nombre, no así la composición. lo que dificulta que el conocimiento derivado de ésta versión corta sea acumulable al cuestionario original.

Ante ésta discrepancia se realizó un examen comparativo entre el modelo original de siete factores y una solución de tres factores para la identificación de creencias disfuncionales propuesta por la O-CCWG (2003), la cual ha sido utilizada como base en la construcción de otros instrumentos y diversos estudios. En éste caso, fue posible reproducir las tres dimensiones propuestas en función a su definición conceptual, con una correspondencia en 27 ítems de los 28 ítems, con los ítems seleccionados para la construcción de un inventario breve para población mexicana. El instrumento diseñado como propuesta alternativa fue revisado en un segundo estudio.

En éste segundo estudio, tras eliminar ocho ítems, pudo corroborarse su fiabilidad tanto general como por subescalas ("Responsabilidad-Estimación de la Amenaza", $\alpha=0.78$; "Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre", $\alpha=0.73$; "Importancia-Control de los Pensamientos", $\alpha= 0.71$; escala general, $\alpha= 0.85$) y lo idóneo de una revisión en otra muestra. Tras verificar la equivalencia de los grupos en las variables pertenecientes a cada subescala, con valores no significativos en la prueba t para grupos independientes, se confirmó la pertinencia de su comparación. La estabilidad de su estructura factorial fue realizada mediante un análisis multigrupo con valores aceptables ($X^2/gl= 1.46$; CFI =0.91; RMSEA=0.034 y PNFI=0.66) en el modelo sin restricciones; por otro lado, la pérdida significativa de ajuste en los modelos anidados corroboró la invarianza y el ajuste razonable del modelo base a los datos. Gracias a esto, se corroboró la factibilidad de la realización de una escala corta para el estudio de las creencias disfuncionales en población mexicana. Cabe destacar que ésta propuesta no presenta la superposición de dominios que autores como Abramowitz et al. (2006),

Belloch et al. (2010, 2003) y Jónsson et al. (2011) mencionan en el desarrollo de éste tipo de instrumentos y que su composición factorial difirió con la escala realizada para otra población hispanohablante, cuyos ítems sirven de base a ésta propuesta, lo que señala posibles diferencias socio-culturales como destacan los autores de la escala origen.

Considerando que las dimensiones de creencias disfuncionales se encuentran presentes también en población normal como recalcan Belloch et al. (2003), el desarrollo de un estudio y escala de ésta naturaleza queda avalado, y sugiere la conveniencia de futuros exámenes para valorar su validez predictiva y convergente, en otras muestras mexicanas. Así mismo, es imprescindible realizar estudios con participantes que ya cuenten con un diagnóstico clínico a fin de llegar a conclusiones razonables sobre el mismo.

Referencias

- Abramowitz, J. & Foa, E. (1998). Worries and obsessions in individuals with obsessive-compulsive disorder with and without comorbid generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, *35*, 695-700.
- Abramowitz, J., Khandker, M., Nelson, C., Deacon, B. & Rygwall, R. (2006). The role of cognitive factors in the pathogenesis of obsessive-compulsive symptoms: A prospective study. *Behaviour Research and Therapy*, *44*, 1361-1374. doi: 10.1016/j.brat.2005.09.011
- Belloch, A., Morillo, C., Luciano, J., García-Soriano, G., Cabedo, E. & Carrió, C. (2010). Dysfunctional belief domains related to obsessive-compulsive disorder: A further examination of their dimensionality and specificity. *The Spanish Journal of Psychology*, *13*(1), 369-381.
- Belloch, A., Cabedo, E., Morillo, C., Lucero, M. & Carrió, C. (2003). Diseño de un instrumento para evaluar las creencias disfuncionales del trastorno obsesivo-compulsivo: resultados preliminares del Inventario de Creencias Obsesivas (ICO). *Revista internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, *3*(2), 235-250.
- Byrne, B. (2009). *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programming* (2nd. ed.). E.U.:Routledge.
- García-Soriano, G., Belloch, A., Morillo, C. & Clark, D. (2011). Symptom dimensions in obsessive-compulsive disorder: From normal cognitive intrusions to clinical obsessions. *Journal of Anxiety Disorders*, *25*, 474-482. doi: 10.1016/j.janxdis.2010.11.012
- Hodgson, R. & Rachman, S. (1977). Obsessional-compulsive complaints. *Behaviour Research and Therapy*, *15*(5), 389-395. doi: 10.1016/0005-7967(77)90042-0.
- Hooper, D., Coghlan, J. & Mullen, M. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, *6*(1), 53-60.
- Jónsson, H., Hougaard, E. & Bennedsen, B. (2011). Dysfunctional beliefs in group and individual cognitive behavioral therapy for obsessive compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, *25*, 483-489. doi: 10.1016/j.janxdis.2010.12.001

- Marker, C., Calamari, J., Woodard, J. & Riemann, B. (2006). Cognitive self-consciousness, implicit learning and obsessive-compulsive disorder. *Anxiety Disorders, 20*(4), 389-407.
- Nelson-Gray, R., Huprich, S., Kissling, G. & Ketchum, K. (2003). A preliminary examination of Beck's cognitive theory of personality disorders in undergraduate analogues. *Personality and Individual Differences, 36*, 219-233. doi: 10.1016/S0191-8869(03)00081-3
- O-CCWG (2003). Psychometric validation of the Obsessive Beliefs Questionnaire and the Interpretation of Intrusions Inventory: Part I. *Behaviour Research and Therapy, 41*, 863-878. doi: 10.1016/S0005-7967(02)00099-2.
- Spector, P. (1992). *Summated rating scale construction. An introduction*. E.U.: Sage University Paper.