

Título: El inventario de supresión del pensamiento del “oso blanco” (WBSI): propiedades psicométricas de la versión portuguesa (Portugal)

Subtítulo: WBSI. Versión portuguesa

Title: The White Bear Supresión Inventory (WBSI): psychometric properties of the Portuguese (Portugal) version

Subtitle: WBSI. Portuguese Version

Autores y pertenencia institucional:

Antonia M. Jiménez Ros

Doctora en Psicología

Universidade del Algarve, Faro, Portugal

Alejandro Orgambidez Ramos

Doctor en Psicología

Universidade del Algarve, Faro, Portugal

Luis M. Pascual Orts

Doctor en Psicología

Universidade de Zaragoza, Zaragoza, España

Nuestro sincero agradecimiento al profesor Daniel Wegner de la Universidad de Harvard por la autorización para la utilización de este inventario.

Dirección para comunicaciones: Antonia María Jiménez Ros. Departamento de Psicologia e Ciências da Educação. Faculdade de Ciências Humanas e Sociais. Campus de Gambelas. 8005-139 Faro. Portugal. Número de Teléfono: 00351289800900 Extensión: 7231; Fax: 00351 289 800067; Dirección de correo electrónico: aros@ualg.pt.

Resumen

El White Bear Supresión Inventory (WBSI) fue concebido para evaluar tendencia a la supresión de pensamientos. En el presente estudio se aplicó, junto con otras medidas, a una muestra de 558 sujetos de la población no clínica portuguesa para el estudio de su estructura factorial y propiedades psicométricas. Se sometieron a análisis factorial confirmatorio (AFC) cinco modelos con estructuras unidimensionales, bidimensionales y tridimensionales. Los resultados mostraron un factor con una adecuada consistencia interna y estabilidad temporal ($\alpha = .88$, $CCI = .61$ [$IC95\% = .31-.78$]). La escala obtenida mostró asociaciones con medidas psicológicas y psicopatológicas presentando una adecuada validez convergente. Se presentan los datos normativos para la muestra analizada.

Se concluye que la versión portuguesa del WBSI se presenta como un instrumento adecuado para su utilización en Portugal.

Palabras-Clave: WBSI, supresión de pensamiento, análisis factorial exploratorio y confirmatorio, fiabilidad, validez.

Abstract

The White Bear Suppression Inventory (WBSI) was developed to measure people's general tendency to suppress unwanted negative thought. With the aim to study their internal structure and psychometrics properties, this inventory was applied with other measures to a sample of 558 participants of the general population. We performed confirmatory factorial analyses (AFC) to test five models of unidimensional, bi-dimensional and three-dimensional structures. The results yielded the existence one single factor. This factor showed adequate levels of internal consistency and temporal stability ($\alpha = .88$, $CCI = .61$ [$IC95\% = .31-.78$]). The WBSI was associated with psychological and psychopathological measures showing adequate levels of convergent validity. In this article, we present the normative data for the analysed sample.

In conclusion, the Portuguese version of the WBSI is an adequate instrument to be used in Portugal.

Key-Words: WBSI, thought suppression, exploratory and confirmatory factorial analysis, reliability, validity.

EL INVENTARIO DE SUPRESIÓN DEL PENSAMIENTO DEL “OSO BLANCO” (WBSI): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN PORTUGUESA (PORTUGAL)

Introducción

Los intentos deliberados de no pensar en un pensamiento particular parecen conducir a un incremento paradójico en la frecuencia y malestar causado por tal pensamiento. Este efecto paradójico ocurre bien inmediatamente, bien cuando cesan los esfuerzos de supresión. Estos fueron los resultados fundamentales de la investigación conducida por Wegner, Schneider, Carter y White (1987). Desde entonces, la supresión de pensamiento ha sido y continúa siendo un fenómeno ampliamente estudiado. Se ha estudiado en el ámbito del trastorno obsesivo-compulsivo (TOC) pero también en muchas otras patologías tales como la fobia social (Muris, Merckelbach, Horselenberg, Sijtsenaar y Leeuw, 1997), la depresión (Wenzlaff, Wegner y Roper, 1988) o el insomnio (Harvey, 2003) e incluso en víctimas de agresión sexual (Rosenthal y Follette, 2007).

Las personas varían en la tendencia natural para suprimir pensamientos indeseados (Wenzlaff y Wegner, 2000). Por este motivo, Wegner y Zanakos (1994) consideraron que si fuese posible aislar individuos que regularmente suprimen sus pensamientos, se podrían también encontrar otras características que los hacen más vulnerables al desarrollo de psicopatología. De forma más específica, consideraron que la supresión crónica debería estar asociada con la ocurrencia de pensamientos obsesivos y que debería también existir una relación positiva entre los intentos crónicos de supresión y los niveles de ansiedad y depresión. Con el objetivo de evaluar los intentos crónicos de supresión, estos autores desarrollaron la medida de auto-informe, el *White Bear Suppression Inventory* (WBSI). Partieron de 72 ítems que, tras la aplicación a varias muestras de tamaño considerable y sometido a sucesivos análisis factoriales exploratorios (AFE), quedaron reducidos a 15. Estos 15 ítems fueron sometidos a un análisis de ejes principales con rotación *varimax* que arrojó un único factor responsable por el 55% de la varianza.

Los autores realizaron análisis a la estabilidad temporal del instrumento en tres momentos y concluyeron que se trataba de una medida fiable que podía evaluar la supresión como rasgo. Para el estudio de la validez convergente, encontraron que el

WBSI presentaba correlaciones positivas con pensamientos obsesivos, depresión, ansiedad estado y sensibilidad a la ansiedad. Parecía ser una medida unifactorial, estable en el tiempo, que podría permitir, junto con otras medidas, seleccionar los sujetos más vulnerables al desarrollo de psicopatología.

Otros estudios posteriores de adaptación de esta medida a otros idiomas han producido, sin embargo, resultados dispares.

La adaptación holandesa de este instrumento (Muris, Merckelbach y Horselenberg, 1996) mostró una elevada consistencia interna ($\alpha = .89$) y una adecuada estabilidad temporal ($r = .80$; $p < .001$). El análisis de componentes principales con rotación *varimax* arrojó un solo factor, aunque, de acuerdo con los autores, existían 5 ítems en el cuestionario que más que una tendencia general para suprimir, parecían evaluar pensamientos intrusos por lo que intuían que el WBSI podía medir tanto supresión de pensamiento como pensamientos intrusos. La medida correlacionó positivamente con medidas de ansiedad rasgo, neuroticismo, depresión, obsesiones y presencia de pensamientos intrusos, así como con el total del TCQ (*Thought Control Questionnaire*) y con las estrategias del mismo (distracción, preocupación, castigo y revaloración) a excepción del control social que correlacionó de forma negativa.

La versión alemana (Höping y de Jong-Meyer, 2003) mostró una adecuada consistencia interna ($\alpha = .88$) y la correlación test-retest efectuada entre 3 y 6 semanas fue satisfactoria ($r = .93$; $p < .01$). El análisis de componentes principales con rotación *varimax* arrojó la existencia de dos factores que podían ser interpretados como: factor 1 *pensamientos intrusos indeseados* que explicó el 38% de la varianza y agrupó 9 ítems y factor 2 *supresión de pensamiento* que explicó el 12% de la varianza y aglutinó 6 ítems. Fueron encontradas correlaciones significativas entre el WBSI y las medidas de obsesividad, ansiedad-rasgo y depresión así como con estrategias de enfrentamiento. Sin embargo, estas correlaciones se debieron mayoritariamente al factor pensamientos intrusos indeseados pues el factor supresión mostró correlaciones bajas con las medidas de psicopatología.

De nuevo en Holanda, Rassin (2003) realizó dos estudios para conocer la estructura factorial del WBSI, así como su asociación con diferentes medidas psicopatológicas. Para el primer estudio, fue utilizada una muestra de estudiantes universitarios. La consistencia interna encontrada fue bastante satisfactoria ($\alpha = .88$). El análisis de componentes principales con rotación *oblimín* arrojó dos factores responsables por el

47.5% de la varianza. El primer factor fue denominado *intrusión* y comprendía 6 ítems y el segundo factor *supresión* aglutinó 9 ítems. Se obtuvieron soluciones factoriales diferentes para hombres y mujeres (los hombres evidenciaban la existencia de un tercer factor que se podría llamar *deseo de controlar*). El factor *intrusión* correlacionó positivamente con medidas de obsesividad, ansiedad y psicopatología general, pero no con depresión. El factor *supresión*, por el contrario, solamente correlacionó con depresión. Los resultados del segundo estudio, con una muestra de pacientes psiquiátricos, confirmaron, de forma general, los obtenidos en el primero, especialmente en lo tocante a la estructura bifactorial con un primer factor *intrusión* compuesto por 8 ítems y un segundo factor *supresión* que comprendía los 7 ítems restantes.

A excepción de los estudios de Rassin (2003), las investigaciones anteriores recurrieron, para simplificar la estructura de la matriz de datos obtenida, a la rotación *ortogonal* (*varimax*). Sin embargo, Blumberg (2000) utilizó la rotación *oblicua promax*. Partiendo de una muestra de estudiantes universitarios, Blumberg realizó, en un primer momento, un AFE para estudiar el WBSI. La mejor solución factorial obtenida explicó el 62.6% de la varianza y arrojó tres factores: factor 1: *pensamientos intrusos indeseados*, con 8 ítems; factor 2: *supresión de pensamiento*, agrupó 4 ítems y factor 3: *auto-distracción* que englobó 3 ítems. Posteriormente, la realización de un AFC comparando la solución unifactorial, bifactorial y trifactorial proporcionó soporte para la solución trifactorial.

En España, fue realizada una primera adaptación del WBSI que obtuvo niveles muy satisfactorios de consistencia interna ($\alpha = .91$) y la realización de un AFE con rotación *ortogonal* arrojó un único factor que explicó el 43.3% de la varianza (Lucero, 2002). Posteriormente, fue realizado un análisis AFC con el objetivo de comprobar cuál de las anteriores podría ser la solución factorial idónea. Los resultados mostraron que el modelo trifactorial producía un mejor ajuste, sin embargo, las diferencias entre las soluciones de dos y tres factores fueron insuficientes. Los autores concluyeron que el WBSI presentaba una estructura factorial poco clara y, consideraron que se trataba de un instrumento que tanto podía ser utilizado de forma unidimensional como multidimensional (Luciano et al., 2006). Todavía en España, fue publicado otro estudio (González, Averó, Rovella y Cubas, 2008) en el que los AFE realizados arrojaron una solución bifactorial que explicó el 51.8% de la varianza. El primer factor (*pensamientos intrusos indeseados*) fue responsable por el 42.2% de la varianza comprendió 8 ítems y el segundo (*acciones para distraerse y suprimir pensamientos*), explicó el restante 9.6% de la varianza total y comprendió 7 ítems. La estructura bifactorial fue confirmada a

través de un AFC. Esta versión del WBSI mostró una adecuada consistencia interna ($\alpha = .89$) y una sólida estabilidad temporal ($r = .71$).

Palm y Strong (2007) encontraron evidencias a favor de la unidimensionalidad del WBSI utilizando el análisis de ejes principales a partir de la matriz de correlaciones policóricas y de la teoría de respuesta al ítem. Schmidt y colaboradores (2009) analizaron las publicaciones previas sobre el WBSI clasificándolas en investigaciones que utilizaron el método de extracción de componentes principales, investigaciones que utilizaron AFE y AFC e investigaciones que utilizaron la teoría de respuesta al ítem. Utilizando el método de mínimos cuadrados ponderados robustos (*Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted*, WLSMV) y análisis paramétricos de la teoría de respuesta al ítem obtuvieron una solución bifactorial (factor 1 *tendencia a suprimir pensamientos* y factor 2 *frecuencia de intrusiones*).

El debate sobre la estructura factorial del WBSI continúa vigente. Consideramos que las discrepancias encontradas en los estudios pueden ser debidas, al menos en parte, a los diferentes abordajes metodológicos y técnicas estadísticas utilizadas en los análisis factoriales exploratorios. Mientras que Wegner y Zanakos (1994) optaron en el estudio original del instrumento por el método de extracción de ejes principales, la mayor parte de los autores posteriores optaron por utilizar el análisis de componentes principales como método de extracción (i.e., Höping y de Jong-Meyer, 2003; Lucero, 2002; Muris et al., 1996; Rassin, 2003), y unos pocos, recurrieron al método de ejes principales a partir de matrices de correlaciones policóricas al encontrar que las respuestas de su muestra a los ítems del instrumento presentan una simetría o curtosis excesiva (i.e., Palm y Strong, 2007).

Las opciones por los métodos de rotación empleados fueron también diferentes, mientras algunos autores recurrieron a métodos de rotación ortogonal, otros optaron por la rotación oblicua.

La tercera de las diferencias se situó en la elección de los métodos para la determinación del número de factores. Las investigaciones más antiguas determinaron el número de factores combinando la inspección visual del gráfico de sedimentación (Cattell, 1966) y la regla de *Kaiser-Guttman* (Kaiser, 1960) (i.e., Blumberg, 2000; Höping y de Jong-Meyer, 2003; Lucero, 2002; Muris et al., 1996; Rassin, 2003; Wegner y Zanakos, 1994). Las más recientes, sin embargo, combinan el Análisis Paralelo (Horn, 1965) con la observación del gráfico de sedimentación y el test de la correlación parcial mínima (MAP) (Velicer, 1976) (i.e., González et al., 2008; Palm y Strong, 2007).

En el presente trabajo, optamos, para la realización del AFE, por utilizar el método de extracción de ejes principales en detrimento del de componentes principales una vez que éste último puede producir una sobreestimación del número de factores (Gorsuch, 1997). Por lo que respecta a la rotación, seleccionamos un método oblicuo por considerar que los posibles factores se encontrarán relacionados. Finalmente, como criterios para la retención del número de factores, combinamos la inspección del gráfico de sedimentación con el Análisis Paralelo (Horn, 1965) una vez que el criterio de Kaiser-Guttman (Kaiser, 1960) conducía a una sobreestimación del número de factores a retener (Gorsuch, 1997).

El objetivo del presente estudio consistió en proporcionar evidencias de validez transcultural para el WBSI a través del estudio de la estructura interna y las propiedades psicométricas de este instrumento en población portuguesa. De acuerdo con los resultados obtenidos en las investigaciones analizadas, esperamos encontrar una estructura unidimensional semejante a la obtenida por autores del instrumento original. Esperamos que la versión portuguesa (Portugal) presente una adecuada fiabilidad y validez convergente.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 558 voluntarios pertenecientes a la población general portuguesa. El 65.5% eran mujeres ($n = 371$). Cincuenta de los 558 participantes cumplimentaron posteriormente el WBSI tras un período de 3 a 6 semanas (58% mujeres; $M_{edad} = 29.18$, $DT = 11.93$) sin observarse diferencias estadísticamente significativas en las variables socio-demográficas: edad ($t(554) = 1.35$, $p = .18$) y sexo ($X^2(1) = 1.18$; $p = .28$).

Instrumentos

Fueron utilizados los siguientes instrumentos de evaluación:

Inventario de Supresión del "Oso Blanco" (*The White Bear Suppression Inventory*; WBSI) (Wegner y Zanakos, 1994). Este cuestionario pretende evaluar los intentos crónicos de supresión de pensamientos. Consta de 15 ítems que se responden en una escala de 5 niveles de respuesta que van desde 1 (completamente en desacuerdo) a 5 (completamente de acuerdo). La puntuación total se obtiene sumando las respuestas de

cada ítem, oscilando entre 15 y 75. Cuanto mayor es la puntuación total, mayor es la tendencia para suprimir.

Cuestionario sobre el control del Pensamiento (Thought Control Questionnaire, TCQ; Wells y Davies, 1994). Se utilizó la versión portuguesa validada del TCQ (Jiménez-Ros, 2010). Este cuestionario de 30 ítems agrupados en 5 dimensiones - Distracción, Revaloración, Preocupación, Control Social y Castigo - mide las estrategias que los individuos emplean para controlar su pensamiento. Los 30 ítems se responden de acuerdo con 4 niveles de respuesta que van de 1 (nunca utilizo esa estrategia a 4 (la utilizo casi siempre). Mayores puntuaciones indican una mayor tendencia para la utilización de estrategias de control. Los coeficientes *alpha* de *Cronbach* registrados en este estudio fueron .83 para Distracción, .75 para Revaloración, .70 para Preocupación, .72 para Control Social y .73 para Castigo.

Cuestionario de Preocupación de Pensilvania (The Penn State Worry Questionnaire, PSWQ; Meyer, Miller, Metzger, y Borkovec, 1990). Se aplicó la versión portuguesa validada de la PSWQ (Jiménez-Ros, 2010). Esta escala está compuesta por 16 ítems y evalúa la tendencia de los individuos a preocuparse de forma excesiva. Las respuestas son dadas en 5 niveles de respuesta que van de 1 (no es nada característico de mi) a 5 (es muy característico de mi). Mayores puntuaciones indican mayores niveles de preocupación excesiva en el sujeto. La fiabilidad de la escala, medida a través del coeficiente *alpha* de *Cronbach*, fue de .80.

Inventario de Obsesiones y Compulsiones de Maudsley (The Maudsley Obsessive-Compulsive Inventory, MOCI; Hodgson y Rachman, 1977). Se utilizó la versión portuguesa y validada de este instrumento (Jiménez-Ros, 2010). Este instrumento, compuesto por 30 ítems con un formato de respuesta verdadero-falso, permite evaluar los diferentes tipos de trastorno obsesivo. Proporciona una puntuación global sobre los síntomas obsesivos compulsivos y cuatro subtotales referentes a los síntomas de verificación, limpieza, lentitud y duda. Mayores puntuaciones indican mayor presencia de síntomas relacionadas con los trastornos obsesivos. La consistencia interna de la escala, calculada a través del coeficiente *alpha* de *Cronbach*, registrada en este estudio fue de .70.

Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (The State-Trait Anxiety Inventory, STAI; Speilberger, Gorsuch, Lushene, Vagg y Jacobs, 1983). Se usó la versión portuguesa de Ponciano et al. (2008). Se trata de una medida de auto-informe compuesta por 40 ítems. Los primeros 20 ítems (STAI-E) evalúan la ansiedad-estado referida a cómo se siente el

sujeto en el momento actual (condición emocional transitoria), mientras que los siguientes 20 ítems evalúan ansiedad-rasgo (STAI-R), asociada a cómo se sienta el sujeto generalmente (propensión ansiosa relativamente estable). Los ítems se responden de acuerdo con 4 niveles de respuesta que van de 1 (nada) a 4 (mucho). Mayores puntuaciones indican mayores niveles de ansiedad, tanto rasgo como estado. El coeficiente de fiabilidad *alpha* de *Cronbach* obtenido fue de .92 para la escala de ansiedad-estado, y .88 para la escala de ansiedad-rasgo.

Procedimiento

El primer paso en estudio fue la traducción-retraducción de los ítems de la escala WSBI al portugués siguiendo el procedimiento indicado por Hambleton, Merenda, y Spielberger (2006). Se pidió la colaboración de dos profesores universitarios especialistas en la temática, que no participaron en el estudio, para que tradujeran el cuestionario del inglés al portugués independientemente uno del otro. A continuación se compararon ambas versiones en portugués y se discutieron las diferencias hasta lograr el consenso sobre el enunciado de cada ítem, obteniéndose una versión final en portugués.

El siguiente paso fue traducir la versión en portugués al inglés. Esta traducción fue encargada a una traductora profesional, que no participó en las traducciones anteriores. Finalmente se compararon las dos versiones en inglés, la original y la traducción de la versión portuguesa, analizando la calidad de la traducción de los ítems y modificando en caso necesario (Carretero-Dios y Pérez, 2005).

Para analizar la validez de la escala creada, cada ítem fue evaluado por varios expertos (Balluerka, Gorostiaga, Alonso-Arbiol, y Haranburu, 2007). Se solicitó la participación de dos expertos, el primero en el constructo evaluado y el segundo en psicometría. Para una adecuada comprensión de la escala WBSI, se le proporcionó información sobre la supresión de pensamientos y las estrategias utilizadas, solicitándoles el análisis de cada ítem y de su redacción, y si el número de ítems de la escala era suficiente para la medición (Balluerka et al., 2007). Los expertos estuvieron de acuerdo en considerar que los ítems eran coherentes y apropiados, y su número adecuado para la medición.

El resultado de este proceso es la versión portuguesa del Inventario de Supresión del oso Blanco, compuesto por 15 ítems y con la misma escala de respuesta que en la escala original en inglés, es decir, una escala de 5 puntos desde "1" (completamente en desacuerdo) hasta "5" (completamente de acuerdo). El Anexo 1 recoge la versión portuguesa del WBSI.

Una vez traducido el inventario al portugués, se procedió a su aplicación. Se reclutó una muestra de estudiantes entre el alumnado voluntario de psicología de la Universidad del Algarve (Portugal) que rellenaron el protocolo de evaluación de forma colectiva y en presencia de los investigadores. Tras rellenar los instrumentos, se reclutaron, entre estos estudiantes, colaboradores para diseminar el protocolo en la población general.

Los colaboradores fueron entrenados en la aplicación de los instrumentos. A cada colaborador se le entregó un número de protocolos que varió entre 3 y 6. Los protocolos se componían de un consentimiento informado, una batería de instrumentos y un sobre en blanco identificado solamente con el número correspondiente al de la batería de instrumentos. Los participantes que rellenaron los cuestionarios tan solo fueron informados de que iban a participar en un estudio.

Un colaborador voluntario del último curso de Psicología, que se encontraba realizando un trabajo de investigación, fue seleccionado y entrenado para la aplicación del protocolo a 50 voluntarios de la población general. Los voluntarios respondieron de nuevo a los cuestionarios transcurrido un intervalo de tiempo que varió entre tres y seis semanas.

En todos los casos, la participación en el estudio fue voluntaria y anónima, razón por la cual se dejó libertad para completar los datos socio-demográficos, a excepción de la fecha de nacimiento y el sexo. El orden de aplicación de los cuestionarios fue contrabalanceado en seis versiones para contrarrestar los efectos del cansancio.

Análisis de datos

El análisis de datos se realizó utilizando el paquete estadístico STATA 12.1. Las propiedades psicométricas de la escala fueron exploradas a través de análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, el análisis de la consistencia interna y la validez convergente o de criterio. Para los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, la muestra fue distribuida aleatoriamente en dos submuestras ($n_1 = 279$ participantes y $n_2 = 279$ participantes).

Para el análisis factorial exploratorio, se utilizó el método de extracción Ejes Principales. Este método es especialmente recomendado para el análisis exploratorio ya que permite explorar la estructura subyacente de una matriz de datos (Osborne y Fitzpatrick, 2011). Se usó la rotación oblicua porque (a) esperamos, de acuerdo con la revisión teórica realizada, que los posibles factores se encuentren relacionados y (b) los resultados entre extracción ortogonal y oblicua son muy parecidos en el caso de no haber relaciones entre factores (Cabrera-Nguyen, 2010; Costello y Osborne, 2005). Para

determinar el número de factores a extraer se utilizaron los siguientes criterios: el criterio de Kaiser de autovalores superiores a la unidad (Kaiser, 1961), el test de *screen* (Cattell y Vogelman, 1977) y el análisis en paralelo (O'Connor, 2000).

Se llevaron a cabo análisis factoriales confirmatorios mediante el procedimiento Máxima Verosimilitud (*Maximum Likelihood*). Este método asume la normalidad de los datos, considerándose robusto cuanto este supuesto no se cumple. La aplicación de este método significa que los valores calculados son válidos incluso aunque se viole la asunción de normalidad en el método de estimación (Marôco, 2010; Martínez-Arias, Hernández, y Hernández, 2005).

Se calcularon los siguientes indicadores conforme a las recomendaciones de Byrne (2010): χ^2 (*chi-cuadrado*), la razón entre *chi-cuadrado* y los grado de libertad (χ^2/df) dado que el tamaño de la muestra puede afectar al valor χ^2 , *CFI* (*Comparative Fit Index*), *TLI* (*Tucker Lewis Index*), *RMSEA* (*Root-Mean Square Error of Approximation*) y *SRMR* (*Standardized Root Mean Square Residual*). Cocientes de *chi-cuadrado* entre grados de libertad inferiores a 5 indican un buen ajuste. Por otro lado, se acepta como aceptable el ajuste al modelo cuando los valores de *CFI* y *TLI* son iguales o superiores a .90, y cuando los coeficientes de *RMSEA* y *SMRS* son iguales o inferiores a .80 (Hu y Bentler, 1999).

La consistencia interna de la escala se calculó utilizando el coeficiente alpha de Cronbach, así como la estabilidad temporal (fiabilidad test-retest) y la fiabilidad de análisis de ítems (correlación corregida ítem-escala). Se consideraron valores adecuados de *alpha* de Cronbach los situados en torno de .70 (Nunnally y Bernstein, 1995).

La fiabilidad test-retest fue evaluada a través del cálculo del coeficiente de correlación intraclass (CCI). Se consideró que valores por debajo de .40 indican baja fiabilidad, valores entre .40 y .75 fiabilidad entre regular y buena y valores superiores a .75 fiabilidad excelente (Fleiss, 1986).

La validez convergente fue estudiada analizando las correlaciones entre la puntuación en la escala WBSI y las puntuaciones en las escalas TCQ, PSWQ, MOCI y STAI. Se consideraron, de acuerdo con Cohen (1988), correlaciones bajas las comprendidas entre .10 y .29, medias entre .30 y .49 y altas a partir de .50.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Utilizando la submuestra n_1 (279 participantes), los ítems del WBSI fueron sometidos a un análisis factorial exploratorio utilizando el método de extracción Ejes Principales con rotación oblicua.

El test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) arrojó un valor de .89 y la prueba de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativa ($\chi^2(105) = 2477.52, p < .01$), por lo que puede concluirse la idoneidad de los datos para el análisis factorial exploratorio. En el análisis con extracción mediante Ejes Principales y rotación Oblimin, los valores de los primeros cinco autovalores fueron los siguientes: 5.24, .88, .62, .33 y .26. El análisis del criterio de *Kaiser* (autovalores superiores a la unidad) (Kaiser, 1961), el test de *scree* (Cattell y Vogelman, 1977) y el Análisis Paralelo (O'Connor, 2000) indicaron la existencia de un único factor que explica el 58.9% de la varianza total observada. La Tabla 1 recoge los datos relativos a la estructura factorial (pesos factoriales y comunalidad) obtenida en el análisis factorial exploratorio. Todos los ítems presentaron saturaciones por encima de .40 conforme a las recomendaciones de Martínez-Arias et al. (2005).

INSERTAR TABLA 1 APROX. AQUÍ

Análisis factorial confirmatorio

Con la submuestra n_2 (279 participantes) se llevaron a cabo varios análisis factoriales confirmatorios con el objetivo de poner a prueba varios modelos teóricos sobre la estructura del WBSI, basados en el resultado obtenido en el AFE y en las estructuras de dos y tres factores observadas en otros estudios. La revisión de la literatura indica que el WBSI podría ajustarse tanto a una estructura unidimensional (i.e., Lucero, 2000; Wegner y Zanakos, 1994) como bidimensional (i.e., González et al., 2008; Höping y de Jong-Meyer, 2003; Rassin, 2003) y tridimensional (i.e., Blumberg, 2000).

El *Modelo 1* propuso una estructura unifactorial conforme a la obtenida en el análisis exploratorio y en los estudios de Lucero (2000) y Wegner y Zanakos (1994). El *Modelo 2* partió de la estructura bifactorial encontrada en la versión alemana de Höping y de Jong-Meyer (2003). El *Modelo 3* replicó la estructura bifactorial encontrada en la versión holandesa elaborada por Rassin (2003). El *Modelo 4* analizó la estructura bifactorial obtenida en el estudio de González et al. (2008) sobre la versión española. Finalmente, el *Modelo 5* se basó en la estructura trifactorial encontrada por Blumberg

(2003). La Tabla 2 muestra la información de los índices de ajuste indicados en el apartado de análisis de datos para todos los Modelos, así como los ítems que componen cada factor.

INSERTAR TABLA 2 APROX. AQUÍ

Los valores de asimetría y curtosis de todos los ítems presentaron valores que no se alejan excesivamente de los considerados como adecuados para asumir el presupuesto de normalidad ($|Sk| < 3$ y $|Ku| < 10$) (Marôco, 2010). El Modelo 4, basado en la estructura observada por González et al. (2008), mostró un mejor ajuste a los datos que el resto de modelos: $X^2(76) = 274.69$, $p < .01$, $X^2/gl = 3.61$, $CFI = .84$, $TLI = .81$, $RMSEA = .10$ (IC90% .088-.113) y $SRMR = .061$. No obstante, los coeficientes obtenidos no llegan a los valores considerados como aceptables: CFI y TLF igual o superior a .90, y $RMSEA$ y $SRMS$ igual o inferior a .08 (Hu y Bentler, 1999). En suma, el modelo bifactorial de González et al. (2008) parece ajustarse mejor a los datos que el modelo unidimensional y el resto de modelos, si bien no logra un ajuste aceptable.

Fiabilidad

Se calculó la consistencia interna, la estabilidad temporal y la fiabilidad del análisis de ítems para la escala WBSI. El coeficiente de fiabilidad obtenido para la escala global fue de .88. Las correlaciones variaron entre .47 (ítem 1) y .75 (ítem 12).

El cálculo de la fiabilidad test-retest ($n = 50$), transcurrido un intervalo de 3 a 6 semanas, fue realizado mediante el coeficiente de correlación intraclass. El ICC obtenido fue bueno para el total del WBSI: 0,61 (IC_{95%}=0,31-0,78).

Validez convergente

Para el análisis de la validez convergente del WBSI, fue analizada la relación de este instrumento con otras medidas que evalúan constructos teóricamente semejantes. Con este objetivo, fueron analizadas las correlaciones entre este instrumento y algunas variables psicopatológicas, concretamente obsesividad (MOCI) depresión, ansiedad y tendencia general a preocuparse de forma excesiva.

De acuerdo con los criterios establecidos por Cohen (1988), el total del WBSI mostró una relación positiva baja con la medida de obsesiones y compulsiones (MOCI) ($r = .18$, $p < .01$), a la par que moderada con las medidas de ansiedad como rasgo (STAI-R) ($r = .36$, $p < .01$) y como estado (STAI-E) ($r = .34$, $p < .01$). Se observó una correlación positiva y moderada entre el total del WBSI y las estrategias utilizadas para controlar

pensamientos negativos en general, evaluadas con el TCQ ($r = .31, p < .01$).

Finalmente, la asociación encontrada entre el WBSI total y la tendencia para la preocupación excesiva (PSWQ) fue positiva y de grado moderado-alto ($r = .47, p < .01$).

Datos normativos

El valor medio de la puntuación total del WBSI para la muestra total fue de 47.67 ($DT = 11.10$), lo que muestra una moderada tendencia para la supresión de pensamientos indeseados en las personas encuestadas.

Cuando se compararon los resultados en el WBSI en función del sexo de los sujetos, se observó que las mujeres ($M = 48.83; DT = 10.87$) presentaron significativamente ($t_{(348,387)} = 4.424; p = 0,001; d$ de Cohen = .41) una mayor tendencia para la supresión de pensamiento que los hombres ($M = 44.25; DT = 12.00$). La magnitud del efecto fue moderada.

La muestra fue dividida en tres intervalos de edad: jóvenes (18 a 30 años), adultos-jóvenes (30 a 45 años) y adultos-mayores (a partir de 45 años). No se encontraron diferencias en los tres grupos en la tendencia general a la supresión de pensamientos ($F = 2.591; p = .076, Eta$ cuadrado = .01).

Discusión

La estructura interna del WBSI no es del todo clara y suscita bastante controversia. De acuerdo con los estudios realizados para la elaboración de este instrumento (Wegner y Zanakos, 1994), el WBSI parecía ser una medida unifactorial, estable en el tiempo, que podría permitir, junto con otras medidas, seleccionar los sujetos más vulnerables al desarrollo de psicopatología. Sin embargo, los estudios de adaptación de esta medida a otros idiomas han producido estructuras factoriales poco homogéneas. En el presente estudio, se sometieron a contraste la generalidad de las estructuras anteriormente referidas. Los resultados de nuestro AFE no soportaron una estructura bifactorial o trifactorial. Parecen, no obstante, ajustarse a la estructura unifactorial obtenida en el estudio original (Wegner y Zanakos, 1994). La diferencia de resultados en las estructuras obtenidas en otros estudios transculturales (bifactorial, trifactorial) han podido deberse al método de análisis exploratorio utilizado. En la mayor parte de los estudios consultados, se ha utilizado el método de extracción de componentes principales así como el criterio de Kaiser (1960) para la retención del número de

factores. Ambos métodos tienden a sobreestimar el número de factores (Gorsuch, 1997) dado que analizan toda la varianza, común y específica, de los ítems. Por otro lado, el método de componentes principales no es considerado como el método más adecuado para la realización del análisis factorial exploratorio (Costello y Osborne, 2005; Henson y Roberts, 2006; Osborne y Fitzpatrick, 2011). El método utilizado de extracción de los factores utilizado tanto en nuestro estudio como en el de Wegner y Zanakos (1994), fue el de ejes principales. Este método analiza solamente la varianza común entre los ítems, siendo los factores extraídos más ajustados a los datos (Costello y Osborne, 2005; Henson y Roberts, 2006; Osborne y Fitzpatrick, 2011).

Nuestros análisis factoriales confirmatorios no soportan, sin embargo, de forma clara, ninguno de los modelos sometidos a examen. Los mejores índices de ajuste se obtuvieron para el modelo bifactorial propuesto por González (2008), que, no obstante, tampoco alcanzó los mínimos requeridos (Hu y Bentler, 1999). Dado que el análisis confirmatorio no fue concluyente al respecto, y teniendo en cuenta los resultados del AFE, optamos por la mantener la unidimensionalidad en la versión portuguesa del WBSI. Estudios futuros realizados con muestras clínicas y no clínicas, podrán arrojar más luz sobre la estructura del instrumento y, en su caso, proponer versiones reducidas del mismo.

Para analizar la fiabilidad de la estructura unifactorial del WBSI se estudió la consistencia interna y la estabilidad temporal del mismo.

La consistencia interna obtenida fue satisfactoria. Los índices obtenidos fueron semejantes a los hallados en estudios anteriores para las soluciones unifactoriales (entre $\alpha = .88$ obtenido por Rassin, 2003 y $\alpha = .91$ obtenido por Lucero, 2002).

La estabilidad temporal obtenida en el presente estudio ($CCI = .61$) fue buena aunque ligeramente inferior a la encontrada por los autores del instrumento original (Wegner y Zanakos, 1994). Estos autores aplicaron el WBSI a una muestra de 162 estudiantes de la Universidad de Virginia en tres momentos diferentes. El primer y segundo momento estuvieron separados por un intervalo de tiempo que varió entre 3 semanas y 3 meses y el segundo y tercer momento estuvieron separados por una semana. La correlación encontrada entre el primer y segundo momento fue de .69, ente el segundo y el tercero de .92 y entre el primero y tercero de .69. Concluyeron que se trataba de una medida fiable que podía evaluar la supresión como rasgo. Nuestros resultados fueron, sin embargo, inferiores a los encontrados, por ejemplo, por Muris y colaboradores (1996) quienes encontraron una correlación de .80 utilizando una muestra de 40 sujetos y un

periodo de 12 semanas; o a los obtenidos por Höping y de Jong-Meyer (2003) quienes encontraron una correlación test-retest efectuada entre 3 y 6 semanas de .93.

Consideramos, no obstante, que los valores obtenidos por los autores anteriormente mencionados pueden estar ligeramente sobreestimados al haber sido calculados a través del coeficiente de correlación lineal de *Pearson* (Bartko, 1991).

Una mayor puntuación en variables psicopatológicas (obsesividad y ansiedad) se asocia a una mayor tendencia a la supresión de pensamiento. Estos resultados eran esperados pues, como fue señalado, entre los consensos que parecen existir acerca de los resultados de los estudios que han contemplado la supresión de pensamiento se encuentra el hecho de que los individuos con mayor facilidad para suprimir pensamientos indeseados son aquellos que presentan niveles más reducidos de obsesividad (Hardy y Brewin, 2005; Smari y Hermódsdóttir, 2001). Son además congruentes con los obtenidos en las investigaciones sobre el estudio de las propiedades psicométricas del WBSI anteriormente comentadas (i.e., Höping y de Jong-Meyer, 2003; Luciano *et al.*, 2006; Muris *et al.*, 1996; Wegner y Zanakos, 1994).

En función de nuestros datos, la supresión de pensamiento puede ser considerada una estrategia de control del pensamiento, como proponen algunos autores (i.e., Belloch, Morillo y García-Soriano, 2007; Tolin, Worhunsky, Brady y Maltby, 2007), pues muestra asociaciones moderadas con las estrategias para el control de pensamientos negativos en general. Pero también, las asociaciones encontradas entre la supresión de pensamiento y las estrategias para el control de pensamientos indeseados, así como con la tendencia a la preocupación excesiva, permitirían, tal y como proponen Rachman y Shafran (1998), que pueda ser entendida un “método” que puede ser canalizado por diferentes estrategias de control del pensamiento.

Los participantes de nuestra muestra, tal como era de esperar, mostraron una moderada tendencia para la supresión de pensamientos indeseados. Las mujeres recurrieron con más frecuencia a la supresión de pensamiento que los hombres. Estos resultados son congruentes con los encontrados por autores anteriores (Blumberg, 2000; Wegner y Zanakos, 1994).

En síntesis, la versión portuguesa del WBSI es una medida unidimensional que presenta niveles adecuados de fiabilidad y validez para ser utilizada en Portugal.

Referencias

Balluerka, N., Gorostiaga, A., Alonso-Arbiol, I., & Haranburu, M. (2007). La adaptación de instrumentos de medida de unas culturas a otras: una perspectiva práctica [Test adaptation to other cultures: A practical approach]. *Psicothema*, 19(1), 124–133.

Bartko, J. J. (1991). Measurement and Reliability: Statistical Thinking Considerations. *Schizophrenia Bulletin*, 17(3), 483–489. doi:10.1093/schbul/17.3.483

Belloch, A., Morillo, C., & García-Soriano, G. (2007). Obsessive themes, evaluative appraisals, and thought control strategies: Testing the autogenous-reactive model of obsessions. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(1), 5-20.

Blumberg, S. (2000). The white bear suppression inventory: revisiting its factor structure. *Personality and Individual Differences*, 29, 934-950.

Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programming* (2^aed ed.). New York: Routledge Taylor & Francis Group.

Cabrera-Nguyen, P. (2010). Author Guidelines for Reporting Scale Development and Validation Results in the Journal of the Society for Social Work and Research. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 1(2), 99–103.

Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521–551.

Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245–276.

Cattell, R. B., & Vogelman, S. (1977). A comprehensive trial of the scree and KG criteria for determining the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 12(3), 289–325.

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2^a ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Costello, A., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7). Retrieved from <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10yn=7>
- Fleiss, J. L. (1986). *The design and analysis of clinical experiments*. New York: Wiley.
- González, M., Averó, P., Rovella, A. T., & Cubas, R. (2008). Structural Validity and Reliability of the Spanish Version of the White Bear Suppression Inventory (WBSI) in a Sample of the General Spanish Population. *Spanish Journal of Psychology*, 11(2), 650-659.
- Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory Factor Analysis: Its Role in Item Analysis. *Journal of Personality Assessment*, 68(3), 532–560. doi:10.1207/s15327752jpa6803_5
- Hambleton, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (2006). *Adapting educational and psychological test for cross-cultural assessment*. London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hardy, A., & Brewin, C. R. (2005). The role of thought suppression in the development of obsessions. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 33(1), 61-69.
- Harvey, A. G. (2003). The attempted suppression of presleep cognitive activity in insomnia. *Cognitive Therapy and Research*, 27(6), 593-602.
- Hodgson, R., & Rachman, S. (1977). Obsessional Compulsive Complaints. *Behaviour Research and Therapy*, 15(5), 398-395.
- Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research. *Educational and Psychological Measurement*, 66(3), 393-416.

Höping, W., & de Jong-Meyer, R. (2003). Differentiating unwanted intrusive thoughts from thought suppression: what does the White Bear Suppression Inventory measure? *Personality and Individual Differences*, 34(6), 1049-1055.

Horn, J. L. (1965). A Rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.

Jiménez-Ros, A. (2010). *Pensamientos intrusos obsesivos, valoraciones y estrategias de control en individuos no clínicos portugueses*. Tesis doctoral sin publicar, Universidad de Huelva, España.

Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.

Lucero, M. (2002). *Pensamientos Intrusivos en población general*. Tesis doctoral sin publicar, Universidad de Valencia, España.

Luciano, J. V., Belloch, A., Algarabel, S., Tomás, J. M., Morillo, C., & Lucero, M. (2006). Confirmatory Factor Analysis of the White Bear Suppression Inventory and the Thought Control Questionnaire: A Comparison of Alternative Models. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(4), 250-258.

Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais. Fundamentos teóricos, software e aplicações*. Lisboa: ReporNumber, Lda.

Martínez-Arias, M. R., Hernández, M. J., & Hernández, M. V. (2005). *Psicometría*. Madrid: Alianza Editorial.

- Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 28(6), 487-495.
- Muris, P., Merckelbach, H., & Horselenberg, R. (1996). Individual differences in thought suppression. The White Bear Suppression Inventory: Factor structure, reliability, validity and correlates. *Behaviour Research and Therapy*, 34(5/6), 501-513.
- Muris, P., Merckelbach, H., Horselenberg, R., Sijsenaar, M., & Leeuw, I. (1997). Thought suppression in spider phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 35(8), 769-774.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs form determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behaviour Research Methods, Instruments & Computers*, 32(3), 396-402.
- Osborne, J. W., & Fitzpatrick, D. C. (2011). Replication analysis in exploratory factor analysis: What it is and why it makes your analysis netter. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(15), 1-8.
- Palm, K. M., & Strong, D. R. (2007). Using item response theory to examine the White Bear Suppression Inventory. *Personality and Individual Differences*, 42(1), 87-98. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2006.06.023>
- Ponciano, E., Daniel, F., Simões, D., Rodrigues, M. J., Medeiros, T., & Jardim, H. (2008). *Validade e propriedades psicométricas do State-Trait Anxiety Inventory em estudantes universitários e do ensino secundário*. Póster apresentado en el 7º Congresso Nacional de Psicologia da saúde, Porto.
- Rachman, S., & Shafran, R. (1998). Cognitive and behaviour features of obsessive-compulsive disorder. In R. P. Swinson, M. M. Antony, S. Rachman & M. A. Richter

(Eds.), *Obsessive-compulsive disorder: Theory, research and treatment* (pp. 51-78). New York: Guilford Press.

Rassin, E. (2003). The White Bear Suppression Inventory (WBSI) focuses on failing suppression attempts. *European Journal of Personality*, 17(4), 285-298.

Rosenthal, M. Z., & Follette, V. M. (2007). The effects of sexual assault-related intrusion suppression in the laboratory and natural environment. *Behaviour Research and Therapy*, 45(1), 73-87.

Schmidt, R., Gay, F., Courvoisier, D., Jermann, F., Ceschi, G., David, M. et al., (2009). Anatomy of the White Bear Suppression Inventory (WBSI): A review of previous findings and a new approach. *Journal of Personality Assessment*, 91(4), 323-330. doi: 10.1080/00223890902935738

Smari, J., & Hermodsdottir, I. H. (2001). Obsessive-compulsive symptoms, white noise and intrusions of self-relevant negative thoughts in a thought suppression paradigm. *Scandinavian Journal of Psychology*, 42(5), 453-458.

Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R. E., Vagg, P. R., & Jacobs, G. A. (1983). *Manual of the State-Trait Anxiety Inventory (form Y)*. Palo Alto, C.A: Consulting Psychologists Press, Inc.

Tolin, D. F., Worhunsky, P., Brady, R. E., & Maltby, N. (2007). The relationship between obsessive beliefs and thought-control strategies in a clinical sample. *Cognitive Therapy and Research*, 31(3), 307-318.

Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321-327

Wegner, D. M., Schneider, D., Carter, D., & White, T. (1987). Paradoxical effects of thought suppression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 5-13.

Wegner, D. M., & Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*, 62(4), 616-640.

Wenzlaff, R. M., & Wegner, D. M. (2000). Thought suppression. *Annual Review of Psychology*, 51, 59-91.

Wenzlaff, R. M., Wegner, D. M., & Roper, D. W. (1988). Depression and mental control - The resurgence of unwanted negative thoughts. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55(6), 882-892.

Wells, A., & Davies, M. I. (1994). The thought control questionnaire: A measure of individual differences in the control of unwanted thoughts. *Behaviour Research and Therapy*, 32(8), 871-878.

Tabla 1. WBSI - Análisis factorial exploratorio (Pesos factoriales obtenidos através del método de componentes principales y de ejes principales)

Items WBSI	Dos Factores (Componentes principales)			Un Factor (Ejes Principales)	
	F1	F2	h^2	F1	h^2
1.	.54	-.03	.28	.43	.19
2.	.03	.50	.38	.46	.22
3.	-.13	.86	.66	.62	.39
4.	-.03	.78	.59	.63	.40
5.	.06	.56	.36	.50	.25
6.	.46	.34	.46	.64	.42
7.	.35	.46	.48	.66	.44
8	.69	-.12	.41	.46	.22
9.	.32	.49	.48	.66	.44
10.	.73	-.03	.52	.57	.32
11.	.74	-.03	.53	.59	.35
12.	.51	.38	.58	.76	.58
13.	.72	-.02	.51	.54	.29
14.	.44	.42	.54	.70	.50
15	.25	.41	.32	.52	.27

Nota. h^2 : comunales

Tabla 2. Resultados del análisis factorial confirmatorio

Modelos	χ^2	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Modelo 1	402.80 (90)	4.48	.779	.742	.104 .116 .127	.072
Modelo 2 F1: 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 12, 15 F2: 1, 8, 10, 11, 13, 14	355.95 (89)	3.99	.811	.777	.096 .108 .119	.068
Modelo 3 F1: 2, 3, 4, 5, 8, 9 F2: 1, 6, 7, 10, 11, 12, 13, 14, 15	368.89 (89)	4.14	.802	.766	.099 .110 .122	.073
Modelo 4 F1: 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 15 F2: 1, 8, 11, 12, 13, 14	274.69 (76)	3.61	.839	.807	.088 .100 .113	.061
Modelo 5 F1: 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 15 F2: 1, 8, 11, 14 F3: 10, 12, 13	381.12 (87)	4.38	.792	.749	.103 .114 .126	.069

Nota. χ^2 : estadístico chi cuadrado; χ^2/gl : razón entre chi cuadrado y los grados de libertad; CFI: Comparative Fit Index; TLI: Tucker Lewis Index; RMSEA: Root Mean Square Error of Aproximation; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual.

Anexo 1

WBSI

A maioria das pessoas tem alguma vez pensamentos, ideias ou imagens inoportunas que podem ser difíceis de controlar. Gostávamos de lhe perguntar por este tipo de experiências. Por favor, com base na escala que se apresenta a seguir, faça um círculo à volta da opção que melhor descreve o seu grau de concordância com cada uma delas. Não existem respostas certas ou erradas, responda apenas com sinceridade. Certifique-se que respondeu a todas as questões.

1	2	3	4	5
Completamente em desacordo	Bastante em desacordo	Nem de acordo, nem em desacordo	Bastante de acordo	Completamente de acordo

1. Há coisas nas que prefiro não pensar	1	2	3	4	5
2. As vezes pergunto-me porque tenho determinados pensamentos	1	2	3	4	5
3. Tenho pensamentos que não posso parar	1	2	3	4	5
4. Há imagens que aparecem na minha mente e que não posso apagar	1	2	3	4	5
5. Os meus pensamentos frequentemente giram em torno de uma só ideia	1	2	3	4	5
6. Desejava poder deixar de pensar em certas coisas	1	2	3	4	5
7. Às vezes a minha mente anda tão depressa que desejaria poder para-la	1	2	3	4	5
8. Às vezes trato de afastar os problemas da minha mente	1	2	3	4	5
9. Há pensamentos que ficam a rondar a minha cabeça	1	2	3	4	5
10. Às vezes mantenho-me ocupado para não deixar que alguns pensamentos se infiltrem na minha mente	1	2	3	4	5
11. Há coisas sobre as que tento não pensar	1	2	3	4	5
12. Às vezes desejaria realmente poder parar o meu pensamento	1	2	3	4	5
13. Com frequência faço coisas para distrair-me dos meus pensamentos	1	2	3	4	5
14. Com frequência tenho pensamentos que tento evitar	1	2	3	4	5
15. Tenho muitos pensamentos que não conto a ninguém	1	2	3	4	5