

Ferran Padros-Blázquez¹
Fabiola Gonzalez-Betanzos¹
Maria P. Martinez-Medina²
Fernando Wagner³

Propiedades Psicométricas del Cuestionario de Preocupación Pensilvania (PSWQ) de las Versiones Original y Reducida en Muestras Mexicanas

¹Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México

²Departamento de psiquiatría, Centro Estatal de Salud Mental, Michoacán, México

³Department of Public Health Analysis, Morgan State University, USA

Introducción. En el siglo XXI los trastornos de ansiedad se han convertido en los más prevalentes en México, la preocupación excesiva es una de las primeras características que permiten su identificación. Contar con un instrumento válido y fiable que evalúe la preocupación patológica es fundamental para identificar el trastorno en su inicio.

Metodología. El objetivo del presente trabajo fue analizar las propiedades psicométricas del cuestionario de Preocupación Pensilvania (PSWQ) en las cuatro diferentes versiones utilizadas en contextos clínicos en países de habla hispana: la escala original (PSWQ-16), la escala con ítems directos (PSWQ-16D) y dos versiones abreviadas (PSWQ-11 y PSWQ-8). Un total de 2.267 participantes respondieron a las diferentes versiones de los cuestionarios.

Resultados. Nuestros resultados sugieren que la escala original (de 16 ítems) ajusta mejor al modelo de 2 factores relacionados. Sin embargo, el análisis con la versión del PSWQ con los reactivos directos y las versiones reducidas (de 11 y 8 reactivos), junto a otros argumentos indican que es más conveniente concebir el constructo de forma unidimensional. Además se observó una elevada consistencia interna y fiabilidad test-retest, así como una adecuada validez concurrente y discriminante.

Conclusiones. Los resultados sugieren utilizar las versiones reducidas que muestran una estructura de un solo factor y mejores indicadores de ajuste. Se discuten los resultados y se sugieren futuras investigaciones.

Palabras clave: Trastornos de ansiedad, Trastorno de ansiedad generalizada, Análisis Factorial Confirmatorio, Evaluación, Validación

Actas Esp Psiquiatr 2018;46(4):117-24

Correspondencia:
Ferran Padros Blázquez
Calle Francisco Villa 450
Col. Dr. Miguel Silva
Morelia, Michoacán, Mexico
C.P. 58120
Tel.: 00 52 14433958130
Correo Electrónico: fpadros@umich.m

Psychometric Characteristics of the Original and Brief Version of the Penn State Worry Questionnaire (PSWQ) in Mexican Samples

Background. In the XXI century anxiety disorders have become the most prevalent in Mexico, excessive worry is one of the first features that allows its identification. Have a valid and reliable instrument to assess the pathological worry is essential to identify the disorder from the beginning.

Method. The aim of this study was to analyze the psychometric properties of the Penn state worry questionnaire (PSWQ) in the four different versions used in clinical contexts in Spanish-speaking countries: the original scale (PSWQ-16), the direct form of the scale (PSWQ-16D) and two abbreviated versions (PSWQ-11 y PSWQ-8). A total of 2,267 participants were given those versions of the questionnaire.

Results. Our results suggest that the original scale (16 items) fits to two related factors model. However, the analysis of the PSWQ version with all the items in its direct form and short versions (11 and 8 direct items), together with other arguments indicate that it is more convenient to conceive a one dimensional construct. Besides high internal consistency and test-retest reliability, and adequate concurrent and discriminant validity.

Conclusions. Results suggest use of the short versions (11 and 8 direct items) which shows a one-dimensional structure and the best goodness of fit indices. Results are discussed and future research are suggested.

Keywords: Anxiety disorders, Generalized anxiety disorder, Confirmatory Factor Analysis, Assessment, Validity

INTRODUCCIÓN

La preocupación ha sido concebida como un mecanismo que supone una experiencia frecuente, constructiva y en ocasiones necesaria para tratar de resolver problemas¹. Sin embargo, puede convertirse en patológica cuando se asocia a elevados niveles de ansiedad y de malestar en el individuo². El Trastorno de ansiedad generalizada (TAG) es la alteración por excelencia de la preocupación patológica, ya que el TAG se caracteriza por la presencia de preocupación "ansiosa" que el paciente refiere como incontrolable y muy frecuente, respecto a diferentes temáticas³.

Los Trastornos de ansiedad se han convertido en uno de los desafíos más importantes en México con una incidencia acumulada de por vida del 14,3% en la población general⁴. En el DSM-5³ se señala una prevalencia anual del TAG entre el 0,4 y el 3,6% en el total de países evaluados y una prevalencia a lo largo de la vida del 9% observándose el doble de casos en mujeres respecto a hombres. En México, se ha estimado que está presente alguna vez en la vida de la persona entre un 0,7% y un 1,2% en los últimos 12 meses⁴.

El instrumento más utilizado para evaluar el grado de preocupación es el Inventario de preocupación de Pensilvania PSWQ (*Penn State Worry Questionnaire*) elaborado por Meyer, Miller, Metzger and Borkovec⁵. El PSWQ ha manifestado adecuadas propiedades psicométricas en varios países, entre los que no se encuentra México. Debe destacarse que existe cierta controversia sobre la estructura interna del cuestionario, por un lado, los análisis sugieren un único factor⁵⁻¹¹. Mientras que, otros autores han ofrecido resultados que apoyan la existencia de dos dimensiones relacionadas denominadas como "presencia de preocupación" y "ausencia de preocupación"¹²⁻¹⁹". Sin embargo, se ha sugerido que dichos factores en el fondo son producto de un artefacto metodológico (consecuencia de la redacción de los ítems) y no tienen un sentido real teórico. En las investigaciones se han seguido dos estrategias para abordar este problema, la construcción de un instrumento con todos los ítems escritos en sentido positivo²⁰ y el desarrollo del PSWQ-11, una versión más corta que incluye únicamente los ítems directos del cuestionario original¹², incluso se ha propuesto una versión más corta con ocho elementos como el PSWQ-8²¹. Sin embargo, hasta la fecha no hay evidencia de que estas versiones más cortas tengan propiedades psicométricas similares a las de la versión original^{15,22}, o a la versión en la que todos los ítems están escritos en forma directa²⁰.

Ante la ausencia de estudios que comparen las propiedades de estas versiones, las cuatro son utilizadas en ámbitos clínicos de igual manera. Por ello, el primer objetivo del presente trabajo fue estudiar la estructura interna del PSWQ, para ello se utilizó la versión traducida del original al español de Sandín et al.¹⁶ así como otra versión con todos los

reactivos redactados de forma directa que se ha empleado en adultos mayores²⁰. Asimismo, se estudió la consistencia interna y las propiedades de los reactivos de las cuatro versiones (por ej., la original PSWQ-16, la PSWQ-16D con todos los reactivos directos, y las versiones reducidas PSWQ-11 y PSWQ-8). El segundo objetivo fue estudiar la confiabilidad, la validez convergente y discriminante, así como la relación entre las diferentes versiones.

MÉTODO

Participantes

El número total de participantes fue de 2.267, divididos en 5 muestras que se eligieron de manera no probabilística (véase características sociodemográficas en tabla 1). La muestra "A", "B" y "E" estuvieron formadas por participantes de la población general (n=228, 247 y 1.431, respectivamente). La muestra "C" fue conformada por estudiantes universitarios (n=335), la muestra "D" (n=174) se extrajo de la C y fue compuesta por aquellos alumnos que volvieron a responder cuatro semanas más tarde. Finalmente, en la muestra "E" se incluyó 5 grupos equivalentes por rangos de edad (por ej., 20-30, 30-40, 40-50, 50-60 y 60-70 años) y sexo, con aproximadamente 140 participantes cada uno, con un total de 10 grupos y 1.431 participantes.

Instrumentos

En el presente estudio se utilizaron tres versiones del PSWQ. El PSWQ-16⁵ en su versión en español¹⁶, que consta de 16 ítems tipo likert (con 5 opciones de respuesta; donde se puntúa 1 en la opción "nada" a 5 "mucho") 5 de los cuales son inversos (1, 3, 8, 10 y 11) que evalúan la tendencia general a preocuparse o preocupación-rasgo que parece cumplir un rol importante en el TAG. La segunda versión utilizada fue el PSWQ-16D con todos los reactivos directos²⁰. Finalmente, la tercera versión utilizada en el presente estudio fue el PSWQ-11 que solo incluye los reactivos directos de la versión original¹⁶.

EDTAG. Escala de Detección del Trastorno de Ansiedad Generalizada de Carroll y Davidson²³ consta de 12 ítems dicotómicos que evalúan la presencia de sintomatología del TAG de acuerdo con el DMS-IV. En esta investigación se utilizó la adaptación en español de Bobes, García-Calvo, Prieto, García-García y Rico-Villademoros²⁴, en la muestra utilizada se observó un alfa de Cronbach de 0,83.

BAI (*Beck Anxiety Inventory*) consta de 21 ítems que se contestan en una escala de 4 puntos (de 0 a 3). En la presente investigación se utilizó la versión mexicana adaptada por

Tabla 1 Características sociodemográficas de las muestras A, B, C, D y E

	A (Población general) PSWQ-16	B (Población general) PSWQ-16D	C (Estudiantes 1ª aplicación) PSWQ-16	D (Estudiantes 2ª aplicación) PSWQ-16	E (Población general) PSWQ-11
<i>n</i>	228	247	335	174	1.431
<i>Sexo</i>					
Femenino	123 (53,9%)	121 (49%)	258 (77,1%)	143 (82,7%)	841 (58,8%)
Masculino	105 (46,1%)	126 (51%)	77 (22,9%)	30 (17,3%)	590 (41,2%)
<i>Edad</i>					
Media	23,50	25,09	21,30	21,23	44,43
Desviación típica	8,90	9,86	2,77	2,76	15,97

Robles, Varela, Jurado y Páez²⁵, presentó una consistencia interna con valores alfa de Cronbach de 0,84 en estudiantes universitarios y de 0,83 en población general.

BDI (*Beck Depression Inventory*) también se compone de 21 ítems que se evalúan en una escala de 4 puntos. Fue empleada la versión mexicana adaptada por Jurado et al.²⁶, en la cual se obtuvo una consistencia interna de 0,87 en población general.

PANAS. Las Escalas de Afecto Positivo (AP) y Afecto Negativo (AN) de Watson, Clark y Tellegen²⁷, se utilizó la versión corta de las escalas adaptada a población mexicana por Robles y Páez²⁸, consta de veinte reactivos, diez miden el afecto positivo y diez el afecto negativo en una escala tipo Likert de 5 puntos entre 1 "muy poco o nada" a 5 "extremadamente". Las escalas PANAS en población mexicana poseen valores de consistencia interna entre $\alpha=0,84$ (afecto positivo) y $\alpha=0,87$ (afecto negativo), la correlación entre ambos afectos es baja, (entre $r=-0,12$ y $r=-0,23$).

Procedimiento

Esta investigación fue evaluada y aprobada por el Comité de Ética de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Los datos del presente estudio provienen de 5 muestras. Los datos de las muestras "A" y "B" (población general) fueron recogidos a través de la solicitud de participación anónima y voluntaria aquellos que dieron su consentimiento informado. A la muestra "A" se le administró el PSWQ-16¹⁶ y a la "B" el PSWQ-16D²⁰. La muestra "C" (estudiantes de la licenciatura en Psicología) respondieron a las escalas PSWQ-16D, EDTAG y BDI. Un mes más tarde, una submuestra de estudiantes de la muestra "C" participaron

como parte de la muestra "D" y se les aplicó la PSWQ-16D. Finalmente, la muestra "E" se conformó con participantes de la población general a quienes se les administraron las escalas PSWQ-11, EDTAG, BAI y PANAS.

Análisis estadísticos

Se realizaron Análisis Factoriales Confirmatorios (AFC) con la intención de determinar: (1) si un modelo con dos factores manifiesta mayor ajuste que el modelo unifactorial; y (2) observar el ajuste de la escala reducida con respecto a la versión completa del cuestionario. Respecto al último objetivo, el modelo unidimensional que incluye los 11 ítems se compara con una versión recientemente propuesta que elimina los ítems 2, 4 y 7 ("Hay muchas cosas que me preocupan", "Cuando estoy bajo estrés me preocupo mucho", y "He estado preocupado toda mi vida", que corresponde a los ítems 4, 6 y 12 de la versión original^{21,22,29}).

El AFC se realizó con los datos de las muestras "A", "B" y "E" utilizando Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos y la varianza ajustada (*Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted, WLSMV*), una aproximación apropiada para el AFC con datos categóricos³⁰. En todos los análisis donde los ítems sirvieron como indicadores se consideró su naturaleza categórica y se realizó el análisis factorial sobre la matriz de correlaciones policóricas. El estadístico chi-cuadrado (χ^2) se presenta para evaluar el ajuste de cada modelo. Debido a que este indicador es sensible al tamaño de la muestra, también se utilizaron otros indicadores de ajuste del modelo³¹, como el Índice de Ajuste Comparativo (CFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI), así como

la Raíz Cuadrada del Error Medio Cuadrático (RMSEA) y su correspondiente Intervalo de Confianza del 90% (IC del 90%). El modelo se considera aceptable de acuerdo con los siguientes criterios: RMSEA<0,08 (IC del 90%), CFI>0,90, TLI>0,90, pero un buen ajuste del modelo se alcanza cuando RMSEA<0,05, CFI>0,95, TLI>0,95^{31,32}. Los análisis se realizaron usando MPLus7.1³⁰.

Fiabilidad y Evidencia de Validez.

Se analizaron la consistencia interna y la estabilidad del PSWQ-16, PSWQ-16D y de las dos versiones abreviadas (PSWQ-11 y PSWQ-8). La validez de criterio del PSWQ-16D, PSWQ-11 y PSWQ-8 se estimó a través de la correlación de Pearson con otras medidas de ansiedad y depresión.

RESULTADOS

Datos normativos

En la tabla 2 se presentan la media, desviación típica y los rangos de la puntuación total de las versiones PSWQ-16, PSWQ-16D, PSWQ-11 y PSWQ-8 en las muestras de población general y de estudiantes.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Como se muestra en la tabla 3, el modelo de dos factores manifiesta mejor ajuste en comparación con la solución de un solo factor, tanto en la versión original (PSWQ-16) como en la versión donde todos los ítems fueron redactados en sentido directo

Tabla 2	Estadísticos descriptivos de las diferentes versiones del PSWQ en la población general y en estudiantes				
	A (Población general)	B (Población general)	C (Estudiantes 1ª aplicación)	D (Estudiantes 2ª aplicación)	E (Población general)
PSWQ 16					
Media	41,79				
Desviación típica	10,97				
Rango	16-71				
n	206				
PSWQ 16-D					
Media		39,78	24,57	23,95	
Desviación típica		11,20	12,80	13,42	
Rango		17-68	2-61	0-63	
n		244	335	174	
PSWQ-11					
Media	29,17	27,38	16,49	16,20	29,22
Desviación típica	9,30	7,95	8,83	9,19	9,55
Rango	11-54	11-47	11-43	11-43	11-55
n	215	247	335	174	1.431
PSWQ-8					
Media	21,09	19,56	15,26	14,89	20,87
Desviación típica	6,84	5,87	6,54	7,14	7,03
Rango	8-40	8-38	8-35	8-35	8-40
n	215	247	335	174	1.431

(PSWQ-16D), aunque en esta versión los indicadores del modelo empeoran considerablemente hasta el punto de indicar un ajuste pobre (CFI=0,86, TLI=0,84 y RMSEA=0,10). Por otro lado, el ajuste del modelo es adecuado cuando el modelo incluye solo los 11 ítems directos de la versión original (CFI=0,97, TLI=0,96 y RMSEA=0,09, dada la reducción de las variables observables) y mejora en el PSWQ-8 (CFI=0,98, TLI=0,97 y RMSEA=0,07). El ajuste del modelo para el PSWQ-16 de la versión original resultó mucho mejor que el PSWQ-16D, tanto cuando se probó el modelo de uno como de dos factores. A su vez, la versión breve, PSWQ-11, mostró un ajuste muy bueno (CFI=0,97, TLI=0,96 y RMSEA=0,08) con indicadores similares a los obtenidos para el cuestionario original, con la característica adicional de que los indicadores de ajuste mejoraron considerablemente cuando se analizó la versión de 8 reactivos (CFI=0,99, TLI=0,99 y RMSEA=0,07).

modelos se puede obtener simplemente fijando o eliminando parámetros en el otro). Esta prueba ayuda a decidir si un modelo dado ajusta significativamente mejor o peor que otro modelo competitivo. Para calcular una prueba de diferencia de χ^2 , se toma la diferencia de los valores de χ^2 de los dos modelos (χ^2_{diff}) así como la diferencia de los grados de libertad (df_{diff}). Este valor de χ^2_{diff} se distribuye con df_{diff} grados de libertad, un resultado estadísticamente significativo permite concluir que el modelo con el chi cuadrado más pequeño tiene un mejor ajuste. Las tres últimas columnas de la tabla 3 muestran que todas las comparaciones fueron significativas, lo que indica que los modelos con menos elementos tenían mejor ajuste en todas las versiones de la PSWQ. Asimismo, los índices de bondad de ajuste correspondientes fueron mejores en versiones más cortas en comparación con modelos que contenían más variables observables.

Comparación de modelos anidados

Se calculó la prueba de diferencia en χ^2 (χ^2_{diff}) para la comparación de modelos anidados (por ej. cuando uno de los

Fiabilidad

La consistencia interna de las tres versiones extraídas de la población general fueron evaluadas a través del

Tabla 3 Índices de ajuste de los Modelos basados en Análisis Factorial Confirmatorio, se compara un modelo de dos factores con uno de un solo factor en tres versiones diferentes (16, 11 y 8 ítems)

Modelo/escala	χ^2	gl	p	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)	Comparación de modelos anidados	
							χ^2_{diff} (df_{diff})	p
PSWQ-16								
2 factores	197,24	103	< 0,001	0,96	0,95	0,07 (0,05, 0,08)		
1 factor 16 ítems	404,23	104	< 0,001	0,91	0,90	0,06 (0,05, 0,08)		
1 factor 11 ítems	116,24	44	< 0,001	0,97	0,96	0,09 (0,07, 0,11)	287,99 (60)	< 0,001
1 factor 8 ítems	45,82	20	< 0,001	0,98	0,97	0,07 (0,05, 0,10)	70,42 (24)	< 0,001
PSWQ-16D								
2 factores	502,89	103	< 0,001	0,93	0,92	0,13 (0,12, 0,14)		
1 factor 16 ítems	503,69	104	< 0,001	0,86	0,84	0,10 (0,09, 0,11)		
1 factor 11 ítems	176,98	44	< 0,001	0,96	0,95	0,11 (0,10, 0,13)	326,91 (60)	< 0,001
1 factor 8 ítems	124,31	20	< 0,001	0,94	0,92	0,15 (0,12, 0,17)	52,67 (24)	< 0,05
PSWQ-11								
1 factor 11 ítems	756,10	44	< 0,001	0,97	0,96	0,08 (0,06, 0,09)		
1 factor 8 ítems	168,48	20	< 0,001	0,99	0,99	0,07 (0,06, 0,08)	587,62 (24)	< 0,001

Índices, χ^2 : chi-cuadrado; gl : grados de libertad; p : significación estadística; χ^2/gl : chi-cuadrado dividido por los grados de libertad; CFI: índice de ajuste comparativo; TLI: *Tucker Lewis Index*; RMSEA: Raíz Cuadrada del Error Medio Cuadrático, IC: Intervalo de Confianza; χ^2_{diff} (df_{diff}): diferencia de chi-cuadrado (grados de libertad de la diferencia).

alfa de Cronbach. La versión original, PSWQ-16, mostró la fiabilidad más baja ($\alpha=0,86$). Cuatro de los cinco reactivos inversos obtuvieron correlaciones con la escala excepto el propio ítem, inferiores a 0,30. La versión con todos los ítems directos, PSWQ-16D, obtuvo la fiabilidad más alta ($\alpha=0,917$), nótese que en el ítem #1 se observó una correlación con la escala excepto el propio ítem, de 0,34. Finalmente, las dos versiones abreviadas PSWQ-11 y PSWQ-8 también tuvieron una fiabilidad adecuada en esta población ($\alpha_{\text{PSWQ-11}}=0,88$, $\alpha_{\text{PSWQ-8}}=0,85$), además en ambas versiones, las correlaciones de todos los reactivos con la escala excepto el propio ítem, fueron superiores a 0,45 y se observó que el coeficiente alfa total no aumentaba al ser eliminado cualquier reactivo.

Estabilidad Temporal

Para el cálculo de la correlación entre el test y el retest se utilizaron las puntuaciones de los estudiantes (muestras C y D) que respondieron en ambas ocasiones ($n=174$) con un intervalo de 1 mes entre el test y el retest. Las tres versiones PSWQ-16, PSWQ-11 y PSWQ-8 obtuvieron índices adecuados ($r=0,782$, $r=0,776$ y $r=0,754$ respectivamente, y todas significativas $p<0,001$).

Evidencias de validez

La validez concurrente y discriminante se evaluó mediante las correlaciones de Pearson, primero entre las 2 versiones PSWQ-16 y PSWQ-11, con la medición de Trastorno de ansiedad generalizada y la que evalúa la presencia de sintomatología depresiva (EDTAG y BDI, respectivamente). Como se observa en la tabla 4, hubo una elevada correlación entre las tres versiones del PSWQ, una correlación moderadamente elevada con la EDTAG, y algo menor con el BDI. Destaca que las correlaciones estimadas entre PSWQ-8, EDTAG y BDI fueron más elevadas que las correspondientes al PSWQ-16 y PSWQ-11.

La tabla 5 muestra los resultados extraídos de la muestra "E", la submuestra de los estudiantes que fueron evaluados de nuevo un mes después de la administración inicial, y les fueron administradas otras medidas adicionales. La correlación estimada entre el PSWQ-11 y el EDTAG se mantuvo elevada y resultó aún mayor, en comparación con el PSWQ-16D, seguido por el afecto negativo (AN) y los síntomas de ansiedad (BAI), pero no se observó correlación con el afecto positivo (AP).

CONCLUSIONES

El primer objetivo del presente estudio fue analizar la estructura interna del Penn State Worry Questionnaire

Escala	PSWQ-11	PSWQ-8	EDTAG	BDI
PSWQ-16	0,960**	0,972**	0,545**	0,429**
PSWQ-11		0,981**	0,555**	0,438**
PSWQ-8	0,974**		0,587**	0,473**

EDTAG: Escala de Detección del Trastorno de Ansiedad Generalizada de Carroll y Davidson; PSWQ: Penn State Worry Questionnaire; BDI: Beck Depression Inventory.
* $p<0,01$, ** $p<0,001$

Escala	EDTAG	BAI	AN	AP
PSWQ-11	0,521**	0,481**	0,500**	-0,016
PSWQ-8	0,519**	0,473**	0,492**	-0,014

EDTAG: Escala de Detección del Trastorno de Ansiedad Generalizada de Carroll y Davidson; PSWQ: Penn State Worry Questionnaire-variantes reducidas; BAI: Beck Anxiety Inventory, AN (Afecto negativo) y AP (Afecto positivo).
* $p<0,01$, ** $p<0,001$

re (PSWQ-16). La evidencia sugiere que la versión original tiene una estructura de dos factores, con un primer factor que se compone de los ítems directos y un segundo factor que comprende los ítems inversos, lo cual coincide con otros estudios^{5,9,12,14-18,33}. Por otro lado, los resultados del análisis factorial del cuestionario que tiene todos los ítems directos (PSWQ-16D) también indican una solución de dos factores, a diferencia de estudios previos realizados en otras poblaciones¹⁵⁻¹⁷. Sin embargo, se observó que cuatro de los cinco ítems inversos de la versión original tenían propiedades psicométricas inadecuadas, al igual que en la versión con todos los ítems directos (PSWQ-16D). La evidencia, por lo tanto, apoya la idea de que la estructura bifactorial de la escala original presentada en estudios anteriores podría deberse a un artefacto metodológico.

Por otro lado, se confirmó la estructura unifactorial de la versión breve PSWQ-11, asimismo, estudios previos habían sugerido que la escala reducida mostraba mejores propiedades que la escala original^{12,16}. Se encontró que la

consistencia interna del PSWQ-11 y del PSWQ-8 resultaron adecuadas, incluso mejores que las mostradas por la versión original, pero ligeramente inferior a la versión con todos los ítems directos (PSWQ-16D). Además, las elevadas correlaciones entre el PSWQ-11, el PSWQ-8 con las otras dos versiones sugieren que estos instrumentos son equivalentes, y también debe señalarse que las versiones breves mostraron alta fiabilidad test-retest de un mes, coincidiendo con otro estudio¹⁶.

Al analizar la correlación entre PSWQ-11, el PSWQ-8 y otras medidas se estimó que la correlación más elevada resultó con el EDTAG, aunque no lo suficientemente alta como para sugerir que ambos instrumentos miden el mismo constructo. De hecho, el PSWQ fue diseñado para medir la presencia y la gravedad de la preocupación, un síntoma central de TAG, pero no pretende evaluar la presencia de otros criterios diagnósticos, como los síntomas somáticos, la tensión muscular, fatiga fácil y trastornos del sueño, entre otros, que son necesarios para el diagnóstico de TAG³, los cuales son de hecho evaluados por el EDTAG pero no por el PSWQ.

Se observaron correlaciones moderadas y positivas con el BDI, las cuales eran esperadas debido a la comorbilidad frecuente entre la sintomatología de ansiedad y la depresiva. Una correlación similar se observó con el afecto negativo, lo cual es consistente con el modelo tripartito³⁴, que postula que es común que el afecto negativo esté presente tanto en trastornos depresivos como de ansiedad, coincidiendo con lo reportado en otros estudios^{10,13,16,35}. Finalmente, la correlación con el afecto positivo fue débil y no alcanzó significación estadística. Ello también coincide con lo esperado porque el afecto positivo no está relacionado conceptualmente³⁴, ni empíricamente¹⁶ con la ansiedad o la preocupación patológica. Estos resultados aportan validez concurrente al PSWQ.

En resumen, los resultados de la presente investigación sobre la adecuada consistencia interna, la fiabilidad test-retest, así como la validez convergente y concurrente, son consistentes con un cuerpo de investigación sobre la/s versión/es española/s del PSWQ en España¹⁶ y Argentina¹⁰, así como en otros idiomas, tales como Inglés^{5,15,36}, Francés⁹, Alemán¹⁸, Holandés^{11,37}, Italiano¹⁴, Noruego³⁸, Coreano¹³, Turco¹⁷ y Chino¹⁹.

La evidencia hallada en el presente estudio ratifica que el PSWQ-11 también tiene propiedades psicométricas adecuadas, en congruencia con otras investigaciones^{16,35,37}. Por lo tanto, el PSWQ-11 es una medida válida y confiable de preocupación para las poblaciones mexicanas estudiadas. Sin embargo, algunos de los análisis indicaron que la contabilización de la covarianza de error entre algunos ítems (como la observada entre los ítems 1 y 2, 1 y 4 y 7 y 8) daría como resultado mejores índices de ajuste de modelo para el análisis factorial confirmatorio del PSWQ-8, lo que sugiere

que el número de reactivos podría reducirse aún más. De hecho, los análisis realizados en esta investigación sugieren que la versión de 8 ítems muestra mejor ajuste, coincidiendo con otros estudios^{22,29,39}.

Finalmente, se recomienda que en futuras investigaciones se estudie la validez discriminante del PSWQ, así como la sensibilidad de la escala para evaluar el cambio de aquellos pacientes que experimentan una mejoría significativa después de un tratamiento eficaz.

PARTICIPANTES DE LA INVESTIGACIÓN

Todos los procedimientos realizados en este estudio con participantes humanos se realizaron de acuerdo con los estándares éticos de la asamblea de revisión institucional y con la declaración de Helsinki de 1964 y sus enmiendas posteriores o estándares éticos comparables.

CONSENTIMIENTO INFORMADO

Se obtuvo el consentimiento informado de todos los participantes incluidos en el estudio.

BIBLIOGRAFÍA

1. Kelly WE. Some evidence for nonpathological and pathological worry as separate constructs: an investigation of worry and boredom. *Pers Individ Dif*. 2002;33:345-54.
2. Davey GCL. Pathological worrying as exacerbated problem-solving. In: Davey GCL, Tallis F, eds. *Worrying: Perspectives on theory, assessment and treatment*. Chichester: Wiley; 1994. p. 35-59.
3. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Washington, DC: Author; 2013.
4. Medina-Mora ME, Borges G, Lara-Muñoz C, Benjet C, Blanco-Jaimes J, Bautista, et al. Prevalencia de trastornos mentales y uso de servicios: Resultados de la encuesta nacional de epidemiología psiquiátrica en México. *Salud Ment (Mex)*. 2003;26(4):1-16.
5. Meyer TJ, Miller, ML, Metzger RL, Borkovec TD. Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behav Res Ther*. 1990;28:487-95.
6. Brown TA. Confirmatory factor analysis of the Penn State Worry Questionnaire: Multiple factors or method effects? *Behav Res Ther*. 2003;41:1411-26.
7. Brown TA, Anthony MM, Barlow DH. Psychometric properties of the Penn State Worry Questionnaire in a clinical anxiety disorders sample. *Behav Res Ther*. 1992;30:33-7.
8. Gana K, Martin B, Canouet MD, Trouillet R, Meloni F. Factorial structure of a French version of the Penn State Worry Questionnaire. *Eur J Psychol Assess*. 2002;18:158-64.
9. Ladouceur R, Freeston MH, Dumont J, Letarte H, Rhéaume J, Gagnon, F, et al. Penn State Worry Questionnaire: validity and reliability of a french translation. *Can Psychol*. 1992;33:236-41.
10. Rodríguez-Biglieri R, Vetere GL. Psychometric characteristics of the Penn State worry Questionnaire in an Argentinean sample: A cross-cultural contribution. *Span J Psychol*. 2011;14(1):452-63.

11. Van Rijsoort S, Emmelkamp P, Vervaeke G. The Penn State Worry Questionnaire and the worry domains Questionnaire: Structure, reliability, and validity. *Clin Psychol Psychother.* 1999;6:297-307.
12. Fresco DM, Heimberg RG, Mennin DS, Turk CL. Confirmatory factor analysis of the Penn State Worry Questionnaire to identify individuals with generalized anxiety disorder: a receiver operating characteristic analysis. *Behav Res Ther.* 2002;40:313-23.
13. Lim YJ, Kim YH, Lee EH, Kwon SM. The Penn State Worry Questionnaire: Psychometric properties of Korean version. *Depress Anxiety.* 2008;25(10):97-103.
14. Meloni F, Gana K. Wording effects in the Italian version of the Penn State Worry Questionnaire. *Clin Psychol Psychother.* 2001;8:282-7.
15. Olatunji BO, Schottenbauer MA, Rodriguez BF, Glass CR, Arnkoff DB. The structure of worry: Relations between positive/negative personality characteristics and the Penn State Worry Questionnaire. *J Anxiety Disord.* 2007;21:540-53.
16. Sandín B, Chorot P, Valiente RM, Lostao L. Validación española del cuestionario de preocupación PSWQ: Estructura factorial y propiedades psicométricas. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica.* 2009;14(2):107-22.
17. Yilmaz AE, Gençöz T, Wells A. Psychometrics characteristics of the Penn State Worry Questionnaire in a clinical and Metacognitions Questionnaire-30 and metacognitive predictors of worry and obsessive-compulsive symptoms in a Turkish sample. *Clin Psychol Psychother.* 2008;15:424-39.
18. Stöber J. Besorgnis: Ein Vergleich dreier Inventare zur Erfassung allgemeiner Sorgen [Worrying: a comparison of three questionnaires concerning everyday worries]. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie.* 1995;16:50-63.
19. Zhong J, Wang C, Li J, Liu J. Penn State Worry Questionnaire: Structure and Psychometric properties. *J Zhejiang Univ Sci B.* 2009;10(3):211-8.
20. Nuevo-Benitez R, Montorio-Cerrato I, Ruíz Díaz MA. Aplicabilidad del inventario de preocupación de Pensilvania (PSWQ) a población de edad avanzada. *Ansiedad y Estrés.* 2002;8(2-3):157-72.
21. Hopko DR, Stanley MA, Reas DL, Wetherell JL, Beck JG, Novy DM, et al. Assessing worry in older adults: Confirmatory factor analysis of the Penn State Worry Questionnaire and psychometric properties of an abbreviated model. *Psychol Assess.* 2003;15:173-83.
22. DeLapp RC, Chapman LK, Williams MT. Psychometric properties of a brief version of the Penn State Worry Questionnaire in African Americans and European Americans. *Psychol Assess.* 2016;28(5):1-10.
23. Carroll BJ, Davidson JRT. Screening Scale for DSM-IV GAD. Copyright; 2000.
24. Bobes J, García-Calvo C, Prieto R, García-García M, Rico-Villademoros F. Propiedades psicométricas de la versión española de la Escala de Detección del Trastorno de Ansiedad Generalizada según DSM-IV de Carroll y Davidson. *Actas Esp Psiquiatr.* 2006;34:83-93.
25. Robles R, Varela R, Jurado S, Páez. Versión mexicana del Inventario de Ansiedad de Beck: Propiedades psicométricas. *Revista Mexicana de Psicología.* 2001;18(2):211-8.
26. Jurado S, Villegas ME, Méndez L, Rodríguez F, Loperena V, Varela R. La estandarización del Inventario de Depresión de Beck para los residentes de la ciudad de México. *Salud Ment (Mex).* 1998; 21:26-31.
27. Watson D, Clark LA, Tellegen A. Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *J Pers Soc Psychol.* 1988;54:1063-70.
28. Robles R, Páez F. Estudio sobre la traducción al español y las propiedades psicométricas de las Escalas de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) [Study on the translation into Spanish and psychometric properties of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS)]. *Salud Ment (Mex).* 2003;26:69-75.
29. Crittendon J, Hopko DR. Assessing worry in older and younger adults: Psychometric properties of an abbreviated Penn State Worry Questionnaire (PSWQ-A). *J Anxiety Disord.* 2006; 20(8):1036-54.
30. Muthén LK, Muthén B. Mplus user's guide (Version 7). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén; 2011.
31. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling.* 1999;6:1-55.
32. Bentler PM. Comparative fit indexes in structural models. *Psychological bulletin.* 1990;107(2):238-46.
33. Hazlett-Stevens H, Ullman JB, Craske MG. Factor Structure of the Penn State Worry Questionnaire Examination of a Method Factor. *Assessment.* 2004;11:361-70.
34. Clark LA, Watson D. Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *J Abnorm Psychol.* 1991;3:316-36.
35. Topper M, Emmelkamp PMG, Watkins E, Ehring T. Development and assessment of brief versions of the Penn State Worry Questionnaire and the Ruminative Response Scale. *Br J Clin Psychol.* 2014;53(4):402-21.
36. Molina S, Borkovec TD. The Penn State Worry Questionnaire: Psychometric properties and associated characteristics. In: Davey GCL, Tallis F, editores. *Worrying: Perspectives on theory, assessment and treatment.* Chichester; Wiley; 1994. p 265-83.
37. Van der Heiden C, Muris P, Bos AER, van der Molen H, Oostra M. Normative data for the dutch version of the Penn State Worry Questionnaire. *Neth J Psychol.* 2009;65(2):69-75.
38. Pallesen S, Nordhus IH, Carlstedt B, Thayer JF, Johnsen TB. A Norwegian adaptation of the Penn State Worry Questionnaire: factor structure, reliability, validity and norms. *Scand J Psychol.* 2006;47:281-91.
39. Wuthrich VM, Johnco C, Knight A.. Comparison of the Penn State Worry Questionnaire (PSWQ) and abbreviated version (PSWQ-A) in a clinical and non-clinical population of older adults. *J Anxiety Disord.* 2014;28:657-63.