

Javier Ortuño-Sierra¹
 Lorena García-Velasco²
 Félix Inchausti³
 Martin Debbané^{4,5}
 Eduardo Fonseca-Pedrero^{6,7}

Nuevas aproximaciones en el estudio de las propiedades psicométricas del STAI

¹Department of Psychology, Universidad Loyola Andalucía, Spain
²Department of Psychology, International University of La Rioja, Spain
³Hospital Benito Menni of Elizondo, Spain
⁴Office Médico-Pédagogique, Research Unit, Department of Psychiatry, University of Geneva School of Medicine, Switzerland

⁵Research Department of Clinical, Educational and Health Psychology, University College London, United Kingdom
⁶Department of Educational Sciences, University of La Rioja, Spain
⁷Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental (CIBERSAM)

Introducción. El objetivo principal de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del *State-Trait Anxiety Inventory* (STAI¹) (Inventario de Ansiedad Estado Rasgo). Estudios previos han encontrados diferentes soluciones factoriales; sin embargo, existe una falta de consenso acerca de cuál es la mejor solución factorial que subyace a las puntuaciones del STAI.

Método. La muestra consistió en 417 participantes de los cuales 387 (29,71% hombres) eran no-clínicos ($M=35,5$ años; $DT=8,40$) y 30 (36,66% hombres) pacientes (grupo clínico $M=35,8$ años; $DT=12,94$).

Resultados. La consistencia interna estimada mediante el alfa ordinal para la puntuación total fue de 0,98 y 0,94 en las muestras no-clínica y clínica, respectivamente. De igual forma, la fiabilidad test-retest (2 semanas) para la puntuación Total fue 0,81 para la muestra no-clínica y 0,93 para la muestra clínica. Los análisis factoriales confirmatorios realizados revelaron que la estructura de cuatro factores y un modelo bifactor mostraron adecuados índices de bondad de ajuste. Asimismo, las puntuaciones del STAI mostraron correlaciones significativas con las puntuaciones del Inventario de Ansiedad de Burns (*Burns Anxiety Inventory*, Burns-A). Los resultados mostraron, de igual forma, diferencias estadísticamente significativas entre las puntuaciones medias del STAI entre la muestra no-clínica y la muestra clínica.

Conclusiones. Las propiedades psicométricas del STAI encontradas fueron adecuadas. El presente estudio contribuye a una mejor comprensión de la estructura factorial subyacente al STAI mediante el análisis de nuevas aproximaciones al estudio de su estructura interna. Los hallazgos encontrados pueden ayudar en los esfuerzos por mejorar la evaluación e identificación de los síntomas y los trastornos de ansiedad.

Palabras Clave: Ansiedad, STAI, Validación, Propiedades psicométricas, Auto-informe, Evidencias de validez

Actas Esp Psiquiatr 2016;44(3):83-92

New approaches on the study of the psychometric properties of the STAI

Introduction. The main purpose of this study was to analyze the psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory (STAI¹). Previous studies have indicated different factor solutions. Nevertheless, there is still a lack of consensus about the best dimensional internal structure of STAI scores.

Method. The sample consisted of 417 participants, composed of 387 (29.71% male) healthy participants (comparison group: $M=35.5$ years; $SD=8.40$), and 30 (36.66% male) patient (clinical group $M=35.8$ years; $SD=12.94$).

Results. The internal consistency evaluated through Ordinal Alpha was good, 0.98 and 0.94 in the non-clinical and the clinical samples, respectively. Test-retest reliability (two weeks) for Total Score was 0.81 for the non-clinical subsample, and 0.93 for the clinical subsample. Confirmatory factor analyses supported both a four factor model and bifactor model. Also, STAI scores showed statistically significant correlations with *Burns Anxiety Inventory* (Burns-A) scores. Furthermore, results showed statistically significant differences in the mean scores of the STAI between the clinical and the non-clinical subsamples.

Conclusions. The psychometric properties of the STAI were adequate. The present study contributes to better understand the STAI internal structure through the comparison of new approaches in the study of the STAI internal structure. The results found may contribute in the efforts to improve the evaluation and identification of anxiety symptoms and disorders.

Keywords: Anxiety, STAI, Validation, Psychometric properties, Self-report, Validity

Correspondencia:
 Javier Ortuño-Sierra
 Departamento de Psicología
 Universidad Loyola Andalucía
 C/ Energía Solar 1, Edificio G
 41014 Sevilla
 Correo electrónico: jortuno@uloyola.es

INTRODUCCIÓN

Entre los trastornos emocionales, la ansiedad es el más frecuente en la población general²⁻⁵, y posiblemente convertirá en una de las principales causas de discapacidad en el siglo XXI en los países europeos⁶. Por ejemplo, una investigación internacional llevada a cabo entre 2001-2003 en 14 países de América, Europa y Asia, en un total de 60.463 adultos participantes, reveló que los trastornos de ansiedad son los más frecuentes en casi todos los países, con tasas de prevalencia que van desde el 2,4% al 18,2%⁷. En otro estudio, Alonso et al.⁶, con una muestra representativa de 21.425 adultos pertenecientes a seis países europeos, encontró que la prevalencia vital para cualquier trastorno de ansiedad fue del 13,6%. La revisión de Somers et al.⁸ indica tasas interanuales de prevalencia y tasas de prevalencia a lo largo de la vida de los trastornos de ansiedad de entre el 10,6% y el 16,6%. En la misma línea, la investigación llevada a cabo por Bloom⁹ mostró que hasta un 16% de la población informó de algún problema de ansiedad.

Un aspecto esencial en los esfuerzos de identificación e intervención en los trastornos y los síntomas de ansiedad es la existencia de herramientas de evaluación con evidencias de validez y psicométricamente sólidas. El *State-Trait Anxiety Inventory* (STAI) (Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo), es un instrumento tipo auto-informe ampliamente utilizado para evaluar ansiedad estado y rasgo, tanto en población general como clínica¹⁰, siendo uno de los más utilizados entre los psicólogos españoles¹¹. El STAI ha sido traducido a más de 40 idiomas. La adaptación española se realizó a través del trabajo de Bermúdez^{12,13}. El STAI está compuesto por dos subescalas. Cada una de las subescalas (rasgo y estado) se compone de 20 ítems. Existen diferentes estudios en la literatura previa que analizan las propiedades psicométricas de las puntuaciones STAI en cuanto a la consistencia interna, la fiabilidad test-retest, y distintas evidencias de validez¹⁴⁻²⁰.

Diferentes estudios que analizan la estructura interna de las puntuaciones STAI han encontrado una estructura tridimensional (ansiedad estado positivo, ansiedad estado negativo y ansiedad rasgo)^{16,20,21}. Otros trabajos señalan que la estructura dimensional del STAI puede estar determinada por la naturaleza de los ítems^{18,19}. El STAI tiene elementos formulados tanto en un positivo como de manera negativa, con el fin de evitar el efecto de aquiescencia. Como resultado, las estructuras tridimensionales podrían responder a un artefacto estadístico o sesgo de medida, cuestionando su validez empírica^{18,19}. En este sentido, algunos investigadores sugieren un modelo de dos factores y dos métodos diferenciados, donde la ansiedad estado y rasgo serían los constructos y la polaridad positiva y negativa los métodos¹⁹. Esta estructura factorial ha recibido apoyo en diferentes estudios previos^{17,22,23}. Conviene señalar que la mayoría de los estudios encontrados en la literatura que analizan la estructura inter-

na del instrumento se llevaron a cabo considerando las respuestas de los participantes a los ítems se encuentran en una escala de medida de tipo continuo y, por lo tanto, utilizan el estimador de máxima verosimilitud (*Maximum Likelihood Method*). Sin embargo, el STAI se administra con un formato de respuesta tipo *Likert* de cuatro opciones, motivo por el cual los datos pueden ser considerados como ordinales.

Recientemente se han propuesto nuevos modelos factoriales para analizar la estructura interna del STAI. En este sentido, el modelo bifactor ha revelado un mejor ajuste a los datos¹⁴ en el caso del factor ansiedad rasgo. El modelo bifactor incorpora un factor general que subyace a todas las variables (por ejemplo, ansiedad general), así como un factor específico para cada variable; por otra parte, el modelo bifactor permite incluir factores de grupo no correlacionados (por ejemplo, ansiedad-rasgo, ansiedad-estado). Las diferentes variables pertenecientes a los posibles factores, dentro del modelo bifactor, no están subsumidos por el factor general (por ejemplo, la afectividad negativa), y los distintos factores se conceptualizan como no correlacionados y diferentes, dada la presencia del factor general que representa toda la covarianza entre los elementos en el modelo²⁴. Los investigadores han comenzado a someter a prueba el modelo bifactor en el estudio de constructos psicológicos y han descubierto, recientemente, que los modelos bifactor podrían representar adecuadamente dichos constructos²⁴. Hasta la fecha, pocos estudios han estudiado la adecuación del modelo bifactor con el fin de explicar la dimensionalidad de las puntuaciones del STAI. Por ejemplo, Bados et al.¹⁴ encontraron que un modelo bifactor explicaba mejor la estructura tridimensional de la dimensión de ansiedad-rasgo.

Como se puede observar, los resultados son contradictorios y todavía se necesitan nuevos estudios con el fin de capturar la estructura dimensional subyacente a las puntuaciones del STAI. Debido al hecho de que los trabajos previos consultados han considerado los datos como continuos, se precisan nuevos estudios que atiendan a la naturaleza categórica de los datos. Además, nuevas aproximaciones metodológicas, como es el caso del modelo bifactor, no han sido ampliamente analizadas y podrían ayudar a comprender la estructura interna de las puntuaciones del STAI. Por otra parte, es interesante para obtener nuevas evidencias de validez del STAI el hecho de analizar muestras clínicas y no-clínicas de la población. Asimismo, es importante analizar la relación del STAI con otros instrumentos de medición con el propósito de recabar nuevas fuentes de validez. Dentro de este marco de investigación, el objetivo principal del presente trabajo fue estudiar las propiedades psicométricas del STAI en población clínica y no-clínica. Con este fin se estudió: a) la consistencia interna de las puntuaciones del STAI mediante alfa ordinal y test-retest, b) la estructura factorial de las puntuaciones STAI usando análisis factoriales de tipo confirmatorio y teniendo en cuenta tanto los datos como

ordinales como continuos, c) la relación entre el Inventario de Ansiedad Burns-A²⁵ y las puntuaciones STAI, y d) la validez discriminante del instrumento analizando la relación entre las submuestras clínica y no-clínica. Se hipotetiza que el modelo bifactor y el modelo de cuatro factores presentarán mejores índices de bondad de ajuste. Asimismo se hipotetiza que las puntuaciones STAI mostrarán niveles adecuados de consistencia interna así como de estabilidad en ambas muestras. Además, las puntuaciones del STAI se asociarán a otras medidas de ansiedad (por ejemplo, el Burns-A) y el grupo no-clínico revelará puntuaciones más bajas que el grupo clínico en las puntuaciones medias del STAI.

MÉTODO

Participantes

La muestra final de conveniencia comprendió un total de 417 adultos no-clínicos y clínicos. Los participantes se ofrecieron como voluntarios para participar en el estudio. La muestra no-clínica estuvo compuesta por 387 adultos, 115 eran varones (29,72%). Las edades de los participantes oscilaron entre 18 y 72 años ($M=35,47$ años; $DT=8,4$). Los participantes pertenecieron a diferentes regiones españolas, con más participación de La Rioja (30,23%), seguida de Cataluña (28,42%) y Madrid (13,96). Atendiendo al nivel de estudio, un 77,26% tenían estudios universitarios, un 16,02% estudios profesionales y un 4,6% estudios de educación secundaria. El muestreo inicial estaba formado por 429 participantes, eliminando aquellos participantes que estaban tomando algún tipo de medicamento para la ansiedad ($n=30$) y aquellos que obtuvieron puntuaciones atípicas en el STAI ($n=12$). La muestra clínica estuvo compuesta por 30 participantes que en el momento del estudio fueron diagnosticados con algún trastorno de ansiedad según los criterios del manual DSM-IV²⁶. Los participantes en esta submuestra completaron los cuestionarios antes de iniciar la intervención en el Centro de Psicología Barcelona BCN, 11 eran varones (36,66%). Las edades de los participantes oscilaron entre 18 y 61 años ($M=35,8$ años; $DT=12,94$). Todos los participantes estaban viviendo en Cataluña. Atendiendo al nivel de estudio, un 70% tenían estudios universitarios, un 23,33% estudios profesionales y un 6,6% estudios de educación secundaria. En el momento de la investigación, 14 participantes (46,66%) estaban tomando algún tipo de medicamento para la ansiedad.

Instrumentos

Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI)^{1,22}. El STAI es un cuestionario tipo auto-informe compuesto por 40 ítems desarrollado con el objetivo de evaluar los dos tipos de

ansiedad: ansiedad estado (condición emocional transitoria), cuyo marco de referencia es el "ahora, en este momento" (20 ítems), y ansiedad rasgo (condición emocional relativamente estable), cuya referencia marco es "en general, en la mayoría de las veces". El STAI tiene un formato de respuesta tipo *Likert* con cuatro opciones (0=casi nunca/nada; 1=algunos/algunas veces; 2=bastante/a menudo; 3=mucho/casi siempre). La puntuación en cada subescala oscila entre 0 y 60. El STAI es un instrumento ampliamente utilizado para la evaluación de la ansiedad estado y ansiedad rasgo en población no-clínica y clínica, siendo uno de los más utilizados entre psicólogos clínicos¹¹. En el presente estudio se ha utilizado la versión X del STAI. La versión española STAI ha mostrado adecuados niveles de consistencia interna para la puntuación total²¹. Además, se ha informado de evidencias de su estructura interna para el modelo de tres y cuatro dimensiones^{17,21}.

*Inventario de Ansiedad Burns (Burns-A)*²⁵. El Burns-A es un instrumento de medición compuesto por 33 ítems que evalúan síntomas de ansiedad. El Burns-A consta de tres subescalas: sentimientos ansiosos (6 ítems), pensamientos ansiosos (11 ítems) y síntomas físicos (16 ítems). Los sentimientos ansiosos se definen como "la ansiedad, el nerviosismo, el miedo o la preocupación". Los pensamientos ansiosos incluyen "dificultades para concentrarse o el miedo a estar solos, aislados forman los demás o ser abandonado". La subescala síntomas físicos está compuesto por 16 ítems, incluyendo "el dolor, la opresión o constricción torácica", entre otros. Los participantes tienen que responder acerca de la forma en que han experimentado o les ha afectado cada síntoma en los últimos días, en un formato responden tipo *Likert* con cuatro opciones de respuesta (desde 0=nada a 3=mucho). La suma de todos los elementos forma la puntuación Total de ansiedad. Una puntuación de 0 a 4 indica ansiedad mínima, mientras que una puntuación de 55-99 indica ansiedad extrema. La versión en español del Burns-A, cuyas propiedades psicométricas han sido previamente analizadas²⁷ ha sido utilizada en la presente investigación.

Procedimiento

El método de muestreo varió de acuerdo a cada una de las submuestras. De esta manera, la submuestra no-clínica se obtuvo a través de la utilización de las nuevas tecnologías de la información y de la comunicación. Se solicitó colaboración en el estudio a través de diferentes medios de comunicación (redes sociales, chats y correo electrónico). De cada participante se recogieron datos sociodemográficos y consentimiento por escrito y, además, a todos ellos se les asignó un código. Como criterios de inclusión para la muestra total, los participantes tenían que ser españoles y mayores de 18 años. Por lo que respecta a la muestra no-clínica, los participantes no podían estar diagnosticados de cualquier tras-

torno de ansiedad, mientras que para la muestra clínica, los participantes tenían que tener un diagnóstico de un trastorno de ansiedad en el Centro de Psicología BCN. El Centro de Psicología (BCN) es un centro especializado en la evaluación clínica, diagnóstico y tratamiento de niños, adolescentes y población adulta.

Análisis de datos

En primer lugar, se calcularon los estadísticos descriptivos de las subescalas del STAI. Además, el alfa ordinal se calculó como estimación de la consistencia interna de las puntuaciones del STAI en ambas submuestras. El alfa ordinal es conceptualmente equivalente al alfa de Cronbach y resulta más adecuado para los datos dicotómicos y ordinales²⁸. Además, se analizó la fiabilidad test-retest en ambas submuestras mediante el coeficiente de correlación intraclass (CCI). Se solicitó a los participantes de la muestra que completaran de nuevo el STAI, 15 días después de haber sido administrado por primera vez. En la muestra no-clínica, 186 participantes participaron en el retest, mientras que todos los participantes de la muestra clínica completado por segunda vez el STAI.

En segundo lugar, con el objetivo de analizar la estructura interna del STAI, diferentes modelos fueron sometidos a prueba por medio de análisis factoriales confirmatorios (AFC). El primer modelo sometido a prueba fue un modelo de unifactorial (modelo 1). Este modelo es el más parsimonioso y, además, expresa la hipótesis de una única dimensión subyacente a las puntuaciones del STAI, en lugar de dos dimensiones independientes. En segundo lugar, un modelo bidimensional con ansiedad estado y ansiedad rasgo como dos dimensiones separadas se sometió a prueba (modelo 2). Una estructura tridimensional o mixta (ansiedad estado positivo, ansiedad negativa del estado y ansiedad rasgo) (modelo 3)^{16,20,21} fue también analizada. Además, la estructura de cuatro dimensiones fue también estudiada (modelo 4)^{17,22,23}. Atendiendo a los nuevos enfoques en la investigación acerca de los modelos factoriales de ansiedad, se decidió estudiar un modelo bifactor. Dentro de este enfoque se sometieron a prueba dos modelos diferentes. Por un lado, un modelo bifactor que atendiera al contenido de los ítems, compuesto, por lo tanto, por dos dimensiones diferentes (ítems positivos y negativos), además de un factor general (modelo 5). Por otro lado, se sometió a prueba un modelo bifactor incluyendo la dimensión ansiedad estado, rasgo y un factor general (modelo 6).

Debido a la naturaleza categórica de los datos, se utilizó el estimador WLSMV para la estimación de los parámetros²⁹. Con el objetivo de comparar la adecuación de los diferentes estimadores, también se estimaron los parámetros con los datos considerados como continuos, por medio del método

de máxima verosimilitud MLM. Se utilizaron los siguientes índices de bondad de ajuste: Chi-cuadrado (χ^2), *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) (90% intervalo de confianza), y *Weighted Root Mean Square Residual* (WRMR) en el caso del WLSMV (datos ordinales) y *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) para MLM (datos continuos). Para alcanzar un buen ajuste de los datos al modelo, los valores del CFI y TLI deben ser superiores a 0,95 y los valores de RMSEA deben ser inferiores a 0,08 para un ajuste razonable y por debajo de 0,05 para un buen ajuste^{30,31}. Para el WRMR valores 1 se han sugerido como indicativo de ajuste modelo adecuado mientras que para el SRMR se recomienda un valor de corte cerca de 0,08 o inferior^{31,32}. Con el fin de comparar el ajuste del modelo entre los diferentes modelos, es posible utilizar la opción DIFFTEST del Mplus cuando los modelos a comparar son anidados. Sin embargo, en este caso los modelos no pueden ser considerados como anidados, por lo que se no se empleó esta opción.

En tercer lugar, se estudiaron diferentes evidencias de validez con otras variables externas. Se analizó la asociación entre el STAI y el Burns-A través de correlaciones de Pearson. Además, con el fin de recabar nuevas fuentes de evidencia de validez, se realizó un ANOVA entre las submuestras no-clínica y clínica, teniendo en cuenta las diferentes subescalas y la puntuación Total del STAI. Debido a la disparidad de las submuestras, se seleccionó una muestra aleatoria de $n=45$ de la submuestra no-clínica. Para este fin se utiliza el programa SPSS con el fin de generar una muestra aleatoria de la muestra no-clínica. Las submuestras resultaron semejantes tanto en relación con la edad ($t=0,557$; $p=0,421$) como con el género ($\chi^2=0,013$; $p=0,901$). Los análisis estadísticos se realizaron utilizando los programas SPSS 15.0³³ y Mplus 7.0³⁴.

RESULTADOS

Análisis descriptivo y fiabilidad de las puntuaciones del STAI

Los estadísticos descriptivos de las subescalas y la puntuación total del STAI en las submuestras no-clínica y clínica se recogen en la Tabla 1. Los niveles de consistencia interna, calculados mediante el alfa ordinal, fueron adecuados en ambas submuestras. Los resultados del ICC para el test-retest muestran una relación estadísticamente significativa entre las medias de las puntuaciones totales en la submuestra no-clínica con un coeficiente de 0,81 ($F(312)=9,3$, $p\leq 0,001$), y en la submuestra clínica con un coeficiente de 0,93 ($F(312)=32,4$, $p\leq 0,001$). El ICC para las subescalas STAI y puntuación Total se muestran en la Tabla 2.

Tabla 1	Estadísticos descriptivos del STAI para las muestras no-clínica y clínica									
	Muestra no-clínica (n=387)					Muestra clínica (n=30)				
	Media	DT	Asimetría	Curtosis	Alfa ordinal	Media	DT	Asimetría	Curtosis	Alfa ordinal
STAI-Estado	16,93	10,79	0,97	0,69	0,97	35,03	11,77	-0,23	-0,13	0,93
STAI-Rasgo	19,03	19,03	0,68	0,17	0,95	35,67	12,90	-0,44	-0,42	0,92
STAI-Total	35,96	35,96	0,81	0,37	0,98	70,70	20,40	-0,40	-0,22	0,94

Tabla 2	Fiabilidad test-retest de las puntuaciones del STAI en las dos submuestras			
	Muestra no-clínica (n=387)		Muestra clínica (n=30)	
	ICC	F*	ICC	F*
STAI-Ansiedad	0,73	7,0	0,86	13,0
STAI-Rasgo	0,84	10,7	0,91	31,6
STAI-Total	0,81	9,3	0,93	32,4

*Todos los ICC fueron estadísticamente significativos $p \leq 0,01$

Tabla 3	Índices de bondad de ajuste de los modelos analizados						
	Modelos	χ^2	gl	CFI	TLI	RMSEA (IC 90%)	WRMR
WLSMV (Ordinal Data)							
Un factor	3789,30	740	0,90	0,89	0,10 (0,09-0,10)	2,27	
Dos-factores	3369,27	739	0,91	0,90	0,09 (0,09-0,10)	2,06	
Tres-factores	2617,22	737	0,94	0,93	0,08 (0,07-0,08)	1,73	
Cuatro-factores	2089,24	733	0,95	0,95	0,07 (0,06-0,07)	1,48	
Bifactor (Ansiedad Estado + Ansiedad Rasgo)	2443,34	699	0,94	0,93	0,07 (0,07-0,08)	1,54	
Bifactor (Ítems Positivos + Negativos)	2569,53	700	0,94	0,93	0,08 (0,08-0,09)	1,58	
MLM (Continuous Data)							
Un factor	3423,99	740	0,72	0,70	0,09 (0,09-0,10)	1,90	0,08
Dos-factores	2971,79	739	0,76	0,75	0,08 (0,08-0,09)	1,81	0,07
Tres-factores	2257,20	737	0,84	0,83	0,07 (0,07-0,08)	1,60	0,06
Cuatro-factores	1953,88	733	0,87	0,86	0,06 (0,06-0,07)	1,39	0,06
Bifactor (Ansiedad Estado + Ansiedad Rasgo)	1982,48	699	0,87	0,84	0,07 (0,06-0,07)	2,15	0,08
Bifactor (Ítems Positivos + Negativos)	1944,89	700	0,87	0,85	0,07 (0,06-0,07)	2,31	0,09

χ^2 : Chi- cuadrado; gl: grados de libertad; WLSMV: Weighted Least Square Mean and Variance; MLM: Mean adjusted Maximum Likelihood; CFI: Comparative Fit Index; TLI: Tucker-Lewis Index; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; IC: Intervalo de Confianza; WRMR: Weighted Root Mean Square Residual; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual

Evidencias de validez basadas en la estructura interna

Los índices de bondad de ajuste para los modelos del STAI sometidos a prueba mediante AFCs se presentan en la Tabla 3. Como se puede observar, los AFCs mostraron que el modelo unidimensional tenía un pobre ajuste a los datos. Además, los modelos de dos factores, de tres factores y el bifactor (ítems positivos y negativos, modelo 5) no alcanzaron el valor 0,95 de CFI y también mostraron un RMSEA superior a 0,08. El modelo bifactor (ansiedad estado y rasgo, modelo 6) mostró un valor de CFI cercano a 0,95 (0,94), si bien el RMSEA fue inferior a 0,08. El modelo de cuatro factores mostró una adecuación razonable RMSEA (0,07), y además el valor de CFI fue 0,95. Por otra parte, como se muestra en la Tabla 3, se estudiaron los modelos se ajustan cuando los datos fueron considerados como continuos utilizando el estimador MLM. En todos los casos índices de bondad de ajuste

fueron peores en comparación con el estimador WLSMV. Por lo tanto, se decidió continuar el análisis con el estimador WLSMV.

Con el fin de determinar el mejor modelo entre el modelo bifactor (ansiedad rasgo y estado, modelo 6) y la solución de cuatro factores, no se pudo utilizar la opción DIFFTEST de Mplus ya que los modelos no pueden ser considerados como anidados. Se decidió entonces estudiar el peso y la significación estadística de cargas factoriales para cada modelo. En el caso del modelo bifactor (modelo 6), algunas cargas factoriales no fueron estadísticamente significativas ($p > 0,05$). Además, el menor peso de las cargas factoriales en el caso del modelo bifactor determinó la elección del modelo de cuatro factores como aquel que presentaba, comparativamente, un mejor ajuste a los datos. Las cargas factoriales estandarizadas para el modelo de cuatro factores se muestran en la Tabla 4. Como se puede observar, todas cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ($p \leq 0,01$)

Tabla 4 Cargas factoriales estandarizadas para el modelo de cuatro factores del STAI					
Ítems	Cargas factoriales	R ²	Ítems	Cargas factoriales	R ²
Estado Positivo			Rasgo Positivo		
1	0,80	0,65	21	0,87	0,76
2	0,83	0,69	23	0,77	0,36
5	0,80	0,66	26	0,74	0,59
8	0,67	0,68	27	0,69	0,52
10	0,84	0,59	30	0,87	0,25
11	0,83	0,72	32	0,75	0,55
15	0,86	0,45	33	0,80	0,48
16	0,87	0,84	34	0,67	0,57
19	0,84	0,71	36	0,87	0,51
20	0,87	0,69	39	0,78	0,76
Estado Negativo			Rasgo Negativo		
3	0,82	0,78	22	0,60	0,26
4	0,83	0,41	24	0,72	0,56
6	0,85	0,78	25	0,50	0,64
7	0,67	0,74	28	0,76	0,78
9	0,92	0,77	29	0,72	0,44
12	0,88	0,77	31	0,51	0,75
13	0,64	0,89	35	0,89	0,59
14	0,88	0,71	37	0,77	0,47
17	0,88	0,76	38	0,68	0,61
18	0,94	0,76	40	0,78	0,61

Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ($p \leq 0,01$)

Tabla 5		Correlaciones de Pearson entre el STAI y el Burns-A				
	Sentimientos Ansiosos	Pensamientos Ansiosos	Síntomas Físicos	Burns-A Total	STAI-Estado	STAI-Rasgo
STAI-Estado	0,63*	0,67*	0,65*	0,71*		
STAI-Rasgo	0,71*	0,74*	0,69*	0,76*	0,79*	
STAI-Total	0,74*	0,78*	0,74*	0,86*	0,95*	0,94*

* $p \leq 0,01$

Tabla 6		Comparación de puntuaciones medias entre las submuestras no-clínica y clínica			
STAI	No-clínica M (DT)	Clínica M (DT)	F	p	η^2 Parcial
Estado	16,93 (10,79)	35,03 (11,77)	77,35	$\leq 0,001$	0,16
Rasgo	19,03 (10,27)	35,67 (12,90)	20,20	$\leq 0,001$	0,15
Total	35,96 (19,94)	70,70 (20,40)	84,22	$\leq 0,001$	0,17

η^2 : eta cuadrado

oscilando entre 0,50 (ítem 25 de la dimensión rasgo, negativo) a 0,94 (ítem 18 de la dimensión estado, negativo).

Evidencias de validez: relación con variables externas y comparación de las puntuaciones medias entre los grupos

La Tabla 5 muestra la correlación de Pearson entre las subescalas de ansiedad-rasgo, ansiedad-estado y la puntuación Total del STAI y las subescalas y puntuación Total del Burns-A. Como se muestra en la Tabla 5, todas las asociaciones entre las puntuaciones fueron estadísticamente significativas. Además, se compararon las submuestras clínicas y no-clínicas a través del análisis de la varianza. Los resultados mostraron diferencias estadísticamente significativas en las puntuaciones medias entre las submuestras en el STAI-Estado ($F(417)=77,35; p \leq 0,001; \eta^2$ parcial=0,16), STAI-Rasgo ($F(415)=24,5; p \leq 0,001; \eta^2$ parcial=0,25) y en la puntuación Total ($F(415)=84,22; p \leq 0,001; \eta^2$ parcial=0,17) (ver Tabla 6).

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El objetivo principal del estudio fue analizar la calidad psicométrica de la versión española del STAI²². Por lo tanto, en este estudio se analizó la estructura interna del STAI mediante AFCs, se estimó la fiabilidad de las puntuaciones y se obtuvieron diferentes evidencias de validez. Este objetivo proporciona nueva información sobre las propiedades psico-

métricas de las puntuaciones del STAI con el fin de utilizarlo como instrumento de cribado y de evaluación de síntomas de ansiedad en poblaciones de adultos de habla hispana. Los resultados encontrados en el presente estudio indican que las puntuaciones del STAI presentan adecuadas propiedades psicométricas.

Con el fin de estudiar la consistencia interna de las puntuaciones se decidió calcular el alfa ordinal, que tiene en cuenta la naturaleza ordinal de las opciones de respuesta del STAI. Estudios previos¹⁴⁻²⁰ han utilizado el alfa de Cronbach, obteniendo valores inferiores a los encontrados en el presente trabajo. En este sentido, la utilización del alfa ordinal podría ser una variable relevante que explique estas diferencias, además de las diferencias en las características de la muestras que son objeto de comparación. El alfa ordinal, ha demostrado su utilidad para estimar la fiabilidad de las puntuaciones con mayor precisión que el alfa de Cronbach para las escalas de respuesta ordinales y dicotómicas²⁸. El hecho de que en el presente trabajo se haya empleado el alfa para datos ordinales se trata de un valor añadido. Los resultados indicaron que los valores de consistencia interna fueron adecuados en el STAI, tanto en la submuestra no-clínica como en la submuestra clínica. Los resultados obtenidos a partir del estudio del test-retest ratificaron la buena estabilidad de las puntuaciones, lo que confirma la fiabilidad del STAI para su uso tanto en poblaciones no-clínicas y clínicas.

El análisis de la estructura interna que subyace a las puntuaciones del STAI permitió constatar que el modelo de cuatro

factores y un modelo bifactor (ansiedad estado, ansiedad rasgo y un factor general que comprende los dos) fueron los que mejores se ajustaron a los datos. El modelo unifactorial y el modelo de dos factores mostraron pobres índices de bondad de ajuste (por ejemplo, RMSEA=0,10 y 0,09, respectivamente). El modelo de tres factores y el otro modelo bifactor (elementos positivos, elementos negativos y un factor general, Modelo 5) mostraron unos niveles de CFI aceptables pero los valores de RMSEA fueron superiores a 0,08. Dado que el modelo de cuatro factores y el modelo bifactor (ansiedad estado, ansiedad rasgo y un factor general) mostraron los mejores índices de bondad de ajuste, se decidió analizar las cargas factoriales para ambos modelos. El estudio de las cargas factoriales mostró algunas cargas factoriales no significativas en el caso del modelo bifactor. Específicamente las cargas de cuatro ítems en la dimensión Ansiedad-estado y dos en la dimensión Ansiedad-rasgo resultaron no estadísticamente significativas. El modelo bifactor en el que se consideraron los elementos positivos y negativos, mostró los mismos problemas en las cargas factoriales. Por esta razón, se decidió que el modelo de cuatro factores era el más adecuado en esta muestra. No obstante, el modelo bifactor mostró índices adecuados de bondad de ajuste y debe ser considerado para futuras investigaciones, debido a su posible interpretación y relevancia psicológica dentro de este constructo. Además, el modelo de cuatro factores se ha criticado porque puede estar basado en un artefacto estadístico¹⁹. Los resultados encontrados están en línea, al igual que otros estudios que señalan el modelo de cuatro factores como el más apropiado^{17,19,22,23}. Sin embargo, los índices de bondad de ajuste en algunos de los estudios previos no alcanzan valores aceptables (puntos de corte recomendados), cuestionando la posible idoneidad del modelo¹⁹.

Es necesario mencionar que las diferencias encontradas en los resultados del presente trabajo con estudios previos podría ser explicada por el hecho de que, en el presente trabajo, los datos han sido tratados considerando una escala de respuesta tipo *Likert*, mientras que los otros estudios tratan sus datos como continuos. Técnicamente, la naturaleza de los datos *Likert* es ordinal y, en consecuencia, deben ser tratados como tales (por ejemplo, las matrices de base en correlaciones policóricas, utilizar estimadores adecuados). En este sentido, el tratamiento de los datos de *Likert* como si fuera de una escala de medida continua puede conducir a sesgadas estimaciones de los parámetros³⁰, y más aún si estos presentan valores de asimetría y curtosis atípicos. En este sentido, y dado que los datos fueron tratados de forma ordinal, no resulta apropiado concluir que se ha obtenido un mejor ajuste en el modelo de cuatro factores que en estudios previos. Por ello, realizar nuevos estudios donde los datos sean tratados como ordinales podrían ser interesantes para alcanzar una mejor comparación de los diferentes modelos hipotéticos que podrían explicar la estructura dimensional del STAI.

Los resultados del análisis de las diferentes evidencias de validez con variables externas arrojaron una asociación significativa entre las puntuaciones STAI y las puntuaciones del Burns-A²⁵ en todas las subescalas y en la puntuación Total. Estos resultados apoyan la validez del STAI en relación con otras variables externas que tratan de medir el mismo constructo, y son consistentes con estudios previos que han demostrado las evidencias de validez del STAI¹⁴⁻¹⁹. La ansiedad rasgo y estado se ha relacionado, en diferentes estudios, con diferentes síntomas y problemas psicológicos tales como el estrés o la depresión³⁵. En este sentido, la detección de la ansiedad en cada una de las dimensiones del STAI podría ser relevante para la identificación de la sintomatología ansiosa y/o para mejorar las pautas de tratamiento en muestras clínicas. Además, los resultados de este estudio en relación con las fuentes de la validez discriminante, permiten apoyar, de acuerdo con estudios anteriores³⁶, la bondad del STAI para distinguir entre muestras clínicas y no-clínicas.

Los resultados del presente estudio deben interpretarse a la luz de las siguientes limitaciones. En primer lugar, hay un problema inherente en la administración de instrumentos de tipo autoinforme, con el efecto conocido de la estigmatización, la posibilidad de problemas en la interpretación de algunos ítems o la falta de introspección de algunos de los participantes, así como el impacto de la discapacidad social. Por estas razones, hubiera sido pertinente la utilización de fuentes externas de información a través de heteroinformes o entrevistas estructuradas. En segundo lugar, se utilizó la versión X del instrumento. En este sentido, la versión Y, más reciente, se considera más avanzada³⁷ y nuevos estudios sobre esta versión son aún necesarios. En tercer lugar, no se ha realizado ningún análisis estadístico para estudiar la distribución de respuesta de los ítems atendiendo a diferentes variables relevantes como el género o la edad. Por último, la muestra clínica era de tamaño reducido en comparación con la muestra no-clínica y, en consecuencia, las comparaciones entre ambos grupos y los resultados obtenidos deben ser observados con cautela. Futuros estudios deberían seguir estudiando la estructura interna del STAI con nuevos enfoques y técnicas como los Modelos de Ecuaciones Estructurales Exploratorias (*Exploratory Structural Equation Modelling, ESEM*). Además, el estudio de la invarianza de medición del STAI en función de la cultura contribuiría a una mejor comprensión de la estructura del STAI.

A pesar de las limitaciones y áreas que se podrían beneficiar de investigaciones futuras, el presente estudio constata, nuevamente, la utilidad del STAI con el fin de estudiar la ansiedad estado y rasgo en muestras no-clínicas y clínicas de la población. También tiene un valor añadido dado que es el primero, una vez revisados los estudios previos, en comparar este modelo con nuevas aproximaciones, tales como el enfoque bifactor y considerando los datos como ordinales. Además, los resultados encontrados en el presente estudio

tienen implicaciones clínicas. La comprensión de la estructura subyacente de las manifestaciones de ansiedad podría beneficiar a la evaluación clínica y la intervención de los profesionales. En base a la literatura previa y a los resultados hallados en este trabajo, parece ser que el STAI es una herramienta útil que permite la evaluación e identificación de ansiedad estado y ansiedad rasgo.

AGRADECIMIENTOS

Esta investigación ha sido financiada por el Ministerio de Ciencia e Innovación de España (MICINN) (referencia PSI2014-56114-P) y por el Instituto Carlos III, Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental (CIBERSAM) y por la Convocatoria 2015 de Ayudas Fundación BBVA a Investigadores y Creadores Culturales.

BIBLIOGRAFÍA

1. Spielberger CD, Gorsuch R, Lushene R. Manual for the State-Trait Anxiety Inventory. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist; 1970.
2. Copeland WE, Shanahan L, Costello EJ, Angold A. Childhood and Adolescent Psychiatric Disorders as Predictors of Young Adult Disorders. *Arch Gen Psychiatry*. 2009;66(7):764-72.
3. Costello EJ, Copeland W, Angold A. Trends in psychopathology across the adolescent years: What changes when children become adolescents, and when adolescents become adults? *J Child Psychol Psychiatry*. 2011;52(10):1015-25.
4. Costello EJ, Egger H, Angold A. 10-Year Research Update Review: The Epidemiology of Child and Adolescent Psychiatric Disorders: I. Methods and Public Health Burden. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*. 2005;44(10):972-86.
5. Kessler RC, Berglund P, Demler O, Jin R, Walters EE. Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Arch Gen Psychiatry*. 2005;62:593-602.
6. Alonso J, Angermeyer MC, Bernert S, Bruffaerts R, Brugha TS, Bryson H, et al. Prevalence of mental disorders in Europe: results from the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD) project. *Acta Psychiatr Scand. Suppl*. 2004;420:21-7.
7. Kessler RC, Avenevoli S, Costello EJ, Georgiades K, Green JG, Gruber MJ, et al. Prevalence, persistence, and sociodemographic correlates of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication Adolescent Supplement. *Arch Gen Psychiatry*. 2012;69(4):372-80.
8. Somers JM, Goldner EM, Waraich P, Hsu L. Prevalence and incidence studies of anxiety disorders: Review of the literature. *Can J Psychiatry*. 2006;51:100-13.
9. Bloom BL. Brief interventions for anxiety disorders: Clinical outcome studies. *Brief Treat Crisis Interv*. 2002;2:325-39.
10. Beutel ME, Bleichner F, von Heymann F, Tritt K, Hardt J. Inpatient psychosomatic treatment of anxiety disorders: Comorbidities, predictors, and outcomes. *Int J Clin Health Psychol*. 2011;11:443-57.
11. Muñiz J, Fernández-Hermida JR. La opinión de los psicólogos españoles sobre el uso de los tests. *Papeles del Psicólogo*. 2010;31:108-21.
12. Bermúdez J. Anxiety and performance. *Revista de Psicología General y Aplicada*. 1978;151:183-207.
13. Bermúdez J. Functional analysis of anxiety. *Revista de Psicología General y Aplicada*. 1978;153:617-34.
14. Bados A, Gómez-Benito J, Balaguera G. The State-Trait Anxiety Inventory, Trait Version: Does it really measure anxiety? *J Pers Assess*. 2010;92:560-7.
15. Mystakidou K, Tsilika E, Parpa E, Sakkas P, Vlahos L. The psychometric properties of the Greek version of the State-Trait Anxiety Inventory in cancer patients receiving palliative care. *Psychol Health*. 2009;24:1215-28.
16. Suzuki T, Tsukamoto K, Abe K. Characteristics factor structures of the Japanese version of the State-Trait Anxiety Inventory: coexistence of positive-negative and state-trait factor structures. *J Pers Assess*. 2000;74:447-58.
17. Guillén-Riquelme A, Buéla-Casal G. Actualización psicométrica y funcionamiento diferencial del ítem en el State Trait Anxiety Inventory (STAI). *Psicothema*. 2011;23:510-5.
18. Vautier S, Pohl S. Do balanced scales assess bipolar constructs? The case of the STAI scales. *Psychol Assessment*. 2009;21:187-93.
19. Vigneau F, Cormier S. The factor structure of the State-Trait Anxiety Inventory: an alternative view. *J Pers Assess*. 2008;90:280-5.
20. Virella B, Arbona C, Novy DM. Psychometric properties and factor structure of the Spanish version of the State-Trait Anxiety Inventory. *J Pers Assess*. 1994;63:401-12.
21. Fonseca-Pedrero E, Paino Piñeiro M, Sierra Baigrie S, Lemos Giráldez S, Muñiz Fernández J. Propiedades psicométricas "Cuestionario de Ansiedad Estado/Rasgo" (STAI) en universitarios [Psychometric properties "Anxiety State/Trait Questionnaire" in college students]. *Psicol Conductual*. 2012;20(3):547-62.
22. Spielberger CD, Gorsuch RL, Lushene RE. STAI. Cuestionario de ansiedad estado-rasgo (7ª ed. rev.). Madrid: TEA; 2008.
23. Hishinuma ES, Miyamoto RH, Nishimura ST, Nahulu LB. Differences in State-Trait Anxiety Inventory scores for ethnically diverse adolescents in Hawaii. *Cultur Divers Ethnic Minor Psychol*. 2000;6:73-83.
24. Reise SP, Moore TM, Haviland MG. Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *J Pers Assess*. 2010;92:544-59.
25. Burns DD. *Ten Days to Self-Esteem*. New York: Quill; 1993.
26. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders 4ª ed. rev. ed.* Washington, DC: American Psychiatric Association Publishing; 2000.
27. Ortuño-Sierra J, Rodríguez L, Debbané M, Fonseca-Pedrero E. Anxiety Assessment: Psychometric properties of the Spanish version of the Burns Anxiety Inventory. *Span J Psychol*. 2015 Jun 22;18:E44.
28. Zumbo BM, Gadermann AM, Zeisser C. Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *J Mod Appl Stat Meth*. 2007;6:21-9.
29. Muthén LK, Muthén BO. *Mplus User's Guide*. (5th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén; 1998-2007.
30. Brown TA. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: Guilford Press; 2006.
31. Hu LT, Bentler PM. Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling*. 1999;6(1):1-55.
32. Yu CY. *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes*. Los Angeles: University of California, Doctoral dissertation; 2002.
33. *Statistical Package for the Social Sciences. SPSS Base 15.0 User's Guide*. Chicago, IL: SPSS Inc; 2006.
34. Muthén LK, Muthén BO. *Mplus User's Guide. Seventh Edition*.

Los Angeles: Muthén & Muthén; 1998-2012.

35. López-Ibor JJ. Ansiedad y depresión, reacciones emocionales frente a la enfermedad [Evolution of anxiety and depression detected during hospitalization in an Internal Medicine service]. *An med interna*. 2007;24(5):209-11.
36. Kokanalia MK, Cavkaytara S, Guzela AI, Topçua HO, Eroğlub E, Aksakala O, et al. Impact of preprocedural anxiety levels on pain perception in patients undergoing office hysteroscopy. *J Chin Med Assoc*. 2014;77(9):477-81.
37. González-Fraile E, Domínguez-Panchón A, Fernández-Catalina P, Gonçalves-Pereira M. Las diferentes versiones del inventario de ansiedad estado-rasgo. *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2014;7(3):151-3.