

Estructura factorial del Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI) para pacientes diagnosticados con depresión

Alejandro Guillén-Riquelme,¹ Gualberto Buela-Casal¹

Artículo original

ABSTRACT

Background

Despite being one of the questionnaires to assess anxiety more employed by mental health professionals, the State Trait Anxiety Inventory (STAI) has been criticized. The main criticism is that the possible existence of a set of items to assess depression would form an independent factor.

Objective

The aim of this work is to evaluate the STAI factorization in a sample of patients diagnosed with depression.

Method

We applied the Spanish adaptation of the STAI to 266 Spanish patients diagnosed with various depressive disorders.

Results

Three underlying factors were identified in the exploratory factor analysis: state anxiety, positive trait anxiety and negative trait anxiety.

Discussion and conclusion

The factorization did not confirm the presence of specific item sets for depression, pointed above as the main criticism of this questionnaire. Furthermore, the high values of the categorical alpha, both in the factor structure obtained and the theoretical subscales, are highly reliable indications for the use of the STAI in patients diagnosed with depression.

Key words: Anxiety, depression, psychometrics.

RESUMEN

Antecedentes

Pese a ser uno de los instrumentos para evaluar ansiedad más empleados por profesionales de la salud mental, el Cuestionario de Ansiedad Estado-Riesgo (STAI, por sus siglas en inglés) ha sido objeto de críticas, entre las que destaca la posible existencia de un conjunto de reactivos que, por evaluar depresión, conformarían un factor independiente.

Objetivo

El objetivo de este trabajo es evaluar la factorización del STAI en una muestra de pacientes con diagnóstico de depresión.

Método

Se aplicó la adaptación española del STAI a 266 pacientes españoles diagnosticados con diferentes trastornos depresivos.

Resultados

Mediante un análisis factorial exploratorio, se determinaron tres factores subyacentes: ansiedad estado, ansiedad rasgo positiva y ansiedad rasgo negativa.

Discusión y conclusión

La factorización realizada no permite confirmar la presencia de conjuntos de reactivos específicos para la depresión, señalada anteriormente como la principal crítica a este cuestionario. Además, los elevados valores del alfa categórico, tanto en la estructura factorial obtenida como en las subescalas teóricas, son indicios de una elevada fiabilidad para el empleo del STAI en pacientes con diagnóstico de depresión.

Palabras clave: Ansiedad, depresión, depresivos, psicométrico.

ANTECEDENTES

En 1970 se desarrolla la primera versión comercial del State Trait Anxiety Inventory (STAI).¹ Este cuestionario se ha citado en más de 14 000 documentos de archivo y adaptado a más de 60 idiomas.² Entre las diferentes adaptaciones

realizadas se encuentra la versión española.³ En las diferentes investigaciones se ha demostrado que el STAI tiene una fiabilidad y una validez adecuadas. Estas características se mantienen en la adaptación española, que cuenta con una fiabilidad elevada, una correcta validez discriminante³ y ausencia de funcionamiento diferencial en sus reactivos.⁴ Todo

¹ Mind, Brain and Behavior Research Center (CIMCYC). Universidad de Granada, España.

Correspondencia: Alejandro Guillén-Riquelme, Mind, Brain and Behavior Research Center (CIMCYC). Universidad de Granada, Campus de Cartuja s/n, 18011 Granada, España. E-mail: agr@ugr.es

Recibido primera versión: 22 de enero de 2014. Segunda versión: 22 de abril de 2015. Tercera versión: 18 de mayo de 2015. Aceptado: 7 de julio de 2015.

ello ha propiciado que este cuestionario sea uno de los más empleados por psicólogos clínicos en España⁵ y que recientemente se haya desarrollado una versión breve validada en varias muestras.⁶ A pesar de dichas cualidades, la factorización presenta un doble problema: 1. la separación en factores diferentes de los reactivos que han sido invertidos para la corrección, de los reactivos directos; 2. saturaciones de algunos reactivos en un factor suelto con confusión entre estado y rasgo.

Diversas investigaciones conducidas con el STAI en muestras no españolas han obtenido factorizaciones diferentes, tanto en el número de factores por extraer como en los reactivos que conforman cada factor. De hecho, algunos autores defienden reducciones factoriales muy robustas con cuatro factores: ansiedad rasgo y ansiedad estado, afirmativo y negativo, respectivamente.⁷ Otros intentos más complejos señalan que algunos de los reactivos inversos generan confusión a la hora de evaluar ansiedad positiva o negativa. El ejemplo más representativo de esta línea de investigación es el trabajo de Vautier,⁸ quien concluye que diversos reactivos del STAI, pese a ser negativos, evalúan tanto presencia como ausencia de ansiedad (tanto estado como rasgo) y provocan los problemas en los análisis factoriales observados en otros trabajos.

Otros autores destacan el hecho de que el STAI correlaciona de forma notable con medidas de depresión. Uno de los métodos para comprobar esta correlación consistió en unificar los reactivos de la ansiedad rasgo con los del Cuestionario de depresión de Beck, para aplicar un análisis factorial exploratorio sobre el banco final de reactivos. Así pues, Endler et al.⁹ emplearon el STAI completo y obtuvieron un factor en que saturaron los reactivos del cuestionario de Beck, otro con los reactivos del STAI y otros reactivos de ansiedad, lo que indica que este conjunto de reactivos estaría evaluando la misma dimensión teórica. Posteriormente, Andrade et al.¹⁰ replicaron esta metodología, pero emplearon únicamente la subescala de ansiedad rasgo. En este caso se observó que los reactivos 1, 10, 15 y 16 de la subescala de ansiedad rasgo saturaban predominantemente en el factor formado por los reactivos de depresión. Finalmente, se ha estudiado la correlación directa entre el STAI y los cuestionarios de depresión, y se han obtenido correlaciones de 0.45 y superiores,¹¹ y se defiende que el contenido de algunos de los reactivos no evaluaría propiamente ansiedad, lo que constituye el primer paso para establecer la validez de contenido.¹²

Para estudiar los problemas de validez de contenido del STAI, se empleó también el análisis factorial confirmatorio a fin de establecer si el contenido de algún grupo de reactivos estaba más relacionado con diversos factores diferentes a la ansiedad. Bieling et al.¹³ determinaron que, en la subescala de ansiedad rasgo, el modelo que mejor ajuste obtuvo fue el bifactorial y que, a partir del análisis de contenido de los reactivos, uno de los factores mediría ansiedad y el otro depresión. Otra de las propuestas alternativas fue que

un grupo de reactivos permitiría evaluar afecto negativo. Siguiendo un procedimiento similar, otros autores defienden la existencia de una subescala de depresión^{14,15} o de afecto negativo general,¹⁶ entendiendo éste como un componente característico, tanto de los trastornos depresivos como de los ansiosos.¹⁷ Pese a obtener una estructura unifactorial, otros autores defienden que el STAI rasgo evaluaría el afecto negativo general.¹⁸

Pese a las críticas recibidas, cabe destacar que la mayoría de los trabajos emplean únicamente la subescala de ansiedad rasgo y utilizan muestras no clínicas. Ante la diversidad de modelos, del número de factores y de las combinaciones de reactivos defendidos, resulta difícil establecer una conclusión clara. Por ello, el objetivo de la presente investigación es analizar la factorización de STAI en una muestra de pacientes depresivos españoles. De esta forma, será posible comprobar si se encuentran las mismas factorizaciones que en población general o si, por el contrario, se observan agrupaciones de reactivos que puedan estar evaluando depresión o malestar psicológico general en lugar de ansiedad. Se espera que, pese a ser de pacientes depresivos, las factorizaciones sean iguales a las observadas en población general; es decir, dos factores de ansiedad estado y rasgo o cuatro: un modelo de ansiedad estado y rasgo, positiva y negativa, respectivamente.

MÉTODOS

Participantes

En el presente estudio participaron 266 pacientes diagnosticados con algún trastorno depresivo. Provenían de diez ciudades españolas: Alicante, Barcelona, Bilbao, Córdoba, Granada, Jaén, Madrid, Ourense, Santiago de Compostela y Valencia. De cada una de ellas se extrajo un mínimo de 5% de la muestra y un máximo de 15%. Un resumen de las principales características de la muestra se recoge en el cuadro 1.

Instrumento

Para lograr los objetivos del estudio, se aplicó la adaptación española del State-Trait Anxiety Inventory.^{1,3} Este cuestionario evalúa la ansiedad estado y la ansiedad rasgo mediante 20 reactivos para cada una, con una escala de respuesta tipo Likert de cuatro alternativas. En el caso de la ansiedad estado, la escala va de 0 (Nada) a 3 (Mucho), mientras que en la ansiedad rasgo comprende de 0 (Casi nunca) a 3 (Casi siempre). Tanto en la ansiedad rasgo como en la ansiedad estado, un porcentaje de los reactivos está invertido y evalúa bienestar o ausencia de ansiedad, mientras que el resto de los reactivos se refieren a la presencia de ansiedad. La puntuación total se obtiene mediante la suma de los reactivos tras la inversión de los que están redactados en positivo.

Cuadro 1. Descriptivos de la muestra total y por sexo

Variable	Mujeres	Hombres	Total
Frecuencia (%)	182.0 (68.4)	84.0 (31.6)	266.0 (100.0)
Edad			
Rango	18-62	18-63	18-63
Media (DT)	31.90 (10.63)	36.99 (11.66)	33.51 (11.2)
Trastorno:			
Frecuencia (% del total)			
Trast. Depresivo Mayor	122.0 (70.3)	63.0 (75.0)	191.0 (71.8)
Distimia	47.0 (25.8)	17.0 (20.2)	64.0 (24.0)
Trast. Mixto	6.0 (3.3)	3.0 (3.6)	9.0 (3.4)
Trast. Depresivos Mayor con características mixtas	1.0 (0.5)	1.0 (1.2)	2.0 (0.8)

Además del STAI, los clínicos respondieron tres aspectos: el diagnóstico principal, el criterio para su evaluación y el tiempo de tratamiento. Estas cuestiones se presentaban de forma separada del cuadernillo del paciente.

Procedimiento

Para realizar esta investigación *ex post facto* con un solo grupo,¹⁹ se redactó en primer lugar la hoja de respuesta sobre el diagnóstico tal y como se ha descrito arriba. En segundo lugar, se contactó con diversos clínicos (todos ellos psicólogos) de diez ciudades españolas para presentar el estudio y se les proporcionaron las hojas de respuesta del STAI. Los clínicos trabajaban en centros privados, hospitales y servicios sanitarios públicos. Los clínicos seleccionaron a los pacientes diagnosticados previamente con algún trastorno depresivo para que llenaran el cuadernillo. Los criterios de exclusión eran no tener como diagnóstico principal un trastorno depresivo y ser menor de edad. Los cuestionarios iban acompañados por unas instrucciones escritas para garantizar la uniformidad de la aplicación. En primer lugar, el clínico explicaba el consentimiento informado a los pacientes con el fin de que éstos entendiesen las garantías de su participación. El paciente podía llenar el cuadernillo, junto con los datos sociodemográficos, en la propia consulta o fuera de ella, y en este caso lo entregaba en la siguiente sesión. La hoja de información diagnóstica y el cuadernillo con el STAI y los datos sociodemográficos se llenaban en documentos separados para evitar que el paciente pudiese acceder a la información diagnóstica, en caso de que el terapeuta así lo deseara. Para evitar la confusión de ambos documentos entre los pacientes, se estableció un código duplicado en: a) cuadernillo y b) hoja de diagnóstico. Dicho código, a cargo del personal sanitario, garantizaba el anonimato del paciente respecto al examinador e impedía el cambio involuntario de las hojas entre los pacientes. Finalmente, los clínicos enviaron los documentos al experimentador para comenzar la corrección y el pase a la base de datos. Para redactar el manuscrito, se siguieron las recomendaciones propuestas por Hartley.²⁰

Tras la recepción de los cuadernillos, se procedió a transferir las respuestas a una base de datos. En este proceso

no se excluyó ninguno de los casos proporcionados, ya que todos cumplían con los criterios diagnósticos especificados para la selección por parte de los clínicos. En los análisis, aquellos sujetos que tenían más de 10% de las respuestas omitidas se descartaron para los análisis de las comparaciones de las puntuaciones totales.

Análisis de datos

El primer paso fue realizar un análisis factorial exploratorio. La retención del número de factores se realizó mediante un análisis paralelo. Este análisis consiste en determinar unos valores eigen, calculados a partir de una matriz generada de forma aleatoria. Estos valores se comparan con los resultantes del análisis factorial. Se mantendrán en el análisis factorial aquellos factores cuyo valor eigen (superior a uno según el criterio de Kayser) sea también superior al valor eigen obtenido con la matriz generada de forma aleatoria.^{21,22} El procedimiento de extracción fue de ejes principales y el método de rotación fue varimax, ya que ambas subescalas son teóricamente independientes, tal y como se realizó en la adaptación española original del inventario.³ Se decidió emplear un método exploratorio ya que en España no hay datos previos del funcionamiento del STAI en muestras de pacientes con diagnóstico principal de depresión. Por ello, antes de comprobar si las agrupaciones de reactivos que teóricamente no evalúan ansiedad de forma pura, era necesario evaluar si de forma exploratoria se observaban dichas agrupaciones. Para el análisis de la fiabilidad, se empleó el alfa categórico, calculado a partir de la matriz de correlaciones policóricas.²³

RESULTADOS

En primer lugar se calculó la puntuación media para ambas subescalas y se comparó si era estadísticamente superior al valor medio establecido en el manual de la adaptación española para población general. En el caso de la ansiedad estado, la media fue de 32.26 ($DT=14.4$). Al calcular las medias por sexo, la del grupo de hombres fue de 32.85 ($DT=14.3$;

comparación con la media de la adaptación española: $t_{(83)} = 10.64$; $p < 0.001$) y la de las mujeres de 31.98 ($DT=14.48$; comparación con la media de la adaptación española: $t_{(181)} = 12.73$; $p < 0.001$). En el caso de la ansiedad rasgo, la media fue de 36.41 ($DT=11.96$). Al realizar los análisis por la media del grupo de hombres, ésta fue de 36.39 ($DT=13.89$; comparación con la media de la adaptación española: $t_{(83)} = 10.64$; $p < 0.001$) la de las mujeres fue de 36.42 ($DT=12.2$; comparación con la media de la adaptación española: $t_{(181)} = 14.43$; $p < 0.001$).

En segundo lugar se realizó la media para cada uno de los trastornos depresivos (excluyendo el trastorno depresivo mayor con características mixtas, ya que únicamente había dos sujetos con dicho trastorno). En el caso de personas diagnosticadas con depresión, la media de ansiedad estado fue de 31.92 ($DT=14.40$) y la de ansiedad rasgo fue de 35.84 ($DT=11.98$). En personas con diagnóstico de distimia, la media de ansiedad estado fue de 32.7 ($DT=15.13$) y de ansiedad rasgo fue de 38.77 ($DT=12.11$). En el grupo diagnosticado con trastorno mixto de ansiedad y depresión, la media para la ansiedad estado fue de 35.78 ($DT=15.43$) y para la ansiedad rasgo de 36.67 ($DT=9.53$). Tras comprobar los supuestos, se realizó un ANOVA para comparar si las puntuaciones medias diferían según el tipo de trastorno. No se encontraron diferencias significativas en ansiedad estado ($F_{(2,254)} = 0.34$; $p = 0.713$) ni en ansiedad rasgo ($F_{(2,254)} = 1.42$; $p = 0.244$).

A continuación se realizó un análisis factorial. En primer lugar, se comprobó la adecuación de la matriz para el análisis, y se obtuvieron índices adecuados ($\chi^2[780;266] = 6.236,99$; $KMO = 0.936$). Mediante el análisis paralelo se determinó que se debían extraer tres factores. Al realizar el análisis factorial, se observó que los tres factores explicaron 52.26% de la varianza total. Al observar las comunalidades, todos los reactivos alcanzaron valores superiores a 0.25, salvo en el caso del reactivo 7 de la subescala de ansiedad rasgo. Tras ello se analizaron las saturaciones de los reactivos en cada uno de los factores. En el cuadro 2 se presenta un resumen de las saturaciones.

Por último, se realizó un análisis de fiabilidad. En el caso de los 40 reactivos el alfa de forma conjunta fue de 0.936. En este caso, únicamente el reactivo 7 de la subescala de ansiedad rasgo mejoraba este valor si era eliminado. En el caso de la ansiedad estado, el alfa era igual a 0.964. En el caso de la ansiedad rasgo, la fiabilidad fue de 0.927. Aquí se observó, de nuevo, que la eliminación del reactivo 7 mejoraba este valor (en tres milésimas). Tras estos análisis se calculó la fiabilidad de la factorización obtenida mediante análisis factorial. Así pues, en el primer factor el alfa fue de 0.96 (el reactivo 7 de la subescala de estado mejoraba el alfa en una milésima). En el segundo factor el alfa fue de 0.889 (la eliminación del reactivo 19 mejoraba una milésima ese valor) y en el tercero de los factores el alfa fue de 0.902. Cabe señalar que no hubo reactivos cuya eliminación mejorase la consistencia interna.

Cuadro 2. Matriz de saturaciones de los reactivos del STAI en cada uno de los factores del análisis factorial

Reactivo	Factor		
	1	2	3
Estado3	0.805		
Estado12	0.791		
Estado6	0.776		
Estado4	0.766		
Estado18	0.719		
Estado14	0.661	0.317	
Estado1	0.654	0.365	
Estado15	0.637	0.488	
Estado9	0.629		
Estado13	0.564		
Estado17	0.559		0.370
Estado5	0.539	0.505	
Estado8	0.534	0.470	
Estado10	0.511	0.510	
Rasgo16		0.740	
Rasgo10		0.734	
Rasgo1		0.709	
Estado19	0.378	0.678	
Estado16	0.403	0.671	
Estado11		0.651	
Rasgo13		0.645	
Estado2	0.455	0.615	
Estado20	0.539	0.589	
Rasgo6		0.512	
Rasgo15		0.488	0.427
Rasgo19		0.442	
Rasgo4		0.434	0.423
Rasgo7			0.667
Rasgo9			0.627
Rasgo20			0.567
Rasgo17			0.558
Rasgo8		0.398	0.540
Rasgo11			0.475
Rasgo18			0.442
Estado7	0.414		0.434
Rasgo12		0.421	0.432
Rasgo14			0.387
Rasgo3		0.372	0.356
Rasgo2		0.317	0.335
Rasgo5			0.335

Nota. Se eliminaron las saturaciones inferiores a 0.3.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIÓN

Mediante estos datos se ha establecido que los depresivos alcanzan puntuaciones elevadas en lo que respecta a los niveles de ansiedad evaluados mediante el STAI. Éstas son unas puntuaciones medias significativamente diferentes a los valores obtenidos en la adaptación española del cuestionario.³ Las diferencias se ubican entre los 15 y los 20 puntos, lo cual coincide con otros estudios donde se comparan las puntuaciones medias de pacientes con trastornos depresivos (depresión mayor y trastorno mixto de ansiedad y de-

presión), observándose puntuaciones medias dentro de ese rango.²⁴ Este hecho se puede deber a dos causas: que los trastornos de ansiedad y depresión tienen una alta comorbilidad entre sí,^{25,26} por lo que es común observar correlaciones entre las puntuaciones de los instrumentos de evaluación de la ansiedad con los de depresión.²⁷ La segunda causa de esos 15-20 puntos de diferencia sería que algunos de los reactivos del STAI evalúan depresión o malestar general.^{13,14,16}

Por medio del procedimiento empleado en el presente artículo, no se puede especificar categóricamente si las puntuaciones medias de los pacientes con depresión se deben a que también sufren ansiedad o a que el STAI evalúa depresión o malestar general. Por ello, se decidió analizar la estructura factorial subyacente a los datos para verificar la similitud entre los factores extraídos de dicho análisis y los defendidos por quienes consideran que el STAI contiene subescalas de depresión, malestar general, etc. A partir de los resultados, se determinó la existencia de tres factores subyacentes. En ellos, pese a que hay cuatro de los 40 reactivos que no encajan en su factor teórico, la estructura obtenida es un modelo trifactorial, donde el primero de los factores se corresponde con la subescala de la ansiedad rasgo. La subescala de ansiedad estado se divide en dos factores: uno que aglutina a los reactivos que han sido invertidos (factor 2 en el cuadro 2) y el otro a los reactivos positivos (factor 3 en el cuadro 2). Así pues, al emplear una muestra de pacientes depresivos no se observa una agrupación estadística de los reactivos que miden predominantemente depresión u otros factores diferentes a la ansiedad rasgo. Es decir, en las estructuras factoriales exploratorias no se observa ninguna agrupación de los reactivos criticados por evaluar malestar psicológico general o depresión. Este hecho es una garantía de que el STAI evalúa ansiedad, incluso en paciente depresivos, donde su estructura factorial es muy similar a la obtenida en población general.³ Además de ello, al igual que en la adaptación española original,³ varios reactivos saturan en ambos factores. Este hecho, si bien va en contra de la base teórica del STAI, donde se afirma que ambas escalas son independientes entre sí, es común en algunas factorizaciones.

En resumen, al observar la factorización obtenida en la muestra de depresivos, no se detecta agrupación alguna de los reactivos que teóricamente miden depresión^{13,14} o afecto negativo.^{16,28} Sin embargo, tanto en las saturaciones como en el caso de los análisis de fiabilidad hay cinco reactivos en que se observan problemas en los análisis, de los cuales el reactivo 7 de la subescala de ansiedad rasgo es el más conflictivo. En este caso, este reactivo no satura por encima de 0.3 en ninguno de los factores teóricos y su eliminación mejora el alfa de Cronbach en todos los factores de los que forma parte. El contenido del reactivo 7 (“Soy una persona tranquila, serena y sosegada”) hace referencia a que la persona esté normalmente calmada, lo que se vincula principalmente con ausencia de ansiedad, pero también podría relacionarse con el bienestar psicológico. El otro problema

de este reactivo es que, al tener tres adjetivos, éstos pueden confundir al sujeto evaluado, provocando que sólo tenga en cuenta uno de ellos o que dé incluso una respuesta aleatoria sin conexión alguna con el contenido del reactivo. De hecho, en psicometría se considera que “Una pregunta debe expresar una única idea”.²⁹

En lo que respecta a la fiabilidad, se puede observar que los valores del alfa categórico son excelentes en todos los casos. Éste es un dato muy relevante ya que implica que el STAI es un instrumento fiable para detectar altos niveles de ansiedad comórbida con el trastorno en pacientes depresivos. Este dato tiene sentido ya que el STAI muestra medidas de consistencia interna adecuadas tanto en la versión original^{1,30} como en la adaptación española en población general.³⁴ Además, en otros trabajos con muestras españolas, donde se evalúa la fiabilidad de la versión breve del instrumento en pacientes españolas con intubación respiratoria, la fiabilidad es excelente,³¹ y lo mismo ocurre con adolescentes y universitarios.⁶

En este artículo se aporta nueva evidencia del correcto funcionamiento del STAI en pacientes depresivos, aun cuando, en esta población, las puntuaciones suelen ser más elevadas que en personas sin trastornos. Lo anterior exige una prudencia extrema en su empleo con estos pacientes, ya que estas puntuaciones pueden llevar a pensar que existe un trastorno comórbido de depresión y ansiedad cuando en realidad no es así. Respecto a si esto se debe a que el STAI mide depresión o malestar general, la factorización realizada encaja con las estructuras teóricas de la versión original,¹ la adaptación española³ y estudios similares.⁸ Así pues, el presente documento aporta la evidencia de que su uso en pacientes con diagnóstico de depresión es adecuado y ofrece una nueva evidencia de su estructura factorial. Así y todo, el trabajo contiene diversas limitaciones, de las cuales la más relevante es la descompensación entre los grupos de pacientes en función del tipo de trastorno, lo que impide comparar el funcionamiento del STAI para cada uno de ellos. Investigaciones futuras deberán analizar la estructura factorial (mediante un análisis factorial confirmatorio) de forma independiente para cada uno de los trastornos depresivos y con muestras amplias de cada uno de ellos. De esta forma se recogerían nuevas evidencias para determinar si la adaptación española del STAI tiene reactivos que evalúan o no constructos diferentes a la ansiedad. Además de ello, sería interesante analizar mediante procedimientos factoriales confirmatorios si las agrupaciones teóricas de depresión y malestar general tienen mejores ajustes que la estructura obtenida en el presente estudio mediante análisis factorial exploratorio. Por último, se debiera comprobar la validez de constructo mediante las correlaciones del STAI y otros instrumentos de ansiedad en muestras de pacientes depresivos. Pese a las limitaciones descritas, la estructura subyacente a la adaptación española del STAI obtenida en la presente investigación no implica la existencia de agru-

paciones de reactivos cuyo contenido haga suponer que se evalúe depresión, afecto negativo general, etc. Este hecho ayudará a los clínicos a la hora de aplicar el cuestionario y llevar a cabo su práctica profesional.

Financiamiento

Ninguno.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

REFERENCIAS

1. Spielberger CD, Gorsuch R, Lushene R. Manual for the State-Trait Anxiety Inventory. Palo Alto: Consulting Psychologist Press; 1970.
2. Spielberger CD, Reheier EC. Assessment of emotions: Anxiety, anger, depression, and curiosity. *Appl Psychol Health Well Being* 2009;1:271-302.
3. Buela-Casal G, Guillén-Riquelme A, Seisdedos Cubero N. Cuestionario de ansiedad estado-rasgo. Octava edición. Madrid: TEA ediciones; 2011.
4. Guillén-Riquelme A, Buela-Casal A. Actualización psicométrica y funcionamiento diferencial de los ítems en el State Trait Anxiety Inventory (STAI). *Psicothema* 2011;23:510-515.
5. Muñoz J, Fernández-Hermida JR. La opinión de los psicólogos españoles sobre el uso de los test. *Pap Psicol* 2010;31:108-121.
6. Guillén-Riquelme A, Buela-Casal G. Versión breve del STAI en adolescentes y universitarios españoles. *Ter Psicol* 2013;31:293-299.
7. 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.
8. Vautier S. A longitudinal SEM approach to STAI data: Two comprehensive multitrait-multistate models. *J Pers Assess* 2004;83:167-179.
9. Endler NS, Cox BJ, Parker JDA, Bagby RM. Self-reports of Depression and State-Trait Anxiety: Evidence for differential assessment. *J Pers Soc Psychol* 1992;63:832-838.
10. Andrade L, Gorenstein C, Vieira Filho AH, Tung TC et al. Psychometric properties of the Portuguese version of the State-Trait Anxiety Inventory applied to college students: factor analysis and relation to the Beck Depression Inventory. *Brazilian J Med Biol Res* 2001;34:367-374.
11. Grös DF, Antony MM, Simms LJ, McCabe RE. Psychometric properties of the State-Trait Inventory for Cognitive and Somatic Anxiety (STICSA): Comparison to the State-Trait Anxiety Inventory (STAI). *Psychol Assess* 2007;19:369-381.
12. Delgado-Rico E, Carretero-Dios H, Ruch W. Content validity evidences in test development: An applied perspective. *Int J Clin Health Psychol* 2012;12:449-460.
13. Bieling PJ, Antony MM, Swinson RP. The State-Trait Anxiety Inventory, trait version: structure and content re-examined. *Behav Res Ther* 1998;36:777-788.
14. Bados A, Gómez-Benito J, Balaguer J. The State-Trait Anxiety Inventory, trait version: Does it really measure anxiety? *J Pers Assess* 2010;92:560-567.
15. Caci H, Baylé FJ, Dossios C, Robert P et al. The Spielberger trait anxiety inventory measures more than anxiety. *Eur Psychiat* 2003;18:394-400.
16. Hill BD, Musso M, Jones GN, Pella RD et al. A psychometric evaluation of the STAI-Y, BDI-II, and PAI using single and multifactorial models in young adults seeking psychoeducational evaluation. *J Psychoeduc Assess* 2012;XX:1-13.
17. Watson D, Clark LA, Stasik SM. Emotions and the emotional disorders: A quantitative hierarchical perspective. *Int J Clin Health Psychol* 2011;11:429-442.
18. Balsamo M, Romanelli R, Innamorati M, Ciccarese G et al. The State-Trait Anxiety Inventory: Shadows and lights on its construct validity. *J Psychopathol Behav Assess* 2013;4:475-486
19. Montero I, León OG. A guide for naming research studies in psychology. *Int J Clin Health Psychol* 2007;7:847-862.
20. Hartley J. New ways of making academic articles easier to read. *Int J Clin Health Psychol* 2012;12:143-160.
21. Patil VH, Singh SN, Mishra S, Donovan DT. Efficient theory development and factor retention criteria: A case for abandoning the 'Eigenvalue Greater Than One' criterion. *J Bus Res* 2008;61:162-170.
22. Timmerman ME, Lorenzo-Seva U. Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychol Methods* 2011;16:209-220.
23. Elosua Oliden P, Zumbo BD. Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema* 2008;20:896-901.
24. Kennedy BL, Schwab JJ, Morris RL, Beldia G. Assessment of the state and trait anxiety in subjects with anxiety and depressive disorders. *Psychiatr Q* 2001;72:263-276.
25. Beutel ME, Bleichner F, von Heymann F, Tritt K et al. Inpatient psychosomatic treatment of anxiety disorders: Comorbidities, predictors, and outcomes. *Int J Clin Health Psychol* 2011;11:443-457.
26. Amers F, van Oppen P, Comijs HC, Smit JH et al. Comorbidity patterns of anxiety and depressive disorders in a large cohort study: the Netherlands Study of Depression and Anxiety (NESDA). *J Clin Psychiatry* 2011;72:341-348.
27. Kämpfe CK, Gloster AT, Wittchen H-U, Helbig Lang S et al. Experimental avoidance and anxiety sensitivity in patients with panic disorder and agoraphobia: Do both constructs measure the same? *Int J Clin Health Psychol* 2012;12:5-22.
28. Reiss S. Trait anxiety: it's not what you think it is. *J Anxiety Disord* 1997;11:201-214.
29. Pascuali L, Sierra JC. Medidas escalares. En: Buela-Casal G, Sierra JC (directs). Manual de evaluación psicológica. Madrid: Siglo XXI de España Editores; 1997; p.193-204.
30. Barnes L, Harp D, Sik W. Reliability Generalization of Scores on the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory. *Educ Psychol Meas* 2002;62:603-618.
31. Perpiñá-Galvañ J, Richart-Martínez M, Cabañero-Martínez MJ. Fiabilidad y validez de una versión corta de la escala de medida de la ansiedad STAI en pacientes respiratorios. *Arch Bronconeumol* 2011;47:184-189.