

Original

## Propiedades psicométricas del Inventario de ansiedad estado-rasgo en población general y hospitalaria de República Dominicana



Zoilo Emilio García-Batista<sup>a,\*</sup>, Kiero Guerra-Peña<sup>a</sup>, Antonio Cano-Vindel<sup>b</sup>, Solmary Xiomara Herrera-Martínez<sup>c</sup>, Pablo Ezequiel Flores-Kanter<sup>d</sup> y Leonardo Adrián Medrano<sup>d</sup>

<sup>a</sup> Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, Santiago de los Caballeros, República Dominicana

<sup>b</sup> Universidad Complutense de Madrid, Madrid, España

<sup>c</sup> Universidad Arturo Michelena, Venezuela

<sup>d</sup> Universidad Siglo 21, Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

### INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

#### Historia del artículo:

Recibido el 11 de junio de 2017

Aceptado el 26 de septiembre de 2017

On-line el 1 de noviembre de 2017

#### Palabras clave:

Validez

Fiabilidad

Análisis factorial confirmatorio

República Dominicana

### R E S U M E N

**Antecedentes:** El presente estudio tiene por objetivo: *a)* examinar la estructura interna del STAI en población dominicana; *b)* verificar la consistencia interna; *c)* obtener evidencias de validez de criterio correlacionando las puntuaciones del STAI con depresión, y *d)* comparar las puntuaciones del STAI en población general y hospitalaria, examinando su capacidad discriminativa.

**Método:** Para la validación del STAI se utilizó una muestra de 1,034 participantes constituida por población general ( $n = 792$ ) y hospitalaria ( $n = 242$ ) de Santiago de los Caballeros, República Dominicana.

**Resultados y conclusiones:** Los resultados avalan una solución factorial de 2 factores denominados ansiedad presente y bienestar. Esta solución da cuenta de adecuados índices de ajuste y consistencia interna aceptable y óptima. Por otra parte, los análisis de validez mediante comparación de grupos permiten corroborar que la escala distingue adecuadamente entre población general y psiquiátrica. Finalmente, se encuentran correlaciones fuertes entre la ansiedad y los niveles de depresión.

© 2017 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

## Psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory in the general and hospital population of the Dominican Republic

### A B S T R A C T

**Background:** The present study aims to: *a)* examine the internal structure of STAI in the Dominican population; *b)* verify internal consistency; *c)* obtain evidence of criterion validity by correlating STAI scores with depression, and *d)* compare STAI scores in general and hospital population, to examine their discriminative capacity.

**Method:** For the validation of the STAI scale, a sample of 1034 participants from the general ( $n = 792$ ) and hospital ( $n = 242$ ) population of Santiago de los Caballeros, Dominican Republic.

**Results and conclusions:** The results support a factorial solution of two factors, namely present anxiety and well-being. This solution provides adequate index of fit and optimum internal consistency. On the other hand, validity analyses through group comparison allowed us to confirm that the scale adequately distinguishes between general and psychiatric populations. Finally, there are strong correlations between anxiety and depression levels.

© 2017 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

#### Keywords:

Validity

Reliability

Factorial confirmatory analysis

Dominican Republic

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [zoiloegarcia@gmail.com](mailto:zoiloegarcia@gmail.com) (Z.E. García-Batista).

## Introducción

La ansiedad es un elemento central en la psicopatología, encontrándose presente en la mayor parte de los trastornos psicológicos y somáticos. De hecho, los trastornos de ansiedad se ubican entre los desórdenes psiquiátricos más prevalentes y se estima que un octavo de la población mundial padece alguno (Bouayed, Rammal y Soulimani, 2009).

Según Spielberger (1972), la ansiedad puede ser conceptualizada como rasgo y estado. Mientras el estado de ansiedad refiere a un estado emocional determinado por las circunstancias ambientales o la situación del momento, el rasgo de ansiedad da cuenta de una respuesta afectiva que tiende a presentarse con independencia de la situación, más asociada a una característica de personalidad (García-Batista, Cano-Vindel y Herrera-Martínez, 2015).

De esta conceptualización proviene el Inventario de ansiedad estado-rasgo (State-Trait Anxiety Inventory [STAI]). Este instrumento fue desarrollado por Spielberger, Gorsuch y Lushene (1970), ha sido citado en más de 14.000 estudios (Guillen-Riquelme y Buela-Casal, 2015) y cuenta con más de 60 adaptaciones (Buela-Casal, Guillén-Riquelme y Seisdedos, 2011).

Las propiedades psicométricas del STAI han sido examinadas en muestras españolas y latinoamericanas, mostrando resultados favorables en cuanto a la consistencia interna, estabilidad y validez de criterio. Según el metaanálisis desarrollado por Guillén-Riquelme y Buela-Casal (2014), el STAI cuenta con indicadores de fiabilidad elevados (valores  $\alpha$  de .87 y .93). Un estudio más reciente (Ortuño-Sierra, García-Velasco, Inchausti, Debbané y Fonseca-Pedrero, 2016) corrobora la consistencia interna (valores  $\alpha$  comprendidos entre .94 y .98) y estabilidad del STAI (valores  $r$  comprendidos entre .81 y .93) en población general y clínica. La estructura factorial constituye el aspecto más controvertido del STAI (Guillen-Riquelme y Buela-Casal, 2015). Las dimensiones originalmente propuestas de estado de ansiedad presente y ausente (o estado de bienestar) y el rasgo de ansiedad presente y ausente (o rasgo de bienestar) han sido corroboradas en diferentes investigaciones (Bartholomeu, Montiel, Machado y Marín, 2014; Guillén-Riquelme y Buela-Casal, 2011; Hishinuma et al., 2000; Vera-Villarroel, Celis-Atenas, Córdova-Rubio, Buela-Casal y Spielberger, 2007;). Sin embargo, otros estudios han verificado el ajuste de modelos diferentes, como son el unidimensional (Kaippera, Chachamovich, Loayza Hidalgo, Silva Torres y Caumo, 2010), de 2 factores (Castro, 2016) o trifactorial (Fonseca-Pedrero, Paino, Sierra-Baigríe, Lemos-Giráldez y Muñiz, 2012; Guillén-Riquelme y Buela-Casal, 2015). Recientemente, se han propuesto nuevos modelos factoriales para analizar la estructura interna del STAI, indicando que el modelo bifactor presenta un mejor ajuste tanto para el factor de ansiedad estado como para el de ansiedad rasgo (Bados, Gómez-Benito y Balaguera, 2010; Ortuño-Sierra, García-Velasco, Inchausti, Debbané y Fonseca-Pedrero, 2016).

A pesar de su amplio uso a nivel mundial, el STAI no posee estudios de validación en muestra dominicana, por lo que se desconoce su adecuación psicométrica para esta población. Tal como informan la Organización Panamericana de la Salud y la Organización Mundial de la Salud (2008), en República Dominicana ha sido escaso el desarrollo de la investigación en relación con la salud mental. La ausencia de estudios empíricos en este campo puede ser atribuida a la inexistencia de instrumentos psicométricos debidamente validados. En efecto, se desconoce si las puntuaciones del STAI constituyen medidas válidas y confiables para la evaluación de la ansiedad rasgo-estado en población general y hospitalaria de República Dominicana. Tomando esto en consideración, el presente estudio tiene por objetivo: a) examinar la estructura interna del STAI en población dominicana; b) verificar la consistencia interna; c) obtener evidencias de validez de criterio correlacionando las puntuaciones del STAI con depresión, y d) comparar las

puntuaciones del STAI en población general y hospitalaria, para examinar su capacidad discriminativa.

## Método

### Participantes

Para realizar el estudio se trabajó con muestras de población general ( $n = 792$ ) y hospitalaria ( $n = 242$ ) de la ciudad de Santiago de los Caballeros, República Dominicana. La muestra total quedó conformada por 467 hombres (45.2%) y 567 mujeres (54.8%), con edades comprendidas entre los 18 y los 82 años (media = 31.51;  $DE = 15.83$ ). En cuanto a los datos sociodemográficos de la población general, la misma quedó conformada por un 45.6% de hombres y un 54.4% de mujeres, con edades comprendidas entre los 18 y los 80 años (media = 26.89;  $DE = 11.09$ ). La población hospitalaria quedó conformada por un 43.8% de hombres y un 56.2% de mujeres, con edades comprendidas entre los 18 y los 82 años (media = 46.62;  $DE = 19.23$ ). Finalmente, dentro de la población hospitalaria, se incluye una submuestra de pacientes que asistían al servicio de psiquiatría ( $n = 85$ ) con diagnóstico de fobia específica ( $f = 41$ , 16.94%) y trastorno de pánico ( $f = 44$ , 18.18%).

### Instrumentos

**STAI.** Este cuestionario evalúa la ansiedad estado y la ansiedad rasgo mediante 20 reactivos para cada una, con una escala de respuesta tipo Likert de 4 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 (Guillen-Riquelme y Buela-Casal, 2015).

**Inventario de depresión de Beck II (BDI-II;** Beck, Steer y Brown, 1996). Instrumento de autoinforme basado en los síntomas descritos por el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Desórdenes Mentales (DSM-IV; American Psychiatric Association, 2000), que posibilita la medición de la severidad depresiva. La versión utilizada del inventario consiste en 21 ítems, en los cuales se presentan 4 opciones de respuesta en una escala de 0 a 3. Se trata de una escala ampliamente utilizada a nivel mundial que ha demostrado índices adecuados de fiabilidad, así como evidencias de validez. En el presente estudio se utilizó la versión validada del BDI-II para la población dominicana (García-Batista, Guerra-Peña, Cano-Vindel, Herrera-Martínez y Medrano, 2017).

### Procedimiento y análisis de datos

Los instrumentos fueron aplicados de manera presencial por un equipo entrenado específicamente para estos fines y luego de que los participantes brindaran su consentimiento informado. Una vez recabados los datos, los mismos fueron cargados en el programa estadístico IBM, SPSS versión 20. Para efectuar los análisis estadísticos, se consideraron por separados los ítems correspondientes a la escala de ansiedad estado (20 ítems) y ansiedad rasgo (20 ítems), tal como se reporta en investigaciones previas (Bartholomeu et al., 2014; Kaippera et al., 2010; Shek, 1991; Vera-Villarroel et al., 2007).

Debido a la inconsistencia observada en la literatura en relación con la cantidad de factores subyacentes, se comparó mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) los 3 modelos teóricos con mayores evidencias: a) modelo unifactorial, que integra todos los ítems en un único factor; b) modelo de 2 factores, que contempla

un factor de ansiedad presente y otro de bienestar, y, finalmente, c) modelo bifactor, el cual agrega a los factores precedentes un factor general ortogonal. Luego de determinar el cumplimiento del supuesto de normalidad multivariada y utilizando el programa AMOS 20, se efectuó el AFC utilizando el método de estimación de máxima verosimilitud. Par el caso de la ansiedad estado el valor de normalidad alcanzado estuvo en el límite superior de lo considerado adecuado (valores iguales o inferiores a 70 en curtosis multivariada; [Rodríguez y Ruiz, 2008](#)), razón por la cual se optó por complementar los análisis con el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados. Tal como indica la literatura, se utilizaron múltiples indicadores de ajuste. Concretamente, se consideraron el estadístico chi cuadrado ( $\chi^2$ ), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice Tucker-Lewis (TLI), el índice de bondad de ajuste (GFI) y el índice de ajuste normado (NFI). Siguiendo los criterios de [Hu y Bentler \(1999\)](#), se consideraron como puntos de corte valores comprendidos entre .05 y .08 para el índice RMSEA y valores superiores a .90 para los índices CFI, TLI, GFI y NFI. Para comparar el ajuste de los modelos se tomó en cuenta el criterio de información de Akaike (AIC).

Una vez realizado el AFC para la escala de ansiedad estado y ansiedad rasgo, se evaluó la consistencia interna de cada escala utilizando el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach y el coeficiente omega. Además, se examinó la capacidad discriminativa del STAI contrastando las puntuaciones de población general y hospitalaria mediante la prueba *t* de Student para muestras independientes. Finalmente, se realizó un estudio de validez concurrente correlacionando con *r* de Pearson las puntuaciones del STAI y los puntajes del BDI-II, esperando encontrar una relación positiva entre ansiedad y depresión, e inversa entre depresión y bienestar. Cabe mencionar que los puntajes de las distintas escalas fueron calculados usando la suma de los puntajes obtenidos en sus respectivos ítems.

**Tabla 1**  
Índices de ajustes de los modelos propuestos: ansiedad estado

Modelos	$\chi^2$	gl	GFI	CFI	TLI	RMSEA	AIC
Modelo A: un factor	990.18 <sup>*</sup>	170	.781	.794	.770	.102	1,070.18
Modelo B: 2 factores	517.70 <sup>*</sup>	167	.890	.912	.900	.067	603.70
Modelo C: bifactor	516.37 <sup>*</sup>	150	.899	.908	.883	.072	636.37
Δ Modelo A-B	472.48 <sup>*</sup>	3	.109	.118	.130	.035	466.48
Δ Modelo B-C	1.33	17	-.009	.004	.017	-.005	-32.67

<sup>\*</sup>*p* < .01.

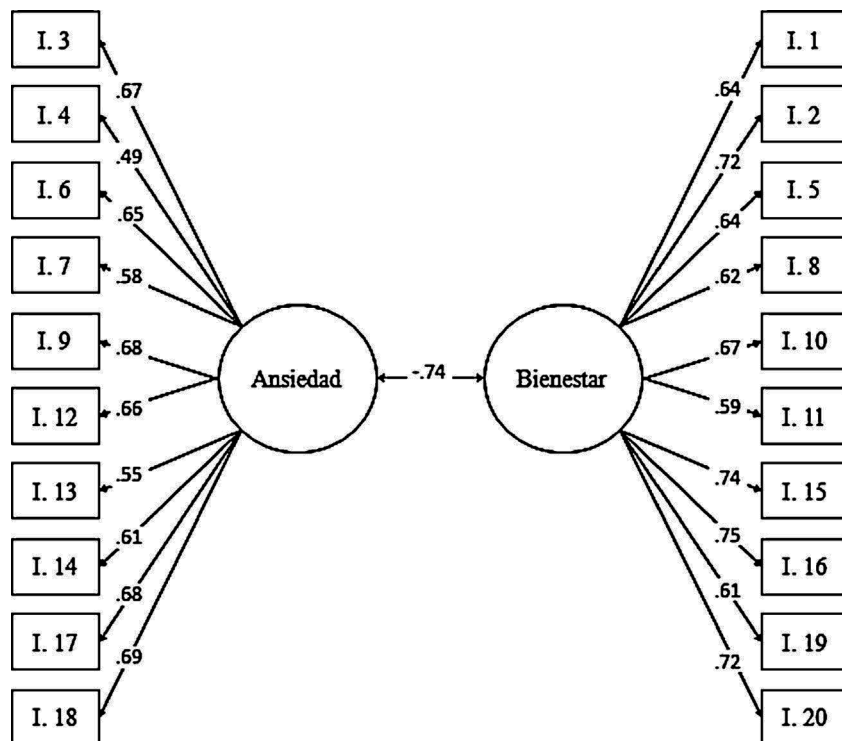
**Resultados**

*Análisis factorial confirmatorio y consistencia interna: ansiedad estado*

Con objeto de aplicar el AFC, en primer término, se verificó la normalidad multivariada. La misma dio cuenta de valores alejados de la normalidad (curtosis multivariada = 102.65). Para mejorar la distribución se constató la distancia de Mahalanobis ( $D^2$ ), detectando 41 casos atípicos, los cuales fueron eliminados logrando valores más adecuados de normalidad multivariada (curtosis multivariada = 70.40).

Posteriormente, se evaluó el ajuste de los modelos propuestos. Tal como se expone en la [Tabla 1](#), el modelo de 2 factores es el que presenta mejor ajuste ([Fig. 1](#)). Cabe mencionar, además, que en el modelo bifactor se observó que muchas cargas factoriales se vuelven no significativas, lo cual denota menor adecuación del modelo ([Ortuño-Sierra et al., 2016](#)). Finalmente, dado que la normalidad multivariada alcanzada se encontraba en el límite de lo considerado aceptable, se verificó el ajuste del modelo de 2 factores usando también el método de estimación de mínimos cuadrados, contemplando nuevamente un ajuste adecuado (GFI = .989; NFI = .984).

Al examinar la consistencia interna, se corroboran niveles óptimos y adecuados para ambas dimensiones ( $\alpha$  = .86 para ansiedad



**Figura 1.** Modelo de 2 factores: ansiedad estado. Solución estandarizada.

**Tabla 2**  
Correlación ítem-total y valor del  $\alpha$  de Cronbach si se elimina el reactivo: ansiedad estado

	Correlación ítem-total	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento
<i>Ansiedad presente</i>		
STAI3	.579	.852
STAI4	.480	.860
STAI6	.612	.850
STAI7	.531	.857
STAI9	.643	.846
STAI12	.625	.848
STAI13	.524	.856
STAI14	.577	.852
STAI17	.631	.847
STAI18	.596	.851
<i>Bienestar</i>		
STAI1	.571	.869
STAI2	.658	.862
STAI5	.592	.868
STAI8	.502	.875
STAI10	.628	.865
STAI11	.523	.872
STAI15	.657	.862
STAI16	.666	.862
STAI19	.581	.868
STAI20	.672	.862

Análisis factorial confirmatorio y consistencia interna: ansiedad rasgo.

presente;  $\alpha = .88$  para el bienestar;  $\Omega = .86$  para ansiedad presente;  $\Omega = .89$  para el bienestar). Se calculó, además, la correlación ítem-total y los valores  $\alpha$  si se elimina cada reactivo (Tabla 2).

Luego de corroborar el supuesto de normalidad multivariada (curtosis Multivariada = 68.66), se evaluó el ajuste de los 3 modelos propuestos (Tabla 3). Tanto el modelo de 2 factores como el bifactor presentaron valores aceptables. Sin embargo, en el modelo bifactor muchas saturaciones factoriales se vuelven no significativas, lo cual denota menor adecuación del modelo (Ortuño-Sierra et al., 2016). La Figura 2 muestra las cargas factoriales obtenidas para el modelo de 2 factores.

**Tabla 3**  
Índices de ajustes de los modelos propuestos: ansiedad rasgo

Modelos	$\chi^2$	gl	GFI	CFI	TLI	RMSEA	AIC
Modelo A: un factor	526.87**	168	.891	.864	.846	.065	610.87
Modelo B: 2 factores	377.40**	167	.930	.920	.909	.050	463.40
Modelo C: bifactor	348.18**	150	.935	.925	.905	.051	468.18
$\Delta$ Modelo A-B	149.47**	1	.039	.056	.063	.015	147.47
$\Delta$ Modelo B-C	29.22*	17	-.005	-.005	.004	-.001	-4.78

\*  $p < .05$ .

\*\*  $p < .01$ .

La consistencia interna también resultó aceptable y óptima para las escalas de ansiedad rasgo. Concretamente, se observa un  $\alpha = .83$  para la ansiedad presente y un  $\alpha = .77$  para el bienestar; un  $\Omega = .82$  para ansiedad presente y un  $\Omega = .78$  para el bienestar. También se calculó la correlación ítem-total y los valores  $\alpha$  si se elimina cada reactivo (Tabla 4).

*Evidencia de validez de criterio: población general y hospitalaria*

Con el fin de obtener evidencias de validez con fuentes externas se contrastaron las puntuaciones del STAI en población general y hospitalaria, esperando encontrar puntuaciones más elevadas en esta última (Castro, 2016; Ortuño-Sierra et al., 2016). Tal como puede visualizarse en la Tabla 5, la población hospitalaria presenta valores más altos de ansiedad, siendo el tamaño del efecto entre bajo y moderado. Para el caso del bienestar, las diferencias se encuentran a favor de la población general, siendo el tamaño del efecto bajo. Estas diferencias se vuelven más fuertes cuando se compara la población general con la submuestra psiquiátrica (Tabla 6).

*Evidencia de validez concurrente: depresión, ansiedad y bienestar*

Se correlacionaron los puntajes del STAI y el BDI-II con el fin de recabar evidencias de validez concurrente. Los puntajes obtenidos son coherentes con los esperados a nivel teórico; en efecto, se obtuvieron correlaciones positivas entre las puntuaciones del BDI-I

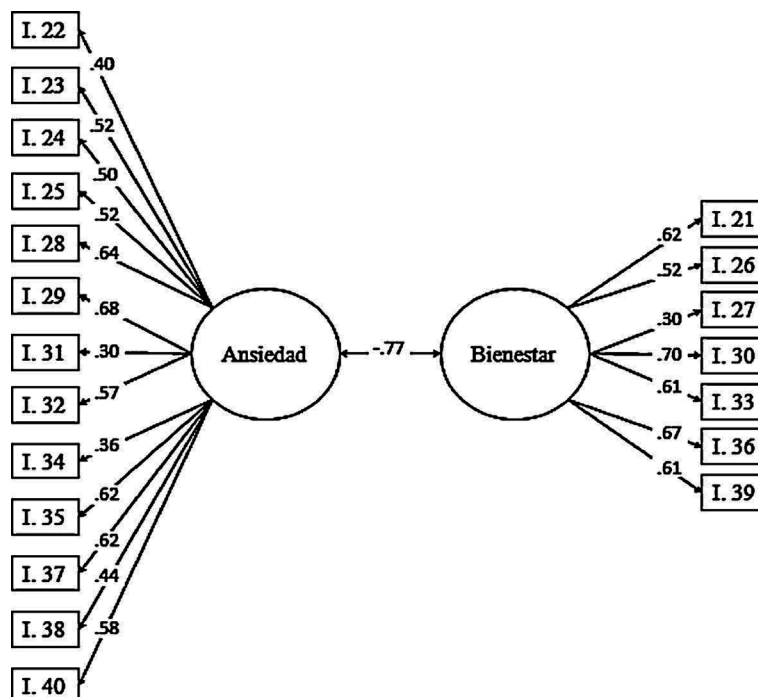


Figura 2. Modelo de 2 factores: ansiedad rasgo. Solución estandarizada.

**Tabla 4**  
Correlación ítem-total y valor del  $\alpha$  de Cronbach si se elimina el reactivo: ansiedad rasgo

	Correlación ítem-total	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento
<i>Ansiedad presente</i>		
STAIr22	.396	.828
STAIr23	.527	.820
STAIr24	.455	.825
STAIr25	.419	.827
STAIr28	.591	.816
STAIr29	.572	.816
STAIr31	.289	.836
STAIr32	.506	.821
STAIr34	.314	.835
STAIr35	.594	.816
STAIr37	.578	.815
STAIr38	.484	.823
STAIr40	.567	.816
<i>Bienestar</i>		
STAIr21	.533	.731
STAIr26	.444	.748
STAIr27	.296	.782
STAIr30	.544	.728
STAIr33	.526	.730
STAIr36	.582	.718
STAIr39	.526	.731

**Tabla 5**  
Comparación de puntuaciones del STAI entre población general (n = 791) y hospitalaria (n = 242)

	Grupos				t
	General		Hospitalaria		
	M	DE	M	DE	
Ansiedad estado	6.16	5.63	7.63	6.91	-3.01**
Ansiedad rasgo	13.33	7.08	16.67	8.16	-5.74**
Bienestar estado	19.40	6.19	17.59	7.01	3.61**
Bienestar rasgo	14.97	3.92	14.20	4.41	2.44*

DE: desviación estándar; M: media.

\*  $p < .05$ .\*\*  $p < .01$ .**Tabla 6**  
Comparación de puntuaciones del STAI entre población general (n = 791) y psiquiátrica (n = 85)

	Grupos				t
	General		Psiquiátrica		
	M	DE	M	DE	
Ansiedad estado	6.16	5.63	11.27	7.50	-6.90*
Ansiedad rasgo	13.33	7.08	19.51	6.89	-7.64*
Bienestar estado	19.40	6.19	14.72	6.48	6.57*
Bienestar rasgo	14.97	3.92	12.17	4.13	6.22*

DE: desviación estándar; M: media.

\*  $p < .01$ .

y las escalas de ansiedad, e inversas entre el BDI-II y las escalas de bienestar (Tabla 7).

## Discusión

A pesar de su amplio uso a nivel mundial, el STAI no posee estudios psicométricos que garanticen la validez y la fiabilidad de sus puntuaciones en una muestra dominicana. Tomando esto en consideración, el presente estudio se propuso como objetivos: a) examinar la estructura interna del STAI en población dominicana; b) verificar la consistencia interna; c) obtener evidencias de validez de criterio correlacionando las puntuaciones del STAI con

**Tabla 7**  
Correlación entre las puntuaciones del STAI y el BDI (N = 1,034)

	Ansiedad estado	Ansiedad rasgo	Bienestar estado	Bienestar rasgo
Depresión	.60*	.68*	-.58*	-.57*
Ansiedad estado	-	.61*	-.59*	-.47*
Ansiedad rasgo		-	-.52*	-.54*
Bienestar estado			-	.68*
Bienestar rasgo				-

\*  $p < .01$ .

depresión, y d) comparar las puntuaciones del STAI en población general y hospitalaria, para examinar su capacidad discriminativa.

Respecto a la estructura interna, se contrastaron 3 modelos para cada muestra de ítems (i.e., ansiedad rasgo y ansiedad estado): un modelo unidimensional (i.e., modelo A: todos los factores cargan en un único factor general), un modelo de 2 factores (i.e., modelo B: los ítems se agrupan en ansiedad presente y bienestar) y un modelo bifactor (i.e., modelo C: incluye los 2 factores anteriores y un factor general más ortogonal). El modelo que mostró mejores índices de ajuste fue el modelo de 2 factores correlacionados (modelo B), tanto en la muestra de ítems de la ansiedad estado como de la ansiedad rasgo.

Los resultados descritos coinciden con investigaciones previas, acordando que la solución de 2 factores es la que mejor ajusta tanto para ansiedad estado, como para ansiedad rasgo (Bartholomeu et al., 2014; Domínguez, Villegas, Sotelo y Sotelo, 2012; Guillén-Riquelme y Buela-Casal, 2011; Ortuño-Sierra et al., 2016; Vera-Villaruel et al., 2007). A pesar del acuerdo en la cantidad de factores subyacentes, aún persiste cierta controversia sobre la manera en que deben denominarse dichos factores. Mientras algunos autores prefieren la denominación «ansiedad» y «bienestar», otros optan por denominar los factores como «ansiedad presente» y «ansiedad ausente».

Al efectuar una inspección del contenido de los reactivos y tomando en cuenta el modelo bidireccional del afecto, se considera que la denominación más adecuada es la de «ansiedad» y «bienestar». El modelo bidireccional señala que el afecto positivo y negativo son dimensiones independientes entre sí, y no simplemente polos de una misma dimensión (Watson, 2000). Existe amplia evidencia en favor de este modelo como, por ejemplo, el hecho de que correlacionen de manera diferente con otras variables, e incluso que bajo ciertas circunstancias exista una coactivación del afecto positivo y negativo (Flores Kanter y Medrano, 2016; Padrós Blázquez, Soriano-Mas y Navarro Contreras, 2012). Desde este modelo, «sentirse bien» y «sentirse no ansioso» refieren a aspectos diferenciables, ya que el primero involucra al afecto positivo, mientras que el segundo implica bajo afecto negativo. Al analizar el contenido de los reactivos del STAI se observa que el segundo factor, tanto de la escala estado como rasgo, incluye ítems como «soy feliz» o «me siento alegre», los cuales refieren al afecto positivo y no simplemente a ausencia de afecto negativo. Este hecho explicaría por qué el modelo de 2 factores es el que mejor ajusta. Por lo tanto, la denominación «ansiedad presente» y «ansiedad ausente» es inadecuada, dado que estaría refiriendo a valores altos y bajos de un único factor.

En cuanto a la capacidad discriminante de la escala, la población hospitalaria presenta valores más altos de ansiedad en comparación a la población general, tal como se ha reportado en investigaciones previas (Ortuño-Sierra et al., 2016). Estas diferencias se vuelven más fuertes cuando se compara la población general con la psiquiátrica, que incluye a participantes con trastornos de ansiedad (fobia específica y ataque de pánico). Los datos son coincidentes con lo observado por Castro (2016), en donde se constató que el STAI es una prueba eficiente para la discriminación entre personas diagnosticadas con ansiedad y aquellas sin ansiedad.

Finalmente, respecto a la validez de criterio, pudo corroborarse una correlación fuerte y positiva entre la ansiedad estado y rasgo con la depresión, y una correlación fuerte y negativa entre el bienestar estado y el bienestar rasgo con la depresión. Estas correlaciones fuertes han sido reportadas en estudios precedentes (Guillen-Riquelme y Buela-Casal, 2015). Asimismo, la asociación evidenciada entre ansiedad y depresión puede explicarse en función de un componente común de afectividad negativa que se presentaría en ambos constructos (Domínguez et al., 2012).

Si bien los resultados obtenidos son promisorios, sería deseable el desarrollo de nuevas investigaciones para analizar la validez y la fiabilidad de las puntuaciones del STAI en el contexto clínico y, más específicamente, en atención primaria. En este sentido, deberían examinarse la sensibilidad y la especificidad de las puntuaciones del STAI para la detección de trastornos de ansiedad. En la misma línea, sería conveniente evaluar la estabilidad de las puntuaciones con el fin de poder utilizar el STAI como medida para la evaluación de intervenciones psicoterapéuticas o psiquiátricas.

Más allá de las limitaciones señaladas, el presente estudio da cuenta de que el STAI constituye un instrumento adecuado para la medición de la ansiedad y el bienestar en población dominicana. Contar con un instrumento adaptado a este contexto posibilitará la evaluación de programas de intervención para trastornos de ansiedad, la identificación y evaluación con fines diagnósticos, y el desarrollo de nuevas investigaciones que promuevan el desarrollo de las prácticas basadas en la evidencia en salud mental, un campo pobremente desarrollado en el contexto latinoamericano (Medrano y Moretti, 2015).

### Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

### Agradecimientos

Esta investigación contó con el apoyo del Fondo Nacional de Innovación y Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDOCYT) de República Dominicana, por tal motivo le agradecemos.

### Referencias

American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* ((4th ed., text revision)). Washington, DC: American Psychiatric Association.

Bados, A., Gómez-Benito, J. y Balaguera, G. (2010). The State-Trait Anxiety Inventory, Trait Version: Does it really measure anxiety? *Journal of Personality Assessment*, 92, 560–567.

Bartholomeu, D., Montiel, J., Machado, A. y Marín, F. (2014). Análisis de la estructura factorial del STAI-T en una muestra de deportistas brasileños. *Acta Colombiana de Psicología*, 17(2), 123–132.

Beck, A., Steer, R. y Brown, G. (1996). *Beck Depression Inventory (second edition) [Inventario de depresión de Beck (segunda edición)]*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.

Bouayed, J., Rammal, H. y Soulimani, R. (2009). Oxidative stress and anxiety. *Oxidative Medicine and Cellular Longevity*, 2(2), 63–67.

Buela-Casal, G., Guillén-Riquelme, A. y Seisdedos, N. (2011). *STAI: Cuestionario de ansiedad estado-rasgo. Adaptación española*. Madrid: TEA Ediciones.

Castro, I. (2016). Propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad: rasgo-estado (IDARE). *Revista Paian*, 7(1), 2313–3139.

Domínguez, S., Villegas, G., Sotelo, N. y Sotelo, L. (2012). Revisión psicométrica del Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (IDARE) en una muestra de universitarios de Lima Metropolitana. *Revista de Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 1, 45–54.

Flores Kanter, E. y Medrano, L. (2016). El afecto y sus dimensiones: contrastes de modelos ortogonales y oblicuos mediante análisis factorial confirmatorio de la Escala PANAS. *Liberabit*, 22(2), 173–184.

Fonseca-Pedrero, E., Paino, M., Sierra-Baigrie, S., Lemos-Giráldez, S. y Muñiz, J. (2012). Propiedades psicométricas del cuestionario de ansiedad estado-rasgo (STAI) en universitarios. *Psicología Conductual*, 20, 547–561.

García-Batista, Z., Cano-Vindel, A. y Herrera-Martínez, S. (2015). Propiedades psicométricas del inventario de situaciones y respuestas de ansiedad (ISRA) en una muestra dominicana. *Pensamiento Americano*, 8(15), 56–66.

García-Batista, Z. E., Guerra-Pena, K., Cano-Vindel, A., Herrera-Martínez, S. y Medrano, L. A. (2017). Evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de Depresión de Beck (BDI-II) en población general y hospitalaria de República Dominicana. *Artículo en preparación*.

Guillén-Riquelme, A. y Buela-Casal, G. (2011). Actualización psicométrica y funcionamiento diferencial de los ítems en el State Trait Anxiety Inventory (STAI). *Psicothema*, 23(3), 510–515.

Guillen-Riquelme, A. y Buela-Casal, G. (2014). Metaanálisis de comparación de grupos y metaanálisis de generalización de la fiabilidad del cuestionario State-Trait Anxiety Inventory (STAI). *Revista Española Salud Pública*, 88, 101–112.

Guillen-Riquelme, A. y Buela-Casal, G. (2015). Estructura factorial del cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI) para pacientes diagnosticados con depresión. *Salud Mental*, 38(4), 293–298.

Hishinuma, E. S., Miyamoto, R. H., Nishimura, S. T., Nahulu, L. B., Andrade, N. N., Makini, G. K. y Guerrero, A. P. S. (2000). Psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory for Asian/Pacific-Islander adolescents. *Assessment*, 7(1), 17–36.

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

Kaippa, M. B., Chachamovich, E., Loayza Hidalgo, M. P., Silva Torres, I. L. y Caumo, W. (2010). Evaluation of the structure of Brazilian State-Trait Anxiety Inventory using a Rasch psychometric approach. *Journal of Psychosomatic Research*, 68, 223–233.

Medrano, L. y Moretti, L. (2015). *Prácticas basadas en la evidencia: ciencia y profesión en el campo de la salud*. Córdoba: Editorial Brujas.

Ortuño-Sierra, J., García-Velasco, L., Inchausti, F., Debbané, M. y Fonseca-Pedrero, E. (2016). Nuevas aproximaciones en el estudio de las propiedades psicométricas del STAI. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 44(3), 83–92.

Padrós Blázquez, F., Soriano-Mas, C. y Navarro Contreras, G. (2012). Afecto positivo y negativo: ¿una dimensión bipolar o dos dimensiones unipolares independientes? *Interdisciplinaria*, 29, 151–164.

Rodríguez, M. N. y Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica: Revista de Metodología y Psicología Experimental*, 29, 205–227.

Shek, D. T. L. (1991). The factorial structure of the Chinese version of the State-Trait Anxiety Inventory: A confirmatory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 51, 985–997.

Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L. y Lushene, R. E. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

Spielberger, C. D. (1972). Anxiety as an emotional state. En C. D. Spielberger (Ed.), *Anxiety Behavior* (pp. 23–49). New York: Academic Press.

Vera-Villarreal, P., Celis-Atena, K., Córdova-Rubio, N., Buela-Casal, G. y Spielberger, C. (2007). Análisis preliminar y datos normativos del cuestionario de ansiedad estado-rasgo en adolescentes y adultos de la ciudad de Santiago de Chile. *Terapia Psicológica*, 25, 155–162.

Watson, D. (2000). *Mood and temperament*. New York: Guilford Press.