

## Original

# Propiedades psicométricas de la Escala *Generalized Anxiety Disorder Inventory* (GADI) para la evaluación del trastorno de ansiedad generalizada en México



Ferran Padrós Blázquez\*, Diana Hurtado Izguerra y María Patricia Martínez Medina

Facultad de Psicología, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Morelia, Michoacán, México

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

*Historia del artículo:*

Recibido el 2 de mayo de 2019

Aceptado el 7 de agosto de 2019

On-line el 18 de noviembre de 2019

*Palabras clave:*

Ansiedad

Preocupación patológica

Fiabilidad

Validez

Análisis factorial

Escala

## RESUMEN

Los trastornos de ansiedad actualmente son los trastornos mentales más frecuentes, y suponen un importante problema de salud en México, por ello es importante disponer de instrumentos para su detección. En la presente investigación se estudiaron algunas propiedades psicométricas de la escala *Generalized Anxiety Disorder Inventory* (GADI) en población universitaria de Morelia (México).

**Material y métodos:** Aplicamos la escala GADI junto a escalas que evalúan la presencia de ansiedad, preocupación patológica, sintomatología depresiva y gaudibilidad a una muestra de universitarios. Se aplicó un análisis factorial confirmatorio.

**Resultados:** Nuestros resultados corroboran la estructura de 3 factores de la versión original y de otros estudios. Se observó una elevada consistencia interna de la escala total ( $\alpha = .928$ ) y también resultó adecuada para los 3 factores. Respecto a las evidencias de validez concurrente, las correlaciones entre la escala GADI y las otras escalas fueron las esperadas. También se observó una elevada fiabilidad test-retest en un tiempo de 4 semanas.

**Conclusiones:** Los datos empíricos indican que la escala GADI presenta una validez y fiabilidad satisfactorias para población universitaria. Asimismo, se ofrecen datos descriptivos en población universitaria de Morelia (México).

© 2019 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 Generalized Anxiety Disorder Inventory (GADI) for the assessment of Generalized Anxiety Disorder in Mexico

## ABSTRACT

*Keywords:*

Anxiety

Pathological worry

Reliability

Validity

Factor analysis

Scale

Anxiety disorders are the most frequent mental disorders and they represent an important health problem in Mexico, so it is important to detect them with the use of valid assessment instruments. The goal of our study is to establish several psychometric properties of the GADI (Generalized Anxiety Disorder Inventory) in college students of Morelia (Mexico).

**Material and methods:** The GADI and other scales were applied to assess the presence of anxiety, pathological worry, depressive symptomatology and gaudibility in a sample of university students. A confirmatory factor analysis was applied.

**Results:** Our results corroborate the three factor structure of the original version and other studies. We observed a high internal consistency of the total scale ( $\alpha = .928$ ) and also was adequate for the 3 factors. Regarding the evidence of concurrent validity, the correlations between the GADI scale and the other scales were as expected. High test-retest reliability was also observed in a period of four weeks.

**Conclusions:** the empirical data indicate that the GADI presents satisfactory validity and reliability for college population. Likewise, descriptive data are offered in the university population of Morelia (Mexico).

© 2019 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

\* Autor para correspondencia.

Correos electrónicos: [fpadros@umich.mx](mailto:fpadros@umich.mx), [fpadros@uoc.edu](mailto:fpadros@uoc.edu) (F. Padrós Blázquez).

## Introducción

Los trastornos de ansiedad, actualmente, son los trastornos mentales más frecuentes. Se estima, según estudios con grandes muestras, que hasta un 33.7% de la población general padecerá un trastorno de ansiedad a lo largo de su vida (Bandelow y Michaelis, 2015). Aunque se ha estimado una menor incidencia de por vida (sobre el 14.3%) en población general de México, los trastornos de ansiedad suponen un importante problema de salud en México (Medina-Mora et al., 2003). Debe destacarse la elevada comorbilidad con otros trastornos mentales y condiciones de salud física que requieren de costosa atención sanitaria, además de que implican un gran desgaste y malestar para los pacientes (Aquin, El-Gabalawy, Sala y Sareen, 2017).

El trastorno de ansiedad generalizada (TAG) se caracteriza por un nivel de ansiedad y preocupación excesiva, en donde el individuo parece no tener control sobre este estado de constante preocupación. El TAG también requiere de la presencia de otros síntomas (3 o más) como: problemas de sueño, inquietud o nerviosismo, irritabilidad, tensión muscular, dificultades para concentrarse o tener la mente en blanco y fatiga excesiva. Los síntomas deben estar presentes en un lapso mínimo de 6 meses (APA, 2013).

Se ha estimado que el TAG tiene una prevalencia internacional (donde se incluye México) del 3.7% «alguna vez en la vida» y del 1.8 «en los últimos 12 meses» en población general (Ruscio et al., 2017). Los datos aumentan notablemente cuando se utilizan muestras de estudiantes universitarios, en las que se obtienen valores de 18.6% y de 16.7% respectivamente (Auerbach et al., 2018). Además presentan una elevada comorbilidad (81.9%), de la cual la mayoría se manifiesta con trastornos del estado de ánimo (63.0%) u otros trastornos de ansiedad (51.7%) (Ruscio et al., 2017). Debe señalarse que los niveles de ansiedad se han reportado en mayor medida en el género femenino (Arenas y Puigcerver, 2009; Serrano-Barquin, Rojas-García, Ruggero y Lopez-Arriaga, 2015).

Un aspecto importante a destacar es que solo un 49.2% de los afectados busca tratamiento, y lo suelen hacer aquellos que presentan una afección más severa (59.4%), o los que padecen comorbilidad con otros trastornos mentales (55.8%) y que viven en países de altos ingresos (59.0%) (Ruscio et al., 2017). Por ello, es importante disponer de instrumentos psicométricos válidos para detectar y medir la gravedad del TAG.

En México se dispone del Inventory de preocupación de Pensilvania (*Penn State Worry Questionnaire* [PSWQ]) elaborado por Meyer, Miller, Metzger y Borkovec (1990) y adaptado a población mexicana (Padrós-Blázquez, González-Betanzos, Martínez-Medina y Wagner, 2018) que evalúa el grado de preocupación patológica (componente principal del TAG); sin embargo, no contempla la evaluación de los síntomas somáticos necesarios para el diagnóstico. Hasta recientemente no se disponía de ningún instrumento que mostrara adecuadas propiedades psicométricas para evaluar la presencia y gravedad del TAG. Blanco, Ornelas, Barrón y Rodríguez-Villalobos (2017) han publicado algunas propiedades psicométricas del Inventory para la evaluación del TAG (GADI) desarrollado por Argyropoulos et al. (2007), el cual evalúa la presencia e intensidad de los síntomas que caracterizan al TAG.

El GADI es un instrumento que ha mostrado una estructura interna de 3 factores (síntomas cognitivos, somáticos y alteración del sueño), tanto en el estudio original de Argyropoulos et al. (2007) como en la versión canadiense (Henderson, Antony y Koerner, 2014) y en la mexicana (Blanco et al., 2017). Los factores han obtenido adecuados valores de consistencia interna, aunque en todos los casos, un poco menores en el factor alteraciones del sueño, probablemente debido a que solo consta de 2 ítems. En el estudio original (Argyropoulos et al., 2007) se ofrecen datos que indican que el GADI es una escala de utilidad en el diagnóstico del TAG. Además, en el estudio de Henderson et al. (2014) se observan

correlaciones con el PSWQ de Meyer et al. (1990) con el GAD-7 de Spitzer, Kroenke, Williams y Löwe (2006) que indican evidencias de validez concurrente adecuadas. Debe señalarse que el trabajo de Blanco et al. (2017) se realizó en población de Chihuahua (un Estado del norte de México); nótese que en México se han detectado grandes diferencias culturales entre poblaciones del norte, centro y sur que recomiendan el estudio de variables psicosociales de forma específica de cada una de las 3 zonas señaladas (Saldívar Garduño et al., 2015). Por otro lado, todavía no se ha estudiado la validez concurrente en México, asimismo en ningún estudio previo se ofrecen datos sobre la fiabilidad test-retest del instrumento. Por ello, el objetivo principal de la presente investigación fue estudiar algunas propiedades psicométricas (estructura interna, bondad de los ítems, consistencia interna, validez concurrente y fiabilidad test-retest) del GADI en población universitaria de Morelia. Asimismo, como objetivo específico se pretende ofrecer datos descriptivos sobre los niveles de sintomatología del TAG en población universitaria de Morelia.

## Material y métodos

### Diseño

Se realizó un estudio psicométrico instrumental, transversal y correlacional-explicativo (Montero y Leon, 2007).

### Participantes

El total de participantes, después de eliminar 12 por responder de forma incompleta, fue de 598 estudiantes de la Facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Respecto a las características de la muestra la edad media resultó de 21.38 (DE = 2.51), 469 (78.4%) eran mujeres y 569 (95.2%) eran solteros. Un total de 149 participaron en el re-test.

### Instrumentos

La escala GADI, objeto de estudio de la presente investigación, fue desarrollada por Argyropoulos et al. (2007) para evaluar la presencia o ausencia e intensidad de sintomatología del TAG. Es un instrumento autoaplicado de 18 ítems (tomando de referencia la redacción en versión española de García-Portilla et al., 2008) y cada ítem es valorado por el paciente de acuerdo a una escala tipo Likert de 5 grados de intensidad desde 0 a 4, tomando en cuenta que 0 es ausencia de sintomatología y 4 hace referencia al máximo grado del síntoma presente. La escala pregunta por la presencia de sintomatología en las últimas 2 semanas. La puntuación global puede oscilar entre 0 y 72 puntos. Las características psicométricas de la misma se han descrito con anterioridad.

El PSWQ de Meyer et al. (1990) consta de 16 ítems que evalúan la tendencia general a preocuparse de forma patológica, que cumple un rol importante en el TAG. Se utilizó la escala PSWQ-D (con todos los ítems directos de la versión propuesta por Nuevo Benítez, Montorio Cerrato y Ruiz Díaz (2002) que ha mostrado adecuadas propiedades psicométricas en población mexicana y el mayor índice de fiabilidad  $\alpha$  de Cronbach = .917 (Padrós-Blázquez et al., 2018).

El Inventory de ansiedad de Beck (*Beck Anxiety Inventory* [BAI]), constituido por 21 ítems que se contestan en una escala de 4 puntos (de 0 a 3), los cuales miden síntomas de ansiedad general. La adaptación mexicana fue realizada por Robles, Varela, Jurado y Pérez (2001). En población general la media resultó de 12 (DE = 9.3), sin embargo, en pacientes con trastornos de ansiedad ascendió a 36.9 (DE = 12.6), y en personas sanas de 9.7 (DE = 7.0). Las características psicométricas son adecuadas, se reportó una consistencia interna

(alfa de Cronbach) de .84 en estudiantes universitarios y de .83 en población general.

En el Inventario de depresión de Beck (*Beck Depresion Inventory [BDI]*), que también consta de 21 ítems, en cada uno de los ítems el evaluado debe seleccionar entre 4 enunciados que describen posibles estados en los que se puede hallar una persona. Dichos estados son relevantes para diagnosticar el episodio depresivo (sueño, fatiga, ingesta, etc.), cada opción se evalúa en una escala de 4 puntos (de 0 a 3). Fue empleada la versión mexicana adaptada por [Jurado et al. \(1998\)](#), en la cual se obtuvo una consistencia interna de .87 (alfa de Cronbach) en población general.

La escala de gaudibilidad evalúa los moduladores que regulan el disfrute que experimentan las personas ([Padrós y Fernández-Castro, 2008](#)) de 23 ítems en una escala de 5 puntos (donde 0 = *nada de acuerdo* y 4 = *totalmente de acuerdo*). El resultado se obtiene mediante la suma total de los ítems (15, 19 y 22 son inversos). Las puntuaciones altas indican una gaudibilidad elevada (mayor potencial de disfrute). Esta escala ha sido aplicada en población mexicana y ha mostrado aceptables propiedades psicométricas, con una consistencia interna de .85 (alfa de Cronbach), estabilidad temporal congruente con el constructo y aceptable validez convergente y discriminante ([Padrós-Blázquez, Herrera-Guzmán, Gudayol-Ferré, 2012](#)).

### Procedimiento

Primero 2 psicólogas nacidas y criadas en México revisaron la redacción de los ítems de la versión en castellano para España de García-Portilla et al. (2008), y concluyeron que los mismos eran comprensibles y adecuados para la población mexicana. Se recopilaron los datos de la presente investigación después de que el proyecto fuera aprobado por el Comité de Ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Los participantes no obtuvieron ningún beneficio por responder a los cuestionarios, ni tampoco agravio alguno por no responder.

Un grupo de 4 psicólogos con experiencia en evaluación asistieron a las aulas de 20 grupos (10 del turno matutino y 10 del turno vespertino) de la Facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo y solicitaron permiso directamente a los profesores. La aplicación fue de manera grupal, y previamente se les explicó, *a grosso modo*, los objetivos y los procedimientos de la presente investigación. Se hizo hincapié en que la aplicación era anónima, y que era muy importante que respondieran a todos los ítems y de forma sincera. A cada alumno que decidió participar se le otorgó una sola hoja donde aparecían las instrucciones, se solicitaban datos sociodemográficos (edad, sexo y estado civil), además de responder a las escalas GADI, PSWQ, BAI, BDI y EG (duración aproximada 30 minutos). Para realizar el estudio sobre la fiabilidad test-retest se utilizaron solo 4 grupos (2 del turno matutino y 2 del vespertino) que se seleccionaron por conveniencia (y por recomendación ética). Se hizo uso de un código que solo conocía el participante, y después de un mes se acudió nuevamente a los 4 grupos para hacer una segunda aplicación de la escala GADI (el re-test se realizó con aquellos alumnos que pusieron el mismo código).

### Análisis de datos

Para el estudio de la estructura interna se utilizó primero un análisis factorial confirmatorio (AFC). Se analizó el AFC mediante análisis de ecuaciones estructurales y se hizo uso del método de máxima verosimilitud robusto (ML robusto).

Los ítems se analizaron a través de la correlación de Pearson de cada ítem con la puntuación total de la escala corregida (sin contar el propio ítem), mediante el cálculo del alfa de Cronbach si el ítem era eliminado. Se estableció como criterio para la bondad de los ítems una correlación mínima de .30 y no observar aumento del

valor del alfa si se elimina el ítem. Posteriormente, se realizó el estudio de la consistencia interna mediante el alfa de Cronbach de la escala total y la de cada factor, donde valores entre .70 y .90 son considerados aceptables.

La evidencia de validez de criterio y la fiabilidad test-retest se realizaron mediante la correlación de Pearson. Se utilizó la *t* de Student para estudiar las posibles diferencias en las puntuaciones entre sexo y la *r* de Pearson para la posible relación entre la edad y las puntuaciones del GADI y subescalas.

Los análisis se realizaron con el programa SPSS 20.0 para Windows, salvo para el AFC, que se utilizó el programa de ecuaciones estructurales EQS ([Bentler, 2005](#)).

### Consideraciones éticas

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

## Resultados

### Estructura interna

El AFC corroboró la estructura interna del GADI del modelo factorial de la versión original, y corroborado en los otros 2 estudios (3 factores; síntomas cognitivos, somáticos y alteración del sueño). Previamente se estimó la curtosis multivariada a partir del coeficiente de [Mardia \(1970\)](#), el cual resultó elevado y significativo (32.699;  $p < .001$ ), lo cual implica rechazar la hipótesis de multinormalidad. Por ello, el método de estimación de parámetros que se aplicó fue el de máxima verosimilitud (ML), que ha probado ser el más adecuado en aquellos casos de apartamiento de la normalidad multivariante ([Mardia, 1970](#)). Respecto a los resultados, aunque el valor  $\chi^2$  (314.03; gl 132) de Satorra-Bentler fue significativo, el índice  $\chi^2/gl$  obtuvo un valor de 2.38 < 3.0, lo que indica buen ajuste. Los otros índices resultaron adecuados NFI = .920; CFI = .931; IFI = .931 (todos > .90) y el valor de RMSEA = .048 (< .050) lo que indica un adecuado ajuste. Por otro lado, se observó que el modelo explica hasta un 60.06% de la varianza.

### Consistencia interna, descripción y bondad de los ítems

El valor de alfa de Cronbach del total de la escala resultó muy elevado ( $\alpha = .928$ ). Las subescalas que podríanemerger de los 3 factores manifiestan valores de  $\alpha$  de Cronbach adecuados, ya que el factor somático resultó de  $\alpha = .895$ , el factor cognitivo de  $\alpha = .879$  y el de sueño de  $\alpha = .679$ .

La puntuación media para cada ítem tuvo valores de .32 (ítem 10) a 1.33 (ítem 2). Los valores de la desviación típica de cada ítem oscilaron sobre el valor 1. El rango de correlación de cada uno de los ítems con la puntuación total corregida sin tener en cuenta dicho ítem osciló entre .513 (ítem 11) y .745 (ítem 15). Por último, se observó que la eliminación de ningún ítem de la escala hace aumentar el valor del alfa de Cronbach de la escala total, lo que indica que todos los ítems son adecuados ([Tabla 1](#)).

### Evidencias de validez concurrente y discriminante

Destaca la correlación entre la puntuación total de la escala GADI y la escala BAI, que fue positiva y muy alta. También resultó positiva y moderadamente alta con la escala PSWQ y con el BDI. Finalmente con la escala de gaudibilidad fue baja y negativa (todas las correlaciones con  $p < .001$ ). También pueden observarse las correlaciones

**Tabla 1**

Media, desviación estándar, correlación ítem-total corregida y alfa de Cronbach del total de la escala si dicho ítem es eliminado de los ítems del GADI

Ítems	Media	Desviación típica	Correlación ítem escala total (corregida)	Alfa de la escala total si se elimina ítem
1	1.18	1.09	.663	.923
2	1.33	1.00	.600	.925
3	1.30	1.16	.651	.923
4	.95	1.12	.621	.924
5	.80	1.06	.519	.926
6	.53	.94	.661	.923
7	.52	.94	.626	.924
8	.47	.97	.681	.923
9	.45	.86	.608	.925
10	.32	.75	.604	.925
11	.71	1.11	.513	.927
12	.79	1.13	.603	.925
13	.51	.97	.588	.925
14	1.01	1.21	.520	.927
15	.86	1.15	.745	.921
16	.40	.90	.676	.923
17	1.02	1.19	.706	.922
18	.99	1.19	.684	.923

**Tabla 2**

Correlaciones de Pearson entre la escala GADI (y factores) con las escalas PSWQ, BAI, BDI y EGP

Escala	F1	F2	F3	PSWQ	BAI	BDI	EGP
GADI total	.915**	.902**	.663**	.543**	.833**	.655**	-.213**
F1 (cognitivo)		.681**	.500**	.614**	.718**	.642**	-.221**
F2 (somático)			.528**	.409**	.859**	.548**	-.152**
F (alt. sueño)				.285**	.416**	.474**	-.205**

BAI: Escala de ansiedad de Beck; BDI: Escala de depresión de Beck; EGP: Escala de gaudibilidad de Padrós; GADI: Generalized Anxiety Disorder Inventory; PSWQ: Penn State Worry Questionnaire.

\* $p < .01$ .

\*\*  $p < .001$ .

**Tabla 4**

Descripción de las puntuaciones del GADI por percentiles

Percentil	Puntuación
10	2
20	4
25	5
30	6
40	8
50	10
60	13
70	17
75	21
80	23
90	33

**Tabla 3**

Estadísticos descriptivos de la puntuación de la escala total del GADI y de los factores

Escala	Media	DE	Moda	Máximo	Mínimo
GADI total	14.15	12.64	3	0	66
F1 (cognitivo)	7.63	6.19	0	0	28
F2 (somático)	5.01	6.23	0	0	35
F (alt. sueño)	1.52	1.88	0	0	8

entre los factores de la escala GADI con la puntuación total, con las diferentes mediciones y entre ellos mismos en la **Tabla 2**.

#### Fiabilidad test-retest

Respecto a la estabilidad temporal se observó una moderada fiabilidad test-retest en un periodo de 4 semanas, obteniéndose una  $r = .730$  ( $p < .001$ ). También fueron moderados los valores de las correlaciones test-retest entre las subescalas, los cuales fueron de  $r = .571$  en la escala de factor somático, de  $r = .781$  en la escala del factor cognitivo y de  $r = .551$  en la escala de sueño (todos con  $p < .001$ ).

#### Datos en población de Morelia (Méjico)

En la **Tabla 3** se ofrecen los valores de la media, desviación estándar, moda, valor mínimo y máximo de la escala total y de cada factor. En la **Tabla 4** aparecen las puntuaciones de la escala total en percentiles de 10 en 10, además del 25 y 75. Debe señalarse que no se observaron diferencias significativas en la media de la escala total y cada uno de sus factores entre el sexo femenino y el masculino. Asimismo, tampoco se hallaron correlaciones significativas entre la edad y el GADI (y los factores).

#### Discusión

Se confirmó la estructura interna de 3 factores (síntomas cognitivos, somáticos y alteración del sueño) del GADI, explicando alrededor de un 60% de la varianza, coincidiendo con la versión original (Argyropoulos et al., 2007) la canadiense (Henderson et al., 2014) y la mexicana (Blanco et al., 2017).

La fiabilidad de la escala total resultó muy elevada, mostrando un valor igual al reportado por Henderson et al., 2014 el único estudio previo que muestra dicho valor. También resultaron adecuados los índices de consistencia interna mostrados por los 3 factores de modo análogo al reportado en los trabajos previos (Argyropoulos et al., 2007; Blanco et al., 2017; Henderson et al., 2014), aunque debe mencionarse que el factor de «alteraciones del sueño» manifiesta menor fiabilidad, al igual que en el estudio mexicano (Blanco et al., 2017), lo cual puede atribuirse a que solo está compuesto por 2 ítems. Los 18 ítems resultaron adecuados, ya que por un lado la correlación mostrada con el total de la escala corregido (excluyendo el propio ítem) fue superior a .5, y por otro lado, no se observó ningún ítem que al ser eliminado hiciera mejorar la consistencia interna de la escala.

Respecto a las evidencias de validez se observó que la correlación más elevada de la escala total del GADI fue con el BAI, con valores que pudieran hacer pensar que son casi equivalentes. Nótese que el BAI evalúa tanto la presencia de síntomas cognitivos como somáticos, con excepción de las alteraciones del sueño, precisamente dicho factor es con el que se observó menor correlación. Sin embargo, no es de extrañar que la correlación entre el factor «alteraciones del sueño» y el BDI fuera algo más elevada, ya que dichas alteraciones son un síntoma de depresión (APA, 2013), y son evaluadas por un ítem del BDI. La elevada correlación entre el GADI

total y el BDI se explica debido a la alta comorbilidad entre el TAG y los trastornos depresivos (Ruscio et al., 2017). Asimismo, destaca la moderadamente alta correlación entre el factor «cognitivo» las escalas BDI y PSWQ; ello es esperable debido a que los pensamientos repetitivos de tipo negativo son característicos tanto del TAG como de la depresión (Hirsch et al., 2018). Además, la correlación moderada hallada entre el total de la escala GADI y el PSWQ coincide con la reportada en el estudio de Henderson et al. (2014). Finalmente, las correlaciones bajas y negativas observadas entre el GADI y sus factores con la gaudibildad son también las esperadas, ya que en estudios previos se han observado correlaciones bajas y negativas entre la gaudibildad y los estados de tensión y fatiga (Padrós y Fernández-Castro, 2008), aspectos contemplados en el GADI.

Por otro lado, las correlaciones encontradas entre los factores son algo menores que las observadas en los estudios de Henderson et al., 2014 y Blanco et al. (2017), pero similares a los de la versión original (Argyropoulos et al., 2007). Además, como en los otros estudios, la correlación mayor se da entre el factor «cognitivo» y el «somático» (Argyropoulos et al., 2007; Blanco et al., 2017; Henderson et al., 2014).

En cuanto a la estabilidad temporal (4 semanas) los valores de la escala total y del factor «cognitivo» son congruentes con la conceptualización del TAG, ya que este tiende a persistir en el tiempo; recuérdese que se requiere de una duración mínima de 6 meses para realizar el diagnóstico (APA, 2013), de modo que si no se realiza ninguna intervención (como es el caso) no deberían modificarse demasiado los niveles de sintomatología experimentados, aunque sí parece ser que la manifestación de la sintomatología somática y de alteraciones del sueño es algo más variable.

Sobre los descriptivos debe señalarse que la media y la desviación estándar hallada es sensiblemente inferior a la reportada en el estudio de Henderson et al., 2014, tanto respecto a la puntuación de la escala total como en cada una de las subescalas extraídas de los factores. Respecto al sexo no se hallaron diferencias significativas, no coincidiendo con lo reportado en otros estudios (Arenas y Puigcerver, 2009; Serrano-Barquín et al., 2015), aunque ninguno de ellos utiliza la escala GADI. En estudios previos donde se ha utilizado el GADI no se han reportado las posibles diferencias entre sexos (Argyropoulos et al., 2007; Blanco et al., 2017; Henderson et al., 2014). La ausencia de diferencias significativas respecto al sexo podría explicarse, al menos parcialmente, por la homogeneidad de la muestra en las otras variables sociodemográficas (edad, nivel de escolaridad y estado civil).

Por otro lado, sorprende que aproximadamente un 30% obtiene una puntuación total igual o superior a 17, lo cual podría indicar la presencia de trastorno, ya que es algo superior a la puntuación media observada en un grupo de pacientes con TAG en el estudio de Argyropoulos et al. (2007). Aunque la presencia del TAG en población universitaria es muy elevada, debe recordarse que la estimación internacional es algo menor al 20% (Auerbach et al., 2018). Por ello, se requieren estudios sobre validez discriminante para poder obtener un punto de corte para detectar el posible TAG en población general y universitaria. Sería deseable en estudios futuros hacer uso de entrevistas estructuradas para realizar el diagnóstico de TAG y compararlo con muestras de población sana y de pacientes con otros trastornos diferentes del TAG (también evaluados de forma exhaustiva).

Por otro lado, también sería conveniente realizar estudios sobre la sensibilidad al cambio de la escala con aquellos pacientes con TAG que después de ser tratados muestran una mejoría clínicamente significativa.

Una importante limitación de la presente investigación es referente a la validez externa debido a que se hizo uso de una muestra incidental de estudiantes universitarios, con sesgos importantes como la juventud, la sobrerepresentación del sexo femenino y el

predominio del estado civil de soltería. Sería conveniente en un futuro contar con una muestra de población general, con diferentes niveles de escolaridad, estados civiles, edades y distribución más equilibrada por sexo.

## Conclusiones

Puede concluirse que la escala GADI obtuvo adecuados indicadores respecto a la bondad de sus ítems, la validez de constructo y concurrente, consistencia interna de la escala total y sus subescalas (factores) y la fiabilidad test-retest. Asimismo, se infiere que un porcentaje importante de estudiantes universitarios manifiestan niveles elevados de ansiedad, algunos de los cuales podrían encontrarse en riesgo de padecer TAG.

## Conflictos de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses en este artículo.

## Referencias

- American Psychiatric Association. (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders Fifth edition DSM-5. Arlington, VA: American Psychiatric Publishing. Disponible en: <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>.
- Aquin, J. P., El-Gabalawy, R., Sala, T. y Sareen, J. (2017). *Anxiety disorders and general medical conditions: Current research and future directions. Focus*, 15, 173–181. <https://doi.org/10.1176/appi.focus.20160044>.
- Arenas, M. C. y Puigcerver, A. (2009). Diferencias entre hombres y mujeres en los trastornos de ansiedad: una aproximación psicobiológica. *Escritos de Psicología (Internet)*, 3, 20–29.
- Argyropoulos, S., Ploubidis, G., Wright, T., Palm, M., Hood, S., Nash, J. R. y Potokar, J. P. (2007). Development and validation of the Generalized Anxiety Disorder Inventory (GADI). *Journal of Psychopharmacology*, 21, 145–152, doi: <https://doi.org/10.1177/0269881107069944>.
- Auerbach, R. P., Mortier, P., Bruffaerts, R., Alonso, J., Benjet, C., Cuijpers, P. y Murray, E. (2018). WHO World Mental Health Surveys International College Student Project: Prevalence and distribution of mental disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 127, 1–16, doi: <https://doi.org/10.1037/abn0000362>.
- Bandelow, B. y Michaelis, S. (2015). Epidemiology of anxiety disorders in the 21st century. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17, 327–335.
- Bentler, P. M. (2005). *EQS Structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Blanco, J. R., Ornelas, M., Barrón, J. C. y Rodríguez-Villalobos, J. M. (2017). Estructura factorial del inventario de trastornos de ansiedad generalizada en universitarios mexicanos. *Formación Universitaria*, 10, 69–76, doi: <https://doi.org/10.4067/S0718-50062017000500008>.
- García-Portilla, M. P., Bascarán, M. T., Sáiz, P. A., Parellada, M., Bousoño, M. y Bobes, J. (2008). *Banco de instrumentos básicos para la práctica de la psiquiatría clínica (5.ª ed.)*. Barcelona: Ars Médica.
- Henderson, L. C., Antony, M. M. y Koerner, N. (2014). Psychometric properties of the Generalized Anxiety Disorder Inventory in a Canadian sample. *Journal of Psychopharmacology*, 28, 440–448, doi: <https://doi.org/10.1177/0269881114525672>.
- Hirsch, C. R., Krahé, C., Whyte, J., Loizou, S., Bridge, L., Norton, S. y Mathews, A. (2018). Interpretation training to target repetitive negative thinking in generalized anxiety disorder and depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 86, 1017–1030. <http://dx.doi.org/10.1037/ccp0000310>
- Jurado, S., Villegas, M. E., Méndez, L., Rodríguez, F., Loperena, V. y Varela, R. (1998). La estandarización del inventario de depresión de Beck para los residentes de la ciudad de México. *Salud Mental*, 21, 26–31.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519–530, doi: <https://doi.org/10.2307/2334770>.
- Medina-Mora, M. E., Borges, G., Muñoz, C. L., Benjet, C., Jaimes, J. B., Fleiz Bautista, C. y Aguilar-Gaxiola, S. (2003). Prevalencia de trastornos mentales y uso de servicios: resultados de la encuesta nacional de epidemiología psiquiátrica en México. *Salud Mental*, 26, 1–16.
- Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L. y Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behavior Research and Therapy*, 28, 487–495, doi: [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(90\)90135-6](https://doi.org/10.1016/0005-7967(90)90135-6).
- Montero, I. y Leon, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847–862.
- Nuevo Benítez, R., Montorio Cerrato, I. y Ruiz Díaz, M. A. (2002). Aplicabilidad del inventario de preocupación de Pensilvania (PSWQ) a población de edad avanzada [Applicability concern inventory Pennsylvania (PSWQ) to elderly population]. *Ansiedad y Estrés*, 8, 157–172.
- Padrós, F. y Fernández-Castro, J. (2008). A proposal to measure a modulator of the experience of enjoyment: The Gaudibility Scale. *Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8, 413–430.

- Padrós-Blázquez, F., González-Betanzos, F., Martínez-Medina, M. P. y Wagner, F. (2018). *Psychometric properties of the original and reduced version of the Penn State Worry Questionnaire (PSWQ) in Mexican Samples*. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 46, 117–124.
- Padrós-Blázquez, F., Herrera-Guzmán, I. y Gudayol-Ferré, E. (2012). Propiedades psicométricas de la escala de gaudibilidad en una población mexicana. *Evaluación*, 12, 1–20.
- Robles, R., Varela, R., Jurado, S. y Páez, F. (2001). Versión mexicana del Inventario de Ansiedad de Beck: Propiedades psicométricas. *Revista Mexicana de Psicología*, 18, 211–218.
- Ruscio, A. M., Hallion, L. S., Lim, C. C., Aguilar-Gaxiola, S., Al-Hamzawi, A., Alonso, J. y de Almeida, J. M. C. (2017). Cross-sectional comparison of the epidemiology of DSM-5 generalized anxiety disorder across the globe. *JAMA Psychiatry*, 74, 465–475, doi: <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2017.0056>.
- Saldívar Garduño, A., Díaz Loving, R., Reyes Ruiz, N. E., Armenta Hurtarte, C., López Rosales, F., Moreno López, M. y Domínguez Guedea, M. (2015). Roles de género y diversidad: validación de una escala en varios contextos culturales. *Acta de Investigación Psicológica*, 5, 2124–2147, doi: [https://doi.org/10.1016/s2007-4719\(16\)30005-9](https://doi.org/10.1016/s2007-4719(16)30005-9).
- Serrano-Barquín, S., Rojas-García, A., Ruggero, C. y Lopez-Arriaga, M. (2015). Depresión y ansiedad desde los estudios de género en estudiantes universitarios. *Revista de Psicología de la Universidad Autónoma del Estado de México*, 4, 99–114.
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B. y Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166, 1092–1097. doi: <https://doi.org/10.1001/archinte.166.10.1092>.