

Original

Evidencias de validez y confiabilidad del Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada en universitarios mexicanos

Luis Humberto Blanco^a, Ana Citlalli Díaz-Leal^a, Humberto Blanco, Susana Ivonne Aguirre^b, José René Blanco^b, Raúl Josué Nájera-Longoria^b, Perla Jannet Jurado-García^b

^aOPD Hospital Civil de Guadalajara, Universidad de Guadalajara, Jal, México.

^b Universidad Autónoma de Chihuahua. Facultad de Ciencias de la Cultura Física. Chihuahua, México.

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Article history:

Received el 2 de Noviembre de 2021

Accepted el 30 de Marzo de 2022

Available online el 11 de April de 2021

Palabras clave:

Ansiedad

Estructura factorial

Invarianza de medida

Análisis factorial confirmatorio multimuestra

R E S U M E N

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas, en hombres y mujeres universitarios, de la versión española propuesta por Blanco et al. (2017) para el Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada. La muestra total fue de 1220 participantes; 640 mujeres y 580 hombres, con una edad media de 20.40 años (DE= 1.92) y 20.54 años (DE= 2.04) respectivamente. Los análisis factoriales confirmatorios mostraron que una estructura trifactorial (síntomas cognitivos, trastornos del sueño y síntomas somáticos) es viable y adecuada para ambas poblaciones (mujeres y hombres) de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos. Además, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes en las dos poblaciones; sin embargo, existen diferencias entre las poblaciones para las medias de los factores síntomas cognitivos y síntomas somáticos.

Evidence of validity and reliability of the Generalized Anxiety Disorders Inventory in Mexican university students

A B S T R A C T

The present study analyses the psychometric properties, in university men and women, proposed for Blanco et al. (2017) to the Spanish version of the Generalized Anxiety Disorder Inventory. The overall sample consisted of 1220 subjects: 640 women and 580 men, with a mean age of 20.40 years (SD= 1.92) and 20.54 years (SD= 2.04) respectively. Psychometric analysis showed that a tri-factorial structure (cognitive symptoms, sleep disorders and somatic symptoms) was viable and adequate for both populations (men and woman) according to the established psychometric requirements. The results showed that factor structure, factor loadings and intercepts of the instrument could be considered invariant across groups; however, there are differences between groups for the means of factors cognitive anxiety and somatic symptoms.

Keywords:

Anxiety

Factor structure

Measurement invariance

Multigroup confirmatory factor

analysis

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: pjurado@uach.mx (P. J. Jurado-García).

El ambiente universitario se considera la antesala del desarrollo profesional y laboral. De entre los principales problemas que se enfrentan son la falta de empleo (De Vries & Navarro, 2011), altos costos de la educación superior (García de Fanelli & Jacinto, 2010), problemas financieros (Kerkmann et al., 2000) y condiciones psicológicas inherentes (Stallman, 2010), tales como estrés (Lanuque, 2020), burnout (Osorio et al., 2020), depresión (Ali & Çerkez, 2020) y ansiedad (Barrera-Herrera, 2019) influyendo en el desempeño académico. La ansiedad ha sido factor de múltiples estudios, la cual se cree que es el problema psiquiátrico más común (Moffitt et al., 2010).

De acuerdo con el DSM-5 (Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders) del American Psychiatric Association (APA) las personas con Trastorno de Ansiedad Generalizada (TAG) pueden tener preocupaciones excesivas sobre la calidad de su desempeño social, sin embargo, la atención se centra más en la naturaleza de las relaciones en curso, que en el miedo a la evaluación negativa; estas preocupaciones también se relacionan con el desempeño no social y cuando el individuo no está siendo evaluado por otros (APA, 2013). En su revisión Langarita-Llorete y Gracia-García (2019) concluyeron que quienes tienen TAG presentan un bajo desempeño en la atención compleja o selectiva, la memoria de trabajo, la toma de decisiones entre otras funciones ejecutivas; y en la identificación y el procesamiento emocional. Además, la alteración del sueño está relacionada con las personas que sufren de ansiedad (Cox y Olatunji, 2020).

Según el Senado de la República (2017), a través de la coordinación de comunicación social, se considera como prioritaria la prevención y atención de los trastornos mentales, ya que se estima que el 14.3% de la población mexicana padece de trastornos de ansiedad generalizada, donde el 50% se presenta en jóvenes menores de 25 años; por lo que el Senado aprobó cambios a la Ley General de Salud sobre indicadores para seguimiento y evaluación del Sistema Nacional de Salud.

Específicamente, en estudiantes universitarios se ha encontrado que un 15.6% padece de trastornos de ansiedad o depresión, donde se presume que el principal detonante son los problemas financieros (Eisenberg et al., 2007).

Para el caso de comparaciones por sexo, se ha comprobado que la prevalencia de ansiedad en la categoría normal es común en el 40.2% de los casos siendo ligeramente mayor en los hombres, sin embargo, en la categoría de ansiedad severa, los valores tienden a inclinarse hacia las mujeres, indistintamente de población con mayoría caucásica (Bayram & Bilgel, 2008) o latina (Vélez et al., 2008). También se reportó que, en los primeros semestres universitarios, la ansiedad es mayor, de manera que se reduce en la medida que se avanza académicamente, aunque en los últimos semestres, casi la mitad de la muestra presenta esta patología indistintamente si es escuela privada (Inam et al., 2003) o pública, aunque en este caso la población con ansiedad fue del 70% (Khan et al., 2006).

A diferencia de los estudios previos, se han reportado también índices de ansiedad con prevalencia en la categoría normal, en muestra universitaria latina, aunque es mayor en las mujeres, los autores señalan que el 20% son de las ciencias de la salud (Riveros et al., 2007), factor que ha sido señalado como un coadyuvador de este fenómeno debido a las clases prácticas que generalmente se realizan en centros clínicos (Balanza, Morales, & Guerrero, 2009), adicionalmente el uso de tecnologías como los smartphone induce depresión y ansiedad (Elhai et al., 2017).

En estudiantes universitarios se condujo un estudio sobre el uso de los smartphone en relación a la calidad de sueño, depresión y ansiedad. Un total de 319 estudiantes fueron divididos en no usuarios, usuarios moderados y usuarios de alta utilización de teléfonos inteligentes. Se les evaluó la calidad de sueño y depresión. Dentro de los hallazgos más sobresalientes se encontró que existe mayor preva-

lencia en adicción en mujeres en el uso del teléfono. La depresión y ansiedad fue mayor en el grupo de alto uso del smartphone llegando a la conclusión de que el sobreuso de estos aparatos puede generar ansiedad, depresión y desórdenes de sueño (Demirci et al., 2015).

Así pues, la salud mental de los estudiantes universitarios debe ser un tema de interés político, dado que se ha reportado que el 2.4% alguna vez ha tenido pensamientos suicidas. Alarmantemente, más del 11% han intentado acciones suicidas, donde algunos de los factores detonantes son identidad de sexo, problemas escolares, relaciones familiares y desórdenes de ansiedad (Engin et al., 2009).

Por otro lado, se han estudiado las propiedades psicométricas de algunas pruebas que miden ansiedad generalizada, tales como el Inventario para medir la Ansiedad Clínica (Beck et al., 1988; Brown et al., 1992), el Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada (Argyropoulos et al., 2007; Blanco et al., 2017; Padrós et al., 2019), Escala de Detección del Trastorno de Ansiedad Generalizada según DSM-IV de Carroll y Davidson (Bobes et al., 2006), y el Cuestionario de Trastorno de Ansiedad Generalizada-IV (Rodríguez y Brenlla, 2015).

Los atributos estadísticos de los test, inventarios o escalas han sido probados desde diferentes perspectivas, de entre las cuales destaca la invarianza factorial. Este proceso refleja que se está midiendo el mismo constructo entre los grupos o entre el tiempo (Timmons, 2010) y ha sido recomendado en comparaciones de los grupos para evitar conclusiones cuestionables en ciencias de la salud (Caycho, 2017), además de realizar comparaciones igualitarias por ejemplo en relación a la etnia, educación o sexo, por mencionar algunas (Meredit & Teresi, 2006).

La invarianza factorial ha sido utilizada en test que miden factores psicológicos como desórdenes alimenticios (Costa et al., 2016), emocionales (Dominguez & Medrano, 2016) y ansiedad (Motl & Conroy, 2000; Motl & Conroy, 2001) entre otros. En el caso de ansiedad universitaria ha sido reportada hacia un modelo de tres factores (Piqueras et al., 2012) al igual que para un modelo unidimensional (Motl & Conroy, 2001).

Otra condición importante en el uso de los test es la adaptación del mismo a un idioma no nativo, lo que sugiere el potencial riesgo de no representar su contexto original (Márquez, 1992). Para tal caso, se han realizado esfuerzos por mejorar esta condición al ofrecer guías o procesos de adaptaciones multiculturales (Beaton et al., 2000).

El presente estudio instrumental (Ato et al., 2013; Montero & León, 2007) se ha dirigido a proporcionar apoyo empírico a la división factorial propuesta por Blanco et al. (2017) para el Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada, lo que se justifica por la importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos; ya que en el contexto de la comparación intergrupala, es indispensable plantearse la necesidad de llevar a cabo la adaptación de un instrumento de medida psicológica que cumpla con todos los criterios de equivalencia, pero sobre todo plantearse si la misma estructura factorial es aplicable a distintos grupos de sujetos o, de modo más genérico, a distintas poblaciones (Abalo et al., 2006; Arbuckle, 2012).

Así pues, el contar con instrumentos válidos y confiables para la medición correcta de la ansiedad es de suma importancia, dado el impacto de ésta sobre variables como el desempeño académico, procesamiento emocional, alteraciones del sueño, entre otras (Cox y Olatunji, 2020; Langarita-Llorete y Gracia-García, 2019).

Por lo tanto, existen dos objetivos principales, el primero realizar un análisis psicométrico del Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada (GADI) probando varios modelos para determinar cuál es el de mejor ajuste. Por otro lado, determinar si la estructura factorial del mejor modelo es equivalente para hombres y mujeres. Así pues, este trabajo pretende, por una parte,

indagar si se replican los resultados psicométricos propuestos por Blanco et al. (2017) y, por otra, ampliarlos. Para ello, en primer lugar, se comprobará el grado de congruencia de la estructura factorial del GADI obtenida en el presente estudio y la reportada por Blanco et al. (2017). En segundo lugar, se calcula la invarianza factorial de acuerdo al sexo.

Método

Diseño

El presente estudio es de tipo instrumental, ya que se analizan las propiedades psicométricas de un instrumento de medida para proporcionar apoyo empírico a la división factorial (Ato et al., 2013; Montero & León, 2007) y transversal debido a que se registran observaciones en un momento único (Hernández et al., 2014).

Participantes

La muestra de 1200 participantes, 640 mujeres y 580 hombres se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia, tratando de abarcar la representatividad de las diferentes licenciaturas que se ofrecen en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física (FCCF) de la Universidad Autónoma de Chihuahua. Las edades de las mujeres fluctúan entre los 18 y 25 años, con una media de 20.40 y una desviación estándar de 1.92 años; y las de los hombres fluctúan entre los 18 y 25 años, con una media de 20.54 y una desviación estándar de 2.04 años.

Instrumento

Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada (GADI) versión en español de Blanco et al. (2017). Es un cuestionario tipo Likert, asistido por computadora, que consta de 15 ítems que se agrupan en tres dimensiones o subescalas: síntomas cognitivos, trastornos del sueño y síntomas somáticos; donde el encuestado elige entre 11 posibles respuestas: nunca (0), casi nunca (1, 2 y 3), a veces (4, 5 y 6), casi siempre (7, 8 y 9) y siempre (10) la frecuencia con la que le acontece cada uno de los aspectos planteados, útil para la evaluar la presencia o ausencia del trastorno por ansiedad generalizada así como su intensidad. La confiabilidad evaluada mediante el Coeficiente Alpha de Cronbach de acuerdo a Blanco et al. (2017) es de .86 para la subescala síntomas cognitivos, .71 para la subescala que evalúa los trastornos de sueño y .91 para la subescala de síntomas somáticos.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los estudiantes de las licenciaturas que se ofrecen en la FCCF de la Universidad Autónoma de Chihuahua. Los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación correspondiente, de acuerdo con los lineamientos del reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud de México, además, se siguió la lista de elementos de consentimiento libre e informado señalado por Mondragón-Barrios (2009). Luego se aplicó el Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada (GADI) versión en español de Blanco et al. (2017), antes descrito, por medio de una computadora personal (módulo administrador del instrumento del editor de escalas de ejecución típica), en una sesión de aproximadamente 25 minutos; en los laboratorios de cómputo de la FCCF. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento. Se les solicitó la máxima sinceridad y se les garantizó la confidencialidad de los datos que se obtuvieran. Las instrucciones de cómo responder se encontraban en las primeras pantallas; antes del primer reactivo del instrumento. Al término de la sesión se les agradeció su participación. Una vez aplicado el instrumento se procedió a recopilar los resultados por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2013).

Análisis de datos

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) análisis factorial confirmatorio y 2) análisis de invarianza factorial; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades para la conformación de los puntajes de ansiedad en universitarios mujeres y hombres.

Para conducir el análisis factorial confirmatorio para cada muestra, se utilizó el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables superficiales (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud; siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no sólo el ajuste de un modelo teórico, sino que, es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon el estadístico Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como me-

Tabla 1.

Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Análisis factorial confirmatorio para mujeres y hombres.

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	X ²	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Solución factorial para las mujeres								
3 factores	226.139*	.952	.052	.930	.961	.970	2.758	302.139
Saturado	0.000	1.000				1.000		240.000
Independiente	4896.972*	.255	.267	.148	.000	.000	46.638	4926.972
Solución factorial para los hombres								
3 factores	263.476*	.940	.062	.912	.955	.965	3.213	339.476
Saturado	0.000	1.000				1.000		240.000
Independiente	5265.353*	.221	.291	.110	.000	.000	50.146	5295.353

Nota. * $p < .05$; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = raíz del error medio; AGFI = índice corregido de la bondad de ajuste; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; CMIN/DF = índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike

didadas de ajuste incremental. El índice de ajuste normado de parsimonia (PNFI), el índice de calidad de ajuste de parsimonia (PGFI), la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (Gelabert et al., 2011).

Por último, se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial de los modelos de medida obtenidos, siguiendo las recomendaciones de Abalo et al. (2006), y se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones a través del Alfa de Cronbach y el Coeficiente Omega (Revelle & Zinbarg, 2009).

Resultados

Análisis factorial confirmatorio

De acuerdo a los resultados de la Tabla 1 el análisis factorial confirmatorio de nueve ítems agrupados en tres factores en la muestra de mujeres es óptimo (GFI .952 y RMSEA .052) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado. Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio en la muestra de hombres (Tabla 1), indica que el modelo de medición de tres factores es también óptimo (GFI .940 y RMSEA .062) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente, y muy similar al modelo saturado. En la Tabla 1.

De acuerdo a los resultados de la Tabla 2, en ambas muestras, la mayoría de los ítems saturan adecuadamente en su dimensión prevista. Observándose intercorrelaciones moderadas entre los factores evidenciando una buena validez discriminante.

Invarianza de la estructura factorial entre mujeres y hombres universitarios

Los índices de ajuste obtenidos (Tabla 3) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos mues-

tras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, el resto de los índices contradicen esta conclusión (GFI .946; CFI .967; RMSEA .040; AIC 641.615) lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la Tabla 3 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI= .945) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA= .039) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC= 632.583) y el índice comparativo de Bentler (CFI= .967) no sufren grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (2002), quienes sugieren que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en .01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial; la diferencia entre CFIs obtenida (<.001) permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos muestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las muestras, pasamos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 3) muestran un buen ajuste de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. En la Tabla 3, se observa que la diferencia entre los índices comparativos de Bentler es .001; el índice de ajuste general es .943 y el error cuadrático medio de aproximación es .039. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

La mayoría de los valores de consistencia interna, de los factores obtenidos, se encuentran por encima de .70 en ambas muestras (mujeres y hombres); evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 4).

Tabla 2. Soluciones estandarizadas para el análisis factorial confirmatorio en ambas muestras.

Item	Mujeres			Hombres		
	F1	F2	F3	F1	F2	F3
Pesos Factoriales						
1. Estoy ansioso la mayoría de los días	.82			.71		
2. Me resulta difícil relajarme	.67			.65		
12. Tengo dificultad para controlar mi ansiedad	.83			.80		
14. Me preocupo excesivamente	.69			.76		
15. Estoy irritable	.76			.78		
3. Me despierto por la noche		.63			.65	
9. Tengo dificultad para conciliar el sueño		.81			.83	
4. Experimento sofocos o escalofríos			.74			.77
5. Sufro de sequedad en la boca			.67			.67
6. Temo perder el control, desmayarme o volverme loco			.72			.74
7. Sufro de mareos			.67			.81
8. Me inquieta tener temblores y sacudidas			.72			.75
10. Sufro por la tensión o dolor en los músculos			.68			.72
11. Me inquieta la dificultad para respirar			.70			.75
13. Me inquieta sentir hormigueos o entumecimiento			.76			.80
Correlaciones Factoriales						
F1	-			-		
F2	.67	-		.78	-	
F3	.82	.70	-	.83	.77	-

F1= Síntomas cognitivos, F2= Trastornos del sueño, F3= Síntomas somáticos

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial.

Modelo	Índice de Ajuste						
	X ²	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	489.615*	164	.946	.952	.967	.040	641.615
Invarianza métrica	504.583*	176	.945	.950	.967	.039	632.583
Invarianza factorial fuerte	516.583*	182	.943	.949	.966	.039	632.195

Nota. * $p < .05$; GFI = índice de bondad de ajuste; NFI = índice de ajuste normado; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = raíz del error medio; AIC = criterio de Información de Akaike.

Tabla 4. Coeficiente omega y alfa para los factores obtenidos.

Factor	Mujeres		Hombres	
	Ω	α	Ω	α
Síntomas cognitivos	.869	.869	.859	.861
Trastornos del sueño	.686	.670	.711	.700
Síntomas somáticos	.889	.890	.912	.913

Contrastes de las medias de los factores entre mujeres y hombres

Una vez comprobada la invarianza factorial, las diferencias entre las medias de los factores de los dos grupos se estimaron tomando como referente la muestra de mujeres, fijando en 0 el valor de las medias para dicha muestra y estimando libremente el valor de las medias para la muestra de hombres. Las restricciones sobre los coeficientes de regresión e interceptos, requeridos para los contrastes entre las medias se realizaron automáticamente mediante el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012). Los resultados de las comparaciones entre medias indicaron que las mujeres presentan mayores niveles de ansiedad en los factores “síntomas cognitivos” (-0.366 , $p < .01$) y “síntomas somáticos” (-0.235 , $p < .05$) y sin diferencias significativas en el factor “trastornos del sueño”.

Discusión

La presente investigación tuvo dos objetivos principales, en primer lugar, analizar psicométricamente el Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada (GADI) y comprobar si se replican o no los resultados propuestos por Blanco et al. (2017) probando varios modelos; y en segundo lugar determinar si la estructura factorial del mejor modelo es equivalente, a través de dos muestras de universitarios (hombres y mujeres) utilizando el análisis factorial confirmatorio. Los análisis factoriales confirmatorios realizados en cada muestra por separado apoyan que la estructura factorial de tres factores propuesta por Blanco et al. (2017) es óptima, resultados que concuerdan con los encontrados por Padrós et al. (2019) y Argyropoulos et al. (2007), e invariante entre hombres y mujeres. Donde el primer factor, síntomas cognitivos, hace referencia a síntomas relacionados con preocupaciones, ansiedad e irritabilidad en general; mientras que el segundo factor trastornos del sueño, se refiere a dificultades para conciliar el sueño y el tercer factor síntomas somáticos, está referido a la ansiedad que se refleja en síntomas corporales o físicos como temblores, sofocos, sequedad en la boca, dificultad para respirar, etc. Es conveniente hacer notar que existen 6 ítems (ítem 2, 3, 5, 7, 10, 14) que saturan por debajo de .7, sin embargo, muy cercanos (entre .67-.69), sólo el ítem 3 con .63, resultado que también se presentó en el estudio de Padrós et al. (2019), aunque en dicho estudio con valores más bajos, probablemente debido a su redacción; a diferencia del estudio realizado

por Argyropoulos et al. (2007) donde el ítem más bajo fue el de “Estoy irritable” (ítem 15). Por otro lado, en cuanto a la consistencia interna del factor trastornos del sueño es baja, probablemente se deba a que solo está integrado por dos ítems y uno de ellos (ítem 3: Me despierto por la noche) satura por debajo del mínimo aceptable (MacCallum et al., 1999; Preacher & MacCallum, 2003), resultados que concuerdan con el estudio realizado por Padrós et al. (2019); a diferencia del análisis de Argyropoulos et al. (2007), sin embargo, los autores también reportaron ese factor como el más bajo. En cuanto a las comparaciones entre los hombres y las mujeres, éstas últimas reflejan mayores niveles de ansiedad en lo que se refiere a los factores síntomas cognitivos y síntomas somáticos, es decir, las mujeres tienden a percibirse con mayor ansiedad, preocupación e irritabilidad, que se pueden reflejar en síntomas corporales y físicos; resultados similares fueron obtenidos por Sánchez-Millán et al (2022) entre mujeres y hombres jóvenes universitarios.

Conclusiones

De los resultados mostrados, de su análisis y de su discusión, y tomando en cuenta que el objetivo principal de este estudio fue el de examinar la estructura factorial y la medición de la invarianza de dicha estructura en estudiantes universitarios, se pueden obtener las siguientes conclusiones:

1) El Análisis Factorial Confirmatorio, en ambas muestras, indicó que el ajuste de los datos al modelo teórico de quince ítems agrupados en tres factores propuesta por Blanco et al. (2017) para el Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada es óptimo e invariante entre hombres y mujeres. Al mismo tiempo que los tres factores así obtenidos presentan en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas. Por su parte, los factores correlacionan entre sí de forma positiva y estadísticamente significativa lo cual muestra que a medida que aumenta la ansiedad percibida en alguno de los factores, también aumenta en los otros.

2) Los tres factores obtenidos muestran una consistencia interna adecuada.

3) Juntamente con lo antes dicho, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre las muestras indican una alta congruencia entre pares de factores. lo que sugiere la existencia de fuertes evidencias de la validación cruzada de la medida y por tanto de la estabilidad de la estructura, hasta que no se demuestre lo contrario.

4) Las comparaciones entre los grupos reflejaron diferencias significativas, a favor de los hombres en los factores síntomas cognitivos y síntomas somáticos.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas del Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada ha mostrado que una estructura trifactorial es viable y apropiada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son las propias personas. La estructura de tres factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez. Sin embargo, con-

sideramos que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en la presente investigación.

Limitaciones

Se considera que el presente estudio tiene varias limitaciones entre ellas que los participantes son sólo estudiantes universitarios, lo que limita la posibilidad de generalizar los resultados; otra limitante es que el instrumento de medición es de autoreporte el cual puede presentar un sesgo debido a la deseabilidad social; y una tercera limitación es que la muestra fue obtenida por conveniencia, introduciendo un riesgo de sesgo estadístico, por lo que es recomendable tomar los resultados con precaución.

Aplicaciones prácticas

De acuerdo a la literatura científica, reducir la ansiedad en los estudiantes universitarios podría ayudar en la mejora de su rendimiento académico, así como elevar su calidad de vida, de ahí la necesidad de contar con instrumentos válidos y confiables de medición. Por lo que el presente estudio es una premisa para investigaciones posteriores sobre la medición de la ansiedad, en poblaciones con diferentes características, tanto personales como culturales. Además, este instrumento será útil para su aplicación en diferentes áreas de investigación, como por ejemplo estudios de tipo descriptivo o de intervención.

Agradecimientos

Este estudio es parte de un proyecto financiado por la Secretaría de Educación Pública, Subsecretaría de Educación Superior, Dirección de Superación Académica, Programa para el Desarrollo Profesional Docente (DE-13-6894).

Referencias

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. In J. Lévy (Ed.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 259-278). Netbiblo.
- American Psychiatric Association. (2013). *Anxiety Disorders. Diagnostic and statistical manual of disorders* (186-234). American Psychiatric Publishing.
- Argyropoulos, S. V., Ploubidis, G. B., Wright, T. S., Palm, M. E., Hood, S. D., Nash, J. R., Taylor, A. C., Forshall, S. W., Anderson, I. M., & Nutt, D. J. (2007). Development and validation of the generalized anxiety disorder inventory (GADI). *Journal of Psychopharmacology*, 21(2), 145-152. <https://doi.org/10.1177/0269881107069944>
- Ali, S., & Çerkez, Y. (2020). El impacto de la ansiedad, la depresión y el estrés en la estabilidad emocional entre los estudiantes universitarios desde el punto de vista educativo. *Propósitos y Representaciones*, 8(3). <https://doi.org/10.20511/pyr2020.v8n3.520>
- Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Marketing Department, SPSS Incorporated.
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Balanza, S., Morales, I., & Guerrero, J. (2009). Prevalencia de ansiedad y depresión en una población de estudiantes universitarios: factores académicos y sociofamiliares asociados. *Clínica y salud*, 20(2), 177-187.
- Barrera-Herrera, A., Neira-Cofré, M., Raipán-Gómez, P., Riquelme-Lobos, P., & Escobar, B. (2019). Apoyo social percibido y factores sociodemográficos en relación con los síntomas de ansiedad, depresión y estrés en universitarios chilenos. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 24(2), 105-115. <https://doi.org/10.5944/rppc.23676>
- Bayram, N., & Bilgel, N. (2008). The prevalence and socio-demographic correlations of depression, anxiety and stress among a group of university students. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 43(8), 667-672.
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the Process of Cross-Cultural Adaptation of Self-Report Measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191. https://journals.lww.com/spine-journal/Fulltext/2000/12150/Guidelines_for_the_Process_of_Cross-Cultural.14.aspx
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: psychometric properties. *Journal of consulting and clinical psychology*, 56(6), 893.
- Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., López-Walle, J., & Vicianá, J. (2013). Editor for creating and applying computerized surveys. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 106, 935-940. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105>
- Blanco, J. R., Ornelas, M., Barrón, J. C., & Rodríguez-Villalobos, J. (2017). Estructura Factorial del Inventario de Trastornos de Ansiedad Generalizada en Universitarios Mexicanos. *Formación Universitaria*, 10(5), 69-76.
- Bobes, J., García-Calvo, C., Prieto, R., García-García, M., & Rico-Villademoros, F. (2006). Propiedades psicométricas de la versión española de la Escala de Detección del Trastorno de Ansiedad Generalizada según DSM-IV de Carroll y Davidson. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 34(2), 83-93.
- Brown, T. A., Antony, M. M., & Barlow, D. H. (1992). Psychometric properties of the Penn State Worry Questionnaire in a clinical anxiety disorders sample. *Behaviour research and therapy*, 30(1), 33-37.
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en Ciencias de la Salud. *Educación Médica Superior*, 31(2), 0-0.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/s15328007SEM0902_5
- Costa, J., Marôco, J., Pinto-Gouveia, J., Ferreira, C., & Castilho, P. (2016). Validation of the psychometric properties of the Self-Compassion Scale. Testing the factorial validity and factorial invariance of the measure among borderline personality disorder, anxiety disorder, eating disorder and general populations. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 23(5), 460-468.
- Cox, R. C. & Olatunji, B. O. (2020). Sleep in the anxiety-related disorders: A meta-analysis of subjective and objective research. *Sleep Medicine Reviews*, 51, 101282. <https://doi.org/10.1016/j.smrv.2020.101282>
- De Vries, W., & Navarro, Y. (2011). ¿Profesionistas del futuro o futuros taxistas? Los egresados universitarios y el mercado laboral en México. *Revista iberoamericana de educación superior*, 2(4), 3-27.
- Demirci, K., Akgönül, M., & Akpınar, A. (2015). Relationship of smartphone use severity with sleep quality, depression, and anxiety in university students. *Journal of behavioral addictions*, 4(2), 85-92.
- Domínguez, S. A., & Medrano, L. A. (2016). Invarianza factorial del Cognitive Emotional Regulation Questionnaire (CERQ) en universitarios limeños y cordobeses.
- Eisenberg, D., Gollust, S. E., Golberstein, E., & Hefner, J. L. (2007). Prevalence and Correlates of Depression, Anxiety, and Suicidality Among University Students. *American Journal of Orthopsychiatry*, 77(4), 534-542. <https://doi.org/10.1037/0002-9432.77.4.534>
- Elhai, J. D., Dvorak, R. D., Levine, J. C., & Hall, B. J. (2017). Problematic smartphone use: A conceptual overview and systematic review of relations with anxiety and depression psychopathology. *Journal of affective disorders*, 207, 251-259.
- Engin, E., Gurkan, A., Dulgerler, S., & Arabaci, L. (2009). University students' suicidal thoughts and influencing factors. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 16(4), 343-354.
- García de Fanelli, A., & Jacinto, C. (2010). Equidad y educación superior en América Latina: el papel de las carreras terciarias y universitarias. *Revista iberoamericana de educación superior*, 1(1), 58-75.
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A., & Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139.
- Hernández, R., Fernández, C. y Baptista, P. (2014). Metodología de la investigación. McGraw-Hill.
- Inam, S., Saqib, A., & Alam, E. (2003). Prevalence of anxiety and depression among medical students of private university. *Journal-Pakistan Medical Association*, 53(2), 44-46.
- Kerkmann, B. C., Lee, T. R., Lown, J. M., & Allgood, S. M. (2000). Financial management, financial problems and marital satisfaction among recently married university students. *Journal of Financial Counseling and Planning*, 11(2), 55.
- Khan, M. S., Mahmood, S., Badshah, A., Ali, S. U., & Jamal, Y. (2006). Prevalence of depression, anxiety and their associated factors among medical students in Karachi, Pakistan. *J Pak Med Assoc*, 56(12), 583-586.
- Lanuque, A. (2020). Revisión Sistemática del Afrontamiento del Estrés Universitario en Momentos de Presión. *Calidad de Vida y Salud*, 13(ESPECIAL), 130-142.
- Langarita-Llorente, R. & Gracia-García, P. (2019). Neuropsicología del trastorno de ansiedad generalizada: revisión sistemática. *Revista de Neurología*, 69(2), 59-67. <https://doi.org/10.33588/rn.6902.2018371>
- Márquez, S. (1992). Adaptación española de los cuestionarios de antecedentes, manifestaciones y consecuencias de la ansiedad ante la com-

- petición deportiva. I. Estructura factorial. *Revista de psicología del deporte*, 1(2), 0025-0038.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological methods*, 4(1), 84.
- Meredith, W., & Teresi, J. A. (2006). An essay on measurement and factorial invariance. *Med Care*, 44(11 Suppl 3), S69-77. <https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000245438.73837.89>
- Moffitt, T. E., Caspi, A., Taylor, A., Kokaua, J., Milne, B. J., Polanczyk, G., & Poulton, R. (2010). How common are common mental disorders? Evidence that lifetime prevalence rates are doubled by prospective versus retrospective ascertainment. *Psychological Medicine*, 40(6), 899-909. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/19719899>
- Mondragón-Barrios, L. (2009). Consentimiento informado: una praxis dialógica para la investigación. *Revista de Investigación Clínica; órgano del Hospital de Enfermedades de la Nutrición*, 61(1), 73.
- Montero, I., & León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 115-127.
- Motl, R. W., & Conroy, D. E. (2000). Validity and factorial invariance of the Social Physique Anxiety Scale. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 32(5), 1007-1017. <https://doi.org/10.1097/00005768-200005000-00020>
- Motl, R. W., & Conroy, D. E. (2001). The Social Physique Anxiety Scale: Cross validation, factorial invariance, and latent mean structure. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 5(2), 81-95. https://doi.org/10.1207/S15327841MPEE0502_2
- Osorio, M., Parrello, S., & Prado, C. (2020). Burnout académico en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos. *Enseñanza e investigación en Psicología*, 2(1), 27-37.
- Padrós, F., Hurtado, D., & Martínez, M. P. (2019). Propiedades psicométricas de la Escala Generalized Anxiety Disorder Inventory (GADI) para la evaluación del trastorno de ansiedad generalizada en México. *Ansiedad y Estrés*, 25(2), 85-90. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2019.08.005>
- Piqueras, J. A., Olivares, J., Vera-Villaruel, P., Marzo, J. C., & Kuhne, W. (2012). Invarianza factorial de la Escala para la Detección de Ansiedad Social (EDAS) en adolescentes españoles y chilenos. *Anales de Psicología*, 28(1), 203-214.
- Preacher, K. J., & MacCallum, R. C. (2003). Repairing Tom Swift's electric factor analysis machine. *Understanding statistics: Statistical issues in psychology, education, and the social sciences*, 2(1), 13-43.
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Riveros, M., Hernández, H., & Rivera, J. (2007). Niveles de depresión y ansiedad en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. *Revista de investigación en psicología*, 10(1), 91-102.
- Rodríguez, M., & Brenlla, M. E. (2015). Estudio preliminar de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Trastorno de Ansiedad Generalizada-IV (GAD-Q-IV-Generalized Anxiety Disorder Questionnaire-IV) en población de Buenos Aires. Presentación en el VII Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología XXII Jornadas de Investigación XI Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR.
- Sánchez-Millán, A. X., Dimas-Olea, B., & Pinacho-Cruz, J. C. (2022). Prevalencia de depresión y ansiedad en el personal de pasantías y servicio social durante el periodo de aislamiento debido a las restricciones de la pandemia Covid 19. Estudio transversal en línea. *Revista de Educación y Desarrollo*, 60, 11-17.
- Senado de la República. (2017). 14.3% de la población mexicana padece trastornos de ansiedad. México: Senado de la República LXIV Legislatura.
- Stallman, H. M. (2010). Psychological distress in university students: A comparison with general population data. *Australian Psychologist*, 45(4), 249-257.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. American Psychological Association.
- Timmons, A. (2010). Establishing factorial invariance for multiple-group confirmatory factor analysis. *Kwant Guide*, 22.
- Vélez, D. M. A., Garzón, C. P. C., & Ortíz, D. L. S. (2008). Características de ansiedad y depresión en estudiantes universitarios. *International Journal of Psychological Research*, 1(1), 34-39.