



## Propiedades psicométricas de la escala de estado de apariencia física y ansiedad rasgo en jóvenes mexicanos

*Psychometric properties of the physical appearance state and trait anxiety scale in young mexicans*

**Díaz,A.C.<sup>1BCF</sup>; Cossio Ponce de León, M.<sup>2C</sup>; Barrón-Luján, J.C.<sup>3C</sup>; Cossio Ponce de León, A.<sup>4C</sup>; Ramírez-Enríquez, S.I.<sup>5 ABCF</sup>**

<sup>1</sup> Hospital Regional Dr. Valentín Gómez Farías del Instituto de seguridad y servicios sociales de los trabajadores del estado(ISSSTE), Zapopan, Jalisco, citlallidiazmd@gmail.com

<sup>2</sup> Universidad Autónoma de Chihuahua, México, mcossio@uach.mx

<sup>3</sup> Universidad Autónoma de Chihuahua, México, jcbaron@uach.mx

<sup>4</sup> Universidad Autónoma de Chihuahua, México, acossio@uach.mx

<sup>5</sup> Universidad Autónoma de Chihuahua, México, senriquez@uach.mx

Responsabilidades. (A Diseño de la investigación; B Recolector de datos; C Redactor del trabajo; D Tratamiento estadístico; E Apoyo económico; F Idea original y coordinador de toda la investigación)

Recibido el 11 de noviembre de 2024

Aceptado el 21 de abril de 2025

**DOI:** 10.24310/riccafd.14.1.2025.20794

**Correspondencia:** Silvia Isela Ramírez Enríquez. senriquez@uach.mx

### RESUMEN

Este estudio analiza las propiedades psicométricas de la versión en español del cuestionario Physical Appearance State and Trait Anxiety Scale (PASTAS) (1), enfocado en hombres, un grupo poco explorado en investigaciones sobre apariencia física. Con una muestra de 610 universitarios de 17 a 20 años, se realizaron análisis factoriales confirmatorios para evaluar la validez y fiabilidad del instrumento. Los resultados validaron una estructura bifactorial, compuesta por factores relacionados con el peso y ajenos a él, mostrando indicadores estadísticos y de constructo satisfactorios. Este modelo confirma la utilidad del PASTAS para investigar la ansiedad vinculada a la percepción de la apariencia física. Se destaca la necesidad de ampliar estudios a poblaciones no universitarias para obtener resultados más generalizables. Este trabajo contribuye al conocimiento sobre la relación entre ansiedad y apariencia física, proporcionando una herramienta fiable para futuras investigaciones.

**PALABRAS CLAVE:** validez; psicometría; evaluación psicológica; ansiedad, apariencia física.

## ABSTRACT

This study analyzes the psychometric properties of the Spanish version of the Physical Appearance State and Trait Anxiety Scale (PASTAS) (1), focusing on men, a group underexplored in research on physical appearance. Using a sample of 610 university students aged 17 to 20, confirmatory factor analyses were conducted to assess the instrument's validity and reliability. The results validated a bifactorial structure consisting of weight-related and non-weight-related factors, demonstrating satisfactory statistical and construct indicators. This model confirms the utility of PASTAS for investigating anxiety associated with self-perception of physical appearance. The study highlights the need to expand research to non-university populations to achieve more generalizable results. This work contributes to understanding the relationship between anxiety and physical appearance, providing a reliable tool for future research.

**KEY WORDS:** validity; psychometry; psychological assessment; anxiety; physical appearance.

## INTRODUCCIÓN

La ansiedad ha sido un problema con alta prevalencia en diversas etapas de la vida incluso antes de la pandemia, con un impacto notable en la etapa final de la adultez (2). Sin embargo, la crisis sanitaria global causada por la COVID-19 ha exacerbado significativamente esta condición, elevando la prevalencia de la ansiedad a niveles alarmantes, con estimaciones de hasta un 24.9% en niveles de ansiedad moderada a severa (3). Este incremento no solo subraya la necesidad urgente de prestar atención a este fenómeno, sino también la importancia de desarrollar y validar herramientas de evaluación que permitan una detección precisa y oportuna de la ansiedad en distintos grupos poblacionales (4, 5).

Un factor crucial en la comprensión de la ansiedad, es la percepción de la imagen corporal, un constructo psicológico complejo, que abarca los atributos estéticos y funcionales del cuerpo, y que se relaciona estrechamente con pensamientos, sentimientos y comportamientos particulares. La preocupación por la imagen corporal es común en la población general y puede desencadenar grados severos de insatisfacción, disgusto o frustración, aumentando así el riesgo de trastornos de ansiedad (6).

La insatisfacción corporal, definida como la discrepancia entre la imagen corporal percibida y los ideales de belleza socialmente establecidos, tiene una prevalencia significativa; en Estados Unidos, se ha estimado en un 39% según (7). Esta insatisfacción es un predictor de trastornos psicológicos como la depresión y los trastornos alimentarios, además de estar asociada con hábitos de riesgo y una menor calidad de vida (8). En este contexto, la ansiedad relacionada con la apariencia física, o ansiedad estado y rasgo asociado a la imagen corporal, emerge como un área crítica de estudio, especialmente considerando sus implicaciones en la salud mental y el bienestar general (9, 10).

Aunque la literatura sugiere que los hombres tienden a tener una percepción más precisa de su imagen corporal en comparación con las mujeres, ambos géneros pueden experimentar insatisfacción y ansiedad relacionadas con su apariencia física. Esto destaca la importancia de estudiar y caracterizar la preocupación por la forma del cuerpo específicamente en hombres (8, 11).

No obstante, la percepción corporal en hombres, así como los factores que determinan su imagen y las posibles alteraciones sociales e individuales asociadas a patrones socioculturales, han sido menos explorados. Aspectos como las diferencias raciales (12), la práctica de ejercicio, y la importancia atribuida a características como la musculatura, cuerpos atléticos, y proporciones corporales específicas, merecen un análisis más profundo (13, 14).

Es ampliamente reconocido que las investigaciones se enfocan en analizar los patrones de imagen corporal en diversas poblaciones, con el objetivo de establecer relaciones causales que satisfagan las necesidades específicas en distintos contextos (15). La identificación de la situación actual constituye el primer paso para desarrollar estrategias de atención efectivas y asertivas que contribuyan a mejorar la imagen corporal. Para ello, es esencial contar con herramientas que permitan determinar de manera precisa el nivel y la magnitud del problema.

En este sentido, la presente investigación instrumental (16) tuvo como objetivo explorar la estructura factorial del cuestionario Physical Appearance State and Trait Anxiety Scale (PASTAS), propuesto por Reed y colaboradores (1), en jóvenes mexicanos. Esta investigación se justifica por la relevancia de verificar la estructura factorial de un instrumento en grupos específicos (17). Además permitirá identificar las dimensiones específicas de la ansiedad asociada a la apariencia física en esta población, ofreciendo una comprensión más matizada del fenómeno (18, 19), así como, evaluar en qué medida los hombres perciben ansiedad-rasgo asociada con el peso y con áreas corporales no relacionadas con el peso, proporcionando una base sólida para el desarrollo de intervenciones específicas.

## MATERIAL Y METODOS

### Participantes

El presente estudio de tipo instrumental contó con la participación de 610 hombres universitarios que ingresaron por primera vez a la Universidad Autónoma de Chihuahua (UACH). La muestra se seleccionó a través de un muestreo por conveniencia. Las edades de los participantes variaron entre los 17 y 20 años, con una media de 18.1 y una desviación estándar de 0.7 años.

Los criterios de inclusión para esta investigación abarcaban la escolarización, la edad y la participación voluntaria en el estudio. Se excluyó a los participantes que no respondieron a todos los ítems del cuestionario.

Se siguieron los lineamientos del reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud de México, según refiere que "las investigaciones que se realicen en seres humanos deberán observar los principios científicos y éticos que justifiquen la investigación, sin riesgo para la salud o la vida de los sujetos"(20), además, el estudio se adhirió a la lista de elementos de consentimiento libre e informado indicados por Mondragón-Barrios (21).

### **Instrumento**

La Physical Appearance State and Trait Anxiety Scale (PASTAS) de Reed y colaboradores(1), en su versión original, es un cuestionario compuesto por 16 ítems. Este evalúa la ansiedad-rasgo asociada con el peso (8 ítems) y con áreas corporales no relacionadas con el peso (8 ítems). Los encuestados indican, en una escala de 1 a 5, cuán ansiosos, tensos o nerviosos se sienten con respecto a dichas áreas del cuerpo. Para el presente estudio, además de traducir los ítems del cuestionario, se realizaron dos adaptaciones a la versión de Reed y colaboradores (1). Por lo tanto, nos referiremos al cuestionario PASTAS como cuestionario PASTAS-M.

Muñiz y colaboradores (22), realizaron la traducción y adaptación de la versión rasgo del Cuestionario Pastas en español, apoyados en las pautas de la Comisión de Pruebas Nacionales y de investigadores experimentados. Ornelas y colaboradores (19), llevaron a cabo dos adaptaciones, la primera consistió en cambiar la escala de puntuación original de cinco opciones de respuesta a una escala de 11 posibles respuestas para expresar el nivel de ansiedad. Combinando la escala original con una nueva versión adaptada de la siguiente manera: nada (0), ligeramente (1, 2 y 3), moderadamente (4, 5 y 6), mucho (7, 8 y 9) y demasiado (10). Esta adaptación se justifica porque los estudiantes están familiarizados con la escala de 0 a 10, ya que es la forma en que han sido evaluados por el sistema educativo de nuestro país (México). Y en segundo momento, recomendó la aplicación del instrumento a través de una computadora. Asegurando de esta manera un almacenamiento de los datos sin necesidad de etapas previas de codificación, logrando una mayor precisión y rapidez.

### **Procedimiento**

Tras obtener el permiso de las autoridades educativas y de las familias (en el caso de los alumnos de 17 años), se extendió una invitación a los hombres universitarios de primer ingreso de la UACH para participar en el estudio. Aquellos que aceptaron la invitación firmaron un consentimiento informado. Posteriormente, se llevó a cabo la aplicación del instrumento tipo Likert previamente informatizado y asistido por computadora, esto a través del módulo administrador de la versión 2.0 del editor de escalas desarrollado por Blanco y colaboradores (23). Previamente se describió la escala en una sesión de aproximadamente 30 minutos, realizada en los centros de cómputo de las diferentes facultades de la UACH. Al comienzo de la evaluación, se explicaron las instrucciones del cuestionario y los objetivos de la investigación. Una vez

concluida la aplicación del instrumento, se procedió a la recopilación y análisis de los datos utilizando los paquetes SPSS 21.0 y AMOS 24.0.

### Análisis de datos

Como parte del análisis del cuestionario, se revisaron los datos de cada pregunta para ver si seguían un patrón estadístico esperado, conocido como distribución normal. Para ello, se observaron dos indicadores comunes: la asimetría y la curtosis. De acuerdo con Orcan (24), cuando alguno de estos valores supera  $\pm 3.00$  en valor absoluto, puede interpretarse como señal de que esa pregunta se aleja de una distribución normal, lo cual puede influir en los análisis posteriores. Además, se quiso comprobar si, al considerar todas las preguntas juntas, los datos mantenían una distribución adecuada. Para eso se utilizó el índice de Mardia, que permite detectar si existe algún tipo de distorsión cuando se consideran las variables en conjunto. Según el planteamiento de Mardia (25), si el valor que arroja este índice excede los 70 puntos, se interpreta como una indicación clara de que los datos no cumplen con el supuesto de normalidad multivariada. Esta recomendación ha sido retomada también por Yuan y Bentler (26), quien destaca la importancia de atender a este tipo de medidas antes de aplicar modelos estructurales más complejos.

Posteriormente, se sometieron a comparación dos modelos de medida: el Modelo 1, que responde a una estructura bifactorial acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario propuesta por Cisneros y Ausín (1) y el Modelo 2, que corresponde a la estructura factorial del modelo anterior sin los ítems que de acuerdo a los índices de modificación resultaron no adecuados.

Para conducir los análisis factoriales confirmatorios se utilizó el software AMOS 24, 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 observables (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud; siguiendo la recomendación de Thompson (27), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no solo 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 de los modelos sometidos a prueba, se utilizaron diversas medidas. Para las medidas absolutas de ajuste se incluyeron el estadístico Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Como medidas de ajuste incremental, se emplearon el índice corregido de la bondad de ajuste (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de ajuste comparativo (CFI). Además, se utilizó la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ) y el criterio de información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (28, 29). Posteriormente, se determinó la validez convergente, la validez discriminante y la fiabilidad de cada uno de los modelos sometidos a prueba.

La validez convergente se estimó a través de la significatividad y tamaño de los pesos factoriales de los ítems sobre cada factor y de la varianza media extraída (AVE) que de acuerdo con Fornell y Larcker (30) debe ser mayor a .50. Mientras que para estimar la validez discriminante se utilizó el test de varianza extraída propuesto también por Fornell y Larcker (30) donde se calcula la AVE para cada uno de los factores del modelo y se compara con el cuadrado de la correlación entre los factores, luego si las AVE de los dos factores superan el cuadrado de la correlación entre ellos se puede afirmar que hay validez discriminante.

La fiabilidad se calculó a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (31, 32) y del Coeficiente Omega (33, 34).

## RESULTADOS

En la Tabla 1, además de las medias y desviaciones estándar, se resumen los valores de asimetría y curtosis de las distintas variables contempladas en el modelo de medida. La mayoría de las variables muestran valores de asimetría y de curtosis de  $\pm 3.00$ , por lo que se infiere que las variables se ajustan razonablemente a una distribución normal; por otro lado el índice multivariado de Mardia por encima del valor 70 indica ausencia de normalidad multivariada (35).

**Tabla 1.** Media, desviación estándar, asimetría y curtosis de los ítems del cuestionario PASTAS-M.

Ítem	M	DE	AS	CU
Ítem 1: Mi Peso corporal	5.02	3.03	-0.17	-1.08
Ítem 2: Mis Muslos	3.94	2.93	0.24	-1.05
Ítem 3: Mis Nalgas	3.75	3.16	0.41	-1.04
Ítem 4: Mis Caderas	3.66	3.09	0.40	-1.02
Ítem 5: Mi Abdomen	5.70	3.23	-0.36	-1.12
Ítem 6: Mis Piernas	3.99	3.11	0.32	-1.11
Ítem 7: Mi Cintura	4.95	3.45	-0.05	-1.39
Ítem 8: Mi Tono muscular	3.81	2.96	0.32	-1.03
Ítem 9: Mis Orejas	1.09	2.15	2.19	4.32
Ítem 10: Mis Labios	0.99	1.93	2.23	4.46
Ítem 11: Mis Muñecas	0.72	1.71	2.96	9.25
Ítem 12: Mis Manos	1.45	2.28	1.82	2.74
Ítem 13: Mi Frente	1.23	2.16	2.03	3.53
Ítem 14: Mi Cuello	1.01	2.07	2.33	4.90
Ítem 15: Mi Mentón	0.86	1.80	2.36	4.87
Ítem 16: Mis Pies	2.06	2.69	1.34	0.80
Índice multivariado de Mardia				180.86

Nota: M = media, DE = desviación estándar, AS = asimetría; CU = curtosis

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .843; RMSEA .107; CFI .871) para el Modelo 1 que corresponde a una estructura bifactorial acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario, indican que el modelo de medición es no aceptable (Tabla 2).

**Tabla 2.** Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados.

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	$\chi^2$	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	$\chi^2/gl$	AIC
Modelo 1	822.978*	.843	.107	.793	.849	.871	7.990	888.978
Modelo 2	75.308*	.973	.059	.949	.973	.982	3.138	117.308

Nota: \*  $p < .05$ ; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; AGFI = índice corregido de la bondad de ajuste; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo;  $\chi^2/gl$  = índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike

Los factores del Modelo 1 explican aproximadamente el 59% de la varianza y de acuerdo con los resultados obtenidos 2 de los 16 ítems saturan por debajo de .70 en su dimensión prevista (Tabla 3).

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .973; RMSEA .059; CFI .982) del segundo modelo sometido a prueba (Modelo 2) que corresponde a la estructura factorial del modelo anterior sin los ítems 1, 5, 7, 8, 9, 15 y 16 indican que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo (Tabla 2). Los factores de este modelo explican aproximadamente el 69% de la varianza. Por otro lado, ninguno de los ítems satura por debajo de .70 en su dimensión prevista (Tabla 3). Observándose, en ambos modelos, intercorrelaciones moderadas entre los factores, además de que todas las AVE (Tabla 4) superan el cuadrado de la correlación entre ellos, lo que sugiere la existencia de validez discriminante.

**Tabla 3.** Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo 1 y Modelo 2.

Ítem	Modelo 1		Modelo2		
	F1	F2	F1	F2	
Pesos Factoriales					
Ítem 1: Mi Peso corporal	.73		-		
Ítem 2: Mis Muslos	.79		.77		
Ítem 3: Mis Nalgas	.79		.88		
Ítem 4: Mis Caderas	.80		.84		
Ítem 5: Mi Abdomen	.73		-		
Ítem 6: Mis Piernas	.77		.84		
Ítem 7: Mi Cintura	.73		-		
Ítem 8: Mi Tono muscular	.73		-		
Ítem 9: Mis Orejas		.56		-	
Ítem 10: Mis Labios		.77		.76	
Ítem 11: Mis Muñecas		.71		.77	
Ítem 12: Mis Manos		.75		.77	
Ítem 13: Mi Frente		.73		.73	
Ítem 14: Mi Cuello		.72		.71	
Ítem 15: Mi Mentón		.71		-	
Ítem 16: Mis Pies		.63		-	
Correlaciones Factoriales					
	F1	-	.52	-	.46
	F2	.52	-	.46	-

Nota: F1 = Factor Peso F2 = Factor No Peso

Los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios, en ambos modelos, alcanzan valores de consistencia interna por encima de .85; evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas (Tabla 4). En cuanto a la varianza media extraída la mayoría de los factores obtienen valores por encima de .50 (Tabla 4).

**Tabla 4.** Coeficiente omega y alfa para los factores obtenidos en los Modelo 1 y Modelo 2.

Factor	Modelo 1			Modelo 2		
	$\Omega$	$\alpha$	AVE	$\Omega$	$\alpha$	AVE
Peso	.915	.915	.576	.900	.892	.694
No Peso	.884	.877	.490	.861	.856	.560

Nota: AVE = varianza media extraída

## DISCUSIONES Y CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos en este estudio contribuyen significativamente a la literatura sobre las propiedades psicométricas del cuestionario Physical Appearance State and Trait Anxiety Scale (PASTAS-M) en jóvenes universitarios mexicanos. El análisis factorial confirmatorio respalda una estructura bifactorial compuesta por los factores de Peso y No Peso, lo cual coincide con la estructura original propuesta por Reed y colaboradores (1). Este hallazgo es consistente con investigaciones previas en contextos culturales similares, donde se ha validado una estructura semejante en el PASTAS, destacando su robustez psicométrica (19).

### Validez factorial y fiabilidad

Los resultados del análisis factorial confirmatorio mostraron que los ítems se agrupan bien en dos factores, lo cual refuerza tanto la validez convergente como la constructiva. Los pesos factoriales fueron significativos, con valores de AVE superiores a 0.50, lo que indica que el cuestionario mide correctamente la ansiedad vinculada con la apariencia física (30). En cuanto a la confiabilidad, los coeficientes alfa de Cronbach y Omega superaron 0.85 en ambos factores, lo que refleja una buena consistencia interna y precisión en la evaluación psicológica de esta población (31, 34).

Al comparar los dos modelos, se vio que el segundo tuvo un mejor ajuste tras eliminar ítems con saturaciones bajas. Esta depuración ayudó a simplificar la escala y a mejorar su consistencia. Se retiraron ítems relacionados con partes del cuerpo como las orejas y el mentón, una práctica que también se ha aplicado en otros estudios con escalas adaptadas a muestras específicas (19, 36). Esto coincide con lo que proponen Ferrando y Lorenzo-Seva (37), quienes afirman que cuando se mejora la claridad del modelo y se reduce su complejidad, se fortalece su validez estructural sin afectar su utilidad práctica.

Otros estudios respaldan esta idea de reducir ítems en escalas psicométricas, especialmente si estos no aportan mucho desde el punto de vista estadístico o conceptual. Szabó y Lovibond (38), por ejemplo, crearon una versión del DASS-21 para adolescentes eliminando algunos ítems sin perder validez. Rica y colaboradores (39), validaron una escala de perfeccionismo en la apariencia física en hombres, eligiendo solo los ítems más relevantes. Ho y Liang (40), desarrollaron una versión breve de una escala de tolerancia que mantuvo su estructura factorial. Estos casos muestran que reducir el número de ítems puede mejorar la claridad del modelo y su aplicación, en línea con lo planteado por Ferrando y Lorenzo-Seva (37).

### Validez discriminante y correlaciones entre factores

La validez discriminante se evidenció a través de correlaciones moderadas entre los factores Peso y No Peso, y porque la AVE de cada uno fue

mayor al cuadrado de su correlación mutua. Esto sugiere que ambos factores representan dimensiones distintas de la ansiedad por la apariencia (10). En otras palabras, aunque están relacionados, cada uno refleja un aspecto específico del constructo general, lo que mejora la precisión de la evaluación(8).

### **Limitaciones y recomendaciones para futuras investigaciones**

Una limitación es que el estudio se centró únicamente en estudiantes universitarios, lo que puede limitar la generalización a otros grupos juveniles. Estudios anteriores han señalado diferencias en la percepción corporal y la ansiedad relacionada, entre quienes estudian y quienes no, lo cual puede estar influido por el entorno social o el estilo de vida (7). Por eso, se recomienda que futuras investigaciones incluyan también a jóvenes no universitarios para obtener una visión más completa del tema.

Otro aspecto que vale la pena considerar es que el PASTAS-M, al igual que otros cuestionarios basados en autoinforme, puede estar influido por el deseo de las personas de dar respuestas socialmente aceptables. Esto podría afectar la sinceridad con la que se responde, sobre todo cuando se tocan temas sensibles como la imagen corporal(32). Para reducir este tipo de sesgos, se recomienda complementar los resultados del cuestionario con otros métodos, como entrevistas más estructuradas o evaluaciones externas, que ayuden a obtener una visión más completa y precisa del problema (14).

### **Implicaciones prácticas**

Sentirse incómodo con el propio cuerpo puede afectar mucho el estado de ánimo y cómo se vive el día a día, sobre todo en la juventud, cuando la imagen personal es muy importante (9). Por eso es tan útil contar con herramientas como el PASTAS-M, que ya ha demostrado ser confiable y válida. Esta escala permite detectar ansiedad relacionada con la apariencia física y tomar acciones concretas. En clínicas, por ejemplo, puede ayudar a identificar estos casos y planear formas de apoyo más personalizadas, algo clave para quienes han pasado por trastornos alimenticios o depresión (6).

Pero su uso no se limita a lo clínico. El PASTAS-M también es muy útil en estudios que quieren describir cómo se siente la gente respecto a su cuerpo o medir si ciertas estrategias están funcionando. Gracias a esto, se puede entender mejor cómo se presenta esta ansiedad en distintos contextos sociales o culturales. Y no es un tema menor: preocuparse demasiado por el físico puede llevar a evitar reuniones, adoptar hábitos poco saludables, usar productos para bajar de peso o sentir rechazo constante hacia uno mismo (12).

En pocas palabras, los resultados con universitarios mexicanos muestran que el PASTAS-M es una buena forma de medir la ansiedad relacionada con la imagen física. Su estructura, su consistencia interna y su validez frente a otras pruebas lo hacen una opción confiable para futuras investigaciones. Aun así, sería bueno seguir probándolo con otros grupos de personas para ver cómo funciona en diferentes situaciones.

## REFERENCIAS

1. Reed DL, Thompson K, Brannick MT, Sacco WP. Development and Validation of the Physical Appearance State and Trait Anxiety Scale (PASTAS). Journal of Anxiety Disorders. 1991;5(4):323-32. [https://doi.org/10.1016/0887-6185\(91\)90032-O](https://doi.org/10.1016/0887-6185(91)90032-O).
2. Cisneros G, Ausín B. Prevalencia de los trastornos de ansiedad en las personas mayores de 65 años: una revisión sistemática. Revista Española de Geriatría y Gerontología. 2019. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2018.05.009>.
3. Padrós F, Montoya K, Bravo MA, Martínez-Medina M. Propiedades psicométricas del Inventory de Ansiedad de Beck (BAI, Beck Anxiety Inventory) en población general de México/ Psychometric properties of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in the general population of Mexico. Ansiedad y Estres. 2020;26:181-7. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2020.08.002>.
4. Li Z, Li J, Li Y, Tian F, Huang J, Wang Z, et al. Anxiety and depression in the post-pandemic era: concerns about viral mutation and re-outbreak. BMC psychiatry. 2022;22(1):678. <https://doi.org/10.1186/s12888-022-04307-1>.
5. Bouza E, Arango C, Moreno C, Gracia D, Martín M, Pérez V, et al. Impact of the COVID-19 pandemic on the mental health of the general population and health care workers. Revista española de quimioterapia : publicación oficial de la Sociedad Espanola de Quimioterapia. 2023;36(2):125-43. <https://doi.org/10.37201/req/018.2023>.
6. Hewitt J, Murray K. Negative body image mental health literacy in women: Exploring aesthetic and functional concerns and the role of self-objectification. Body Image. 2024;48:101657. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2023.101657>.
7. Frederick DA, Garcia JR, Gesselman AN, Mark KP, Hatfield E, Bohrnstedt G. The Happy American Body 2.0: Predictors of affective body satisfaction in two U.S. national internet panel surveys. Body Image. 2020;32:70-84. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2019.11.003>.
8. Murray K, Davey J, Dennis M, Harris D, Hayman E, Rieger E. The effect of appearance and functionality concerns, and weight status, on negative body image mental health literacy in women. Body Image. 2024;49:101703. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2024.101703>.
9. Milton A, Hambleton A, Roberts A, Davenport T, Flego A, Burns J, et al. Body Image Distress and Its Associations From an International Sample of Men and Women Across the Adult Life Span: Web-Based Survey Study. JMIR Form Res. 2021;5(11):e25329. <https://doi.org/10.2196/25329>.
10. Cleland L, Kennedy HL, Pettie MA, Kennedy MA, Bulik CM, Jordan J. Eating disorders, disordered eating, and body image research in New Zealand: a scoping review. Journal of Eating Disorders. 2023;11(1):7. <https://doi.org/10.1186/s40337-022-00728-1>.
11. Swami V, Knowles V. Mental health literacy of negative body image: symptom recognition and beliefs about body image in a British community sample. International Journal of Culture and Mental Health. 2014;7(2):199-215. <https://doi.org/10.1080/17542863.2013.769611>.

12. Pacheco CR, VanderJagt H, Serier KN, Peterson KP, Smith JE. Measurement invariance of two measures of positive body image among Hispanic/Latina undergraduate women. *Body Image*. 2024;51:101752. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2024.101752>.
13. Cordes M, Vocks S, Duesing R, Bauer A, Waldorf M. Male Body Image and Visual Attention Towards Oneself and Other Men. *Psychology of Men & Masculinity*. 2016;17. <https://doi.org/10.1037/men0000029>.
14. Sobrino-Bazaga A, Rabito-Alcón MF. Diferencias de género existentes en la población general en relación a la insatisfacción corporal asociada al ideal de belleza: una revisión sistemática. *Estudios de Psicología*. 2018;39(2-3):548-87. <https://doi.org/10.1080/02109395.2018.1517860>.
15. Bailey KA, Gammage KL, van Ingen C. How do you define body image? Exploring conceptual gaps in understandings of body image at an exercise facility. *Body Image*. 2017;23:69-79. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2017.08.003>.
16. Ato M, López JJ, Benavente A. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*. 2013;29(3):1038-59. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>.
17. Abalo J, Lévy J, Rial A, Varela J. Invarianza factorial con muestras múltiples. In: Lévy J, editor. *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales*. Madrid: Netbiblo; 2006. p. 259-78. [https://www.google.com.mx/books/edition/Modelizaci%C3%B3n\\_con\\_estructuras\\_de\\_covaria/WfC1TGVJBgC?hl=es-419&gbpv=1&dq=Modelizaci%C3%B3n+con+Estructuras+de+Covarianzas+en+Ciencias+Sociales.+Temas+Esenciales,+Avanzados+y+Aportaciones+Especiales.+L%C3%A9vy,+J.P.+y+Varela,+J.&printsec=frontcover](https://www.google.com.mx/books/edition/Modelizaci%C3%B3n_con_estructuras_de_covaria/WfC1TGVJBgC?hl=es-419&gbpv=1&dq=Modelizaci%C3%B3n+con+Estructuras+de+Covarianzas+en+Ciencias+Sociales.+Temas+Esenciales,+Avanzados+y+Aportaciones+Especiales.+L%C3%A9vy,+J.P.+y+Varela,+J.&printsec=frontcover)
18. Aguirre JF, Rangel-Ledezma YS, Jurado-García PJ, Blanco H, Ornelas M, Jiménez-Lira C, et al. Validation of a Computerized Version of the Trait Subscale of the Physical Appearance State and Trait Anxiety Scale in Mexican Preadolescents. *Children* (Basel). 2022;9(1). <https://doi.org/10.3390/children9010064>.
19. Ornelas M, Rodríguez-Villalobos JM, Viciana J, Guedea JC, Blanco JR, Mayorga-Vega D. Composition Factor Analysis and Factor Invariance of the Physical Appearance State and Trait Anxiety Scale (PASTAS) in Sports and Non-Sports Practitioner Mexican Adolescents. *Journal of sports science & medicine*. 2021;20(3):525-34. <https://doi.org/10.52082/jssm.2021.525>.
20. Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud, (2014). Diario Oficial de la Federación; 2014[22 de abril 2025]; [5-6]. [https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg\\_LGS\\_MIS.pdf](https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg_LGS_MIS.pdf).
21. Mondragón-Barrios L. Consentimiento informado: una praxis dialógica para la investigación. *Revista de Investigación Clínica*. 2009;61(1):73-82. <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC2788237/pdf/nihms158286.pdf>
22. Muñiz J, Elosua P, Hambleton RK. [International Test Commission Guidelines for test translation and adaptation: second edition]. *Psicothema*. 2013;25(2):151-7. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>.

23. Blanco H, Ornelas M, Tristán JL, Cocca A, Mayorga-Vega D, López-Walle J, et al. Editor for creating and applying computerise surveys. Procedia Social and Behavioral Sciences. 2013;106:935-40. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105>.
24. Orcan F. Parametric or Non-parametric: Skewness to Test Normality for Mean Comparison. International Journal of Assessment Tools in Education. 2020;7(2):255-65. <https://doi.org/10.21449/ijate.656077>.
25. Mardia KV. Applications of Some Measures of Multivariate Skewness and Kurtosis in Testing Normality and Robustness Studies. Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B. 1974;36(2):115-28 <https://www.jstor.org/stable/25051892>
26. Yuan KH, Bentler PM. Structural Equation Modeling with Robust Covariances. Sociological Methodology. 1998;28:363-96 <https://www3.nd.edu/~kyuan/courses/sem/readpapers/Yuan-Bentler-SM98.pdf>
27. Thompson B. Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications. . Washington, D C: American Psychological Association; 2004. <https://psycnet.apa.org/fulltext/2004-13115-000-FRM.pdf>
28. Byrne BM. Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming. New York, NY: Routledge; 2010. [https://www.researchgate.net/publication/361909378\\_Structural\\_Equation\\_Modeling\\_With\\_AMOS](https://www.researchgate.net/publication/361909378_Structural_Equation_Modeling_With_AMOS)
29. Gelabert E, García-Esteve L, Martín-Santos R, Gutiérrez F, Torres A, Subirà S. Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. Psicothema. 2011;23(1):133-9 <https://www.redalyc.org/pdf/727/72717207021.pdf>
30. Fornell C, Larcker DF. Evaluating structural equations models with unobservable variables and measurement error. Journal of Marketing Research. 1981;18(1):39-50 <https://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/35622/b1378752.0001.001.pdf;jsessionid=A225FC43E8A2EA9979A6A96AC2CC6DE5?sequence=2>
31. Elosua P, Zumbo BD. Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. Psicothema. 2008;20(4):896-901 <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72720458>
32. Nunnally JC, Bernstein IH. Teoría Psicométrica. México: McGraw-Hill; 1995. <https://es.scribd.com/document/377432876/Nunnally-Bernstein-1-1>
33. Revelle W, Zinbarg RE. Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. Psychometrika. 2009;74(1):145-54. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>.
34. Sijtsma K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. Psychometrika. 2009;74(1):107-20. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>.
35. Rodríguez MN, Ruiz MA. Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. Psicológica. 2008;29:205-27 <https://www.uv.es/psicologica/articulos2.08/6RODRIGUEZ.pdf>

36. Vall-Roqué H, Andrés A, Saldaña C. The Impact of COVID-19 Lockdown on Social Network Sites Use, Body Image Disturbances and Self-Esteem among Adolescent and Young Women. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry*. 2021;110:110293 <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S027858462100052X>
37. Ferrando PJ, Lorenzo-Seva U. MSA: The Forgotten Index for Identifying Inappropriate Items Before Computing Exploratory Item Factor Analysis. *Methodology*. 2021;17(4):403-14 <https://meth.psychopen.eu/index.php/meth/article/view/7185>
38. Szabó M, Lovibond PF. Development and Psychometric Properties of the DASS-Youth (DASS-Y): An Extension of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) to Adolescents and Children. *Frontiers in Psychology*. 2022;13:766890 <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.766890>
39. Rica R, Solar M, Moreno-Encinas A, Foguet S, Compte EJ, Sepúlveda AR. Physical Appearance Perfectionism: Psychometric Properties and Factor Structure of an Assessment Instrument in a Representative Sample of Males. *Frontiers in Psychology*. 2022;13:806460 <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.806460>
40. Ho MY, Liang S. The Development and Validation of a Short Form of the Forbearance Scale. *Frontiers in Psychology*. 2021;12:686097 <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.686097>