



Propiedades psicométricas de una escala de cribado para el trastorno dismórfico corporal (EDC)
Psychometric properties of a screening scale for body dysmorphic disorder (EDC)

<https://doi.org/10.37135/ee.04.26.05>

Autores:

Mayerli Choque Garcia¹ - <https://orcid.org/0009-0000-0812-1737>

Rosario del Pilar Quispe Mamani¹ - <https://orcid.org/0009-0005-8796-3962>

Rita Cordova Soncco¹ - <https://orcid.org/0000-0003-1880-4560>

Afiliación:

¹Universidad Peruana Unión, Escuela Profesional de Psicología, Juliaca-Perú

Autor de correspondencia: Mayerli Choque Garcia. Universidad Peruana Unión-sede Juliaca. Dirección postal: Jr. Tulipán s/n Puno, Perú. Email: mayerlichoque@upeu.edu.pe,. Teléfono: +51 931629872

Recibido: 31 de octubre de 2025

Aceptado: 26 de febrero de 2026

RESUMEN

Se realizó el diseño y análisis de las propiedades psicométricas de una escala para el trastorno dismórfico corporal (EDC) en jóvenes estudiantes. La muestra consiste en 630 estudiantes de 18 a 21 años de edad, en donde 49,21 % es de género femenino y 50,79 % masculino. La metodología empleada es diseño no experimental, enfoque cuantitativo, corte transversal y tipo instrumental psicométrico. Los resultados obtenidos demuestran la validez de contenido con V de Aiken de 0,998. En la validez de constructo, el AFE obtuvo un KMO = 0,939 y una varianza explicada del 63,6 %, brindando una estructura de dos factores. Sin embargo, en el AFC se propuso tres modelos, optando por el modelo unidimensional siendo el más adecuado, con índices de ajuste óptimos (CFI = 0,999, TLI = 0,999, SRMR = 0,031, RMSEA = 0,081). La confiabilidad de la escala alcanza un $\alpha = 0,977$ [0,975 – 0,980] y $\omega = 0,977$ [0,975 – 0,980]. Se realizó la baremación de forma diferenciada por género con puntajes en rangos percentiles y en categorías como: sin problema, leve, moderado y severo. De tal manera el instrumento EDC cuenta con adecuados niveles de validez de contenido, constructo y confiabilidad por consistencia interna.

Palabras clave: trastorno dismórfico corporal, distorsión de la percepción, dismorfia, imagen corporal.



ABSTRACT

The design and analysis of the psychometric properties of a scale for body dysmorphic disorder (EDC) in young students was carried out. The sample consisted of 630 students aged 18 to 21 years, where 49.21 % were female and 50.79 % male. The methodology used was a non-experimental design, quantitative approach, cross-sectional, and instrumental psychometric type. The results obtained demonstrate content validity with an Aiken's V of 0.998. In construct validity, the AFE obtained a KMO = 0.939 and an explained variance of 63.6 %, providing a two-factor structure. However, three models were proposed in the AFC, opting for the unidimensional model being the most appropriate, with optimal fit indices (CFI = 0.999, TLI = 0.999, SRMR = 0.031, RMSEA = 0.081). The scale reliability reaches $\alpha = 0.977$ [0.975 - 0.980] and $\omega = 0.977$ [0.975 - 0.980]. The scoring was carried out in a differentiated manner by gender with scores in percentile ranges and in categories such as: no problem, mild, moderate and severe. Thus, the EDC instrument has adequate levels of content and construct validity and reliability by internal consistency.

Keywords: Body Dysmorphic Disorder, Perceptual Distortion, Dysmorphia, Body Image.

INTRODUCCIÓN

En el contexto actual, la salud mental ha adquirido una creciente relevancia, especialmente en la población joven entre los 15 y 29 años, etapa caracterizada por demandas académicas, sociales y personales que incrementan la vulnerabilidad a trastornos mentales.⁽¹⁾ Este rango representa aproximadamente el 23,8 % de la población total, y en el contexto peruano evidencia una prevalencia significativa de sintomatología ansiosa y depresiva en estudiantes de educación superior.⁽²⁾ Se ha evidenciado un incremento en la búsqueda de procedimientos y modificaciones estéticas por parte de la población joven sugiriendo la presencia de problemáticas asociadas a la autoimagen y estándares de belleza actuales.⁽³⁾ La falta de abordaje oportuno de estas condiciones puede generar consecuencias persistentes, limitando el bienestar y el desarrollo integral a lo largo del ciclo vital.⁽⁴⁾

En este escenario, el trastorno dismórfico corporal (TDC) ha cobrado especial atención clínica y académica. Phillips y Stein⁽⁵⁾ lo describen como una preocupación excesiva por defectos físicos percibidos, que conlleva conductas repetitivas como la verificación constante frente al espejo, evitación de la propia imagen, comparación social y estrategias de camuflaje del supuesto defecto. Estas manifestaciones no solo afectan la percepción individual, sino también la interacción social, al generarse creencias de juicio o burla por parte de otros. Los reportes estadísticos internacionales indican que aproximadamente el 86 % del total de intervenciones estéticas se realizan en mujeres.⁽⁶⁾ La literatura científica sugiere que esta desproporción está fuertemente impulsada por la presión sociocultural para alcanzar estándares de belleza inalcanzables, incrementando significativamente la insatisfacción corporal en este grupo demográfico.⁽³⁾ Camacho-Laraña, et al., han identificado diferencias de género significativas en las preocupaciones corporales: mientras los hombres



tienden a centrarse en aspectos como la musculatura, el cabello o los genitales, las mujeres focalizan su atención en el peso, la piel y el abdomen.⁽⁷⁾ En esta misma línea, Giraldo-O'Meara y Belloch asocian estas preocupaciones con consecuencias psicosociales relevantes, evidenciando un alto grado de deterioro e importantes dificultades en la vida laboral, relacional y familiar del individuo.⁽⁸⁾

En cuanto a su evaluación, diversos instrumentos han sido desarrollados para medir tanto la sintomatología como la gravedad del TDC. Para valoración de síntomas en Colombia estandarizaron el cuestionario de la figura corporal (BSQ) que mide el nivel de angustia que puede generar el aumento de peso y la imagen corporal, sirve para detectar a las personas en riesgo de desarrollar un trastorno de este tipo. Cuenta con 34 ítems divididos en dimensiones: insatisfacción corporal y preocupación por el peso, con escala de respuesta tipo Likert de 6 puntos, se aplicó a 1939 niñas, preadolescentes y adolescentes escolarizadas de 9 a 19 años.⁽⁹⁾ Para la medición de la gravedad de los síntomas, se empleó el Cuestionario de Preocupación Dismórfica (DCQ) donde evalúa los componentes cognitivos y conductuales derivados de una preocupación excesiva por defectos físicos percibidos. La escala es unidimensional y consta de 7 ítems, los cuales se valoran mediante un formato de respuesta tipo Likert de 4 puntos. Se aplicó a 57 pacientes con TDC y a 244 estudiantes universitarios ambos de Australia.⁽¹⁰⁾ Por último, la escala de síntomas del TDC (BDD-SS) evalúa la gravedad de los síntomas, conductas desadaptativas, incluidos rituales y de evitación y cogniciones disfuncionales. Consta de 54 ítems en 7 dimensiones las cuales son comprobación, aseo, peso/forma, recoger/despuntar, evitación, quirúrgico/dermatológico y cogniciones con tipo de respuesta dicotómica (sí/no), tiene una valoración del 0 (sin problemas) al 10 (muy grave). Dicha investigación se aplicó a 99 adultos estadounidenses en rango de edad de 18 a más con un diagnóstico del TDC.⁽¹¹⁾

Desde una perspectiva histórica, el TDC ha sido conceptualizado de diversas formas desde el siglo XIX, inicialmente asociado a fobias u obsesiones. Morselli introdujo el término “dismorfofobia” para describir la preocupación por defectos físicos percibidos.⁽¹²⁾ Posteriormente, la Asociación Americana de Psiquiatría lo incorporó como trastorno dismórfico corporal en el DSM, definiéndolo como una preocupación persistente por imperfecciones no observables o mínimas, que genera malestar significativo y deterioro funcional.⁽¹³⁾ De manera complementaria, la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-10) lo ubica dentro de los trastornos somatomorfos, destacando la presencia de conductas repetitivas y pensamientos intrusivos asociados a la apariencia.⁽¹⁴⁾

La comprensión del TDC se sustenta en el modelo de la imagen corporal, el cual integra componentes perceptivos, cognitivo-afectivos y conductuales los cuales según Cash et al.⁽¹⁵⁾ estas dimensiones configuran la manera en que el individuo percibe, interpreta y actúa respecto a su cuerpo, pudiendo generar distorsiones como la sobreestimación o subestimación de sus características físicas. Estas alteraciones se asocian a diversas consecuencias psicológicas, incluyendo ansiedad, depresión, aislamiento social y riesgo de desarrollar otros trastornos mentales.⁽¹⁶⁾



Asimismo, el desarrollo y mantenimiento del TDC está influenciado por factores predisponentes y contextuales. Entre ellos, destacan los factores socioculturales que promueven ideales de belleza poco realistas, así como la influencia del entorno familiar y social en la internalización de estándares físicos.^(15,17) A ello se suma el impacto de los medios de comunicación y redes sociales, que refuerzan modelos corporales idealizados y favorecen la comparación social constante.⁽¹⁷⁾ Estos elementos pueden activar y mantener esquemas cognitivos disfuncionales, impulsando conductas orientadas a modificar la apariencia, incluso mediante prácticas riesgosas.⁽¹⁸⁾

En este marco, el modelo cognitivo-conductual de Cash y Pruzinsk citado por Santos⁽¹⁹⁾ proporciona una base explicativa sólida, al plantear que la autopercepción negativa de la imagen corporal se construye a partir de sesgos cognitivos que afectan el procesamiento de la información. Esto se traduce en pensamientos intrusivos, conductas compulsivas y respuestas emocionales desadaptativas. De manera complementaria Phillips^(20,21) enfatiza la interacción entre distorsión perceptiva, pensamientos disfuncionales y conductas ritualizadas, las cuales impactan significativamente en el funcionamiento cotidiano del individuo.

Si bien existen instrumentos consolidados para la evaluación del Trastorno Dismórfico Corporal, la mayoría de estos presentan limitaciones metodológicas para el contexto actual. Primeramente, fueron desarrollados en contextos clínicos internacionales enfocándose en la severidad sintomatológica de pacientes que ya contaban con el trastorno, lo cual limita su utilidad como herramientas de detección temprana en población general. Segundo, adaptar una escala extranjera suele forzar conceptos anglosajones a nuestra realidad, se busca aportar originalidad científica mediante el desarrollo de una nueva escala (EDC) construida desde un enfoque étnico, debido a que la percepción de la imagen corporal y los ideales estéticos están fuertemente determinados por factores socioculturales, contextuales y lingüísticos. En este sentido, las particularidades culturales y sociales de la población puneña pueden influir en la forma en que se experimenta y expresa el malestar asociado al TDC. En consecuencia, se justifica la necesidad de construir y validar una escala que permita la detección del trastorno dismórfico corporal en estudiantes de educación superior de la región de Puno. Este aporte busca no solo fortalecer la evaluación clínica y preventiva, sino también contribuir al desarrollo de instrumentos contextualizados que respondan a las características propias de la población.

Por ello, como objetivo principal de nuestra investigación fue diseñar y analizar las propiedades psicométricas de la escala para el trastorno dismórfico corporal (EDC) en estudiantes de educación superior de la región de Puno. Como objetivos específicos, se planteó evaluar evidencias de validez de contenido, validez de constructo y analizar la confiabilidad por consistencia interna del instrumento propuesto.

MATERIAL Y MÉTODOS

Esta investigación se desarrolló con un enfoque cuantitativo, de diseño no experimental, de corte transversal y tipo instrumental psicométrico.⁽²²⁾



La población objeto son estudiantes de educación superior de la región de Puno, Perú. Con un total de 630 estudiante que oscilan entre las edades de 18 a 21 años, donde 310 son de sexo femenino y 320 del sexo masculino.⁽²³⁾

El instrumento es de 24 ítems siendo unidimensional, y tiene como objetivo evaluar la sintomatología del trastorno dismórfico corporal (TDC); se constituye por reactivo de tipo Likert con valores que van desde nunca/nada (0), raramente/poco (1), a veces/más o menos (2), frecuentemente/mucho (3), siempre/totalmente (4).

La revisión del instrumento fue por 6 jueces expertos que revisaron claridad, importancia del ítems y representatividad dentro del constructo en una escala valorativa entre 0 = no presenta a 3 = refleja el criterio excelentemente; estas puntuaciones por cada ítem fueron procesadas usando la fórmula de Penfiel & Giacobbi⁽²⁴⁾ a un nivel de confianza del 95 %, sin embargo, el criterio de elegibilidad de ítems “válidos” fue el liberal que precisa valores “Low” superiores a 0,5.⁽²⁵⁾ Para el análisis centrado en el constructo, se optó por dividir la escala en dos partes homogéneas, la primera parte (n1 = 315) para analizar exploratoriamente el test y el segundo (n2 = 315) para confirmar la estructura por AFC por recomendaciones de Anderson & Gerbing así como por Brown.⁽²⁶⁾ Antes del análisis factorial exploratorio se optó por revisar el cumplimiento de supuestos como linealidad, normalidad y ausencia de multicolinealidad, así mismo, se usó el método de factorización por ejes principales, con rotación oblicua-oblimin con rotación policórica,^(23,27) todo ello usando el programa JASP.⁽²⁸⁾ Para el AFC, así como para la correlación ítem-test corregida se optó por el programa Rstudio⁽²⁹⁾ que nos permitió analizar el test con estimador “WLSMV” robusto así como matrices policóricas por tratarse de variables ordinales y rotación oblicua. Para el análisis de confiabilidad por consistencia interna⁽³⁰⁾ se optó por reportar tanto alfa de Cronbach como Omega de McDonal.⁽³¹⁾

Se garantizó el cumplimiento de las normas éticas mediante la obtención del consentimiento informado del 100 % de los participantes, asegurando su comprensión y participación voluntaria. La investigación se realizó bajo las directrices del Comité de Ética de la Facultad de Ciencias de la Salud de la Universidad Peruana Unión, aprobado mediante el expediente 2025-CEB-FCS-UPeU-0106, garantizado los derechos y el bienestar de los participantes.

RESULTADOS

En los análisis sociodemográficos, se optó por dividir la data de 630 personas en dos submuestras homogéneas para cada análisis (AFE y AFC). Por ejemplo, el 58 % de la primera y segunda submuestra poseen edades entre 18 a 21 años, el 25 a 30 %, entre 22 a 25 años, mientras que el 11 a 16 % en cada submuestra se encontró a sujetos con 26 a 29 años. En cuanto al sexo, se encontró en la primera submuestra a 59,7 % mujeres y 38,7 % en la segunda submuestra. En cuanto al estado civil, el 61,6 % y 80,6 % en la primera y segunda submuestra se encuentran solteros, mientras que el 27,9 % y 13,4 % en ambas submuestras respectivamente, se encuentran en una relación sentimental. Respecto al grado de instrucción, el 89,2 % en la primera submuestra son



universitarios, mientras que el 91,4 % en la segunda submuestra son estudiantes de carreras técnicas. Finalmente, el 37,1 % en la primera y 60,6 % en la segunda submuestra viven con sus padres, y el 43,8 % y 23,8 % respectivamente, viven solos.

La validez de contenido tiene resultados V de Aiken con respectivos intervalos de confianza al 95 % entre 3 criterios por cada ítem a partir de la revisión por 6 expertos. La mayoría de los ítems han demostrado medias de 3 con 0 desviaciones estándar, algo que refleja unanimidad de las puntuaciones en el máximo valor posible en el formato de validez, aunado a ello, sus intervalos de confianza oscilan entre 0,82 a 1, válidos desde una perspectiva liberal⁽²⁵⁾ por su intervalo “Low” superior a 0,50; no obstante, el ítem 13 presentó un intervalo limítrofe en el criterio relevancia (tabla 1).

Tabla 1. V de Aiken (IC95 %, n=6)

Ítem	Relevancia		Representatividad		Claridad	
	X(DE)	V(Low-Up)	X(DE)	V(Low-Up)	X(DE)	V(Low-Up)
1	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
2	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
3	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
4	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
5	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
6	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
7	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
8	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
9	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
10	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
11	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
12	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
13	2,67(0,52)	0,89(0,67-0,97)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
14	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
15	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
16	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
17	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
18	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
19	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
20	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
21	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
22	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
23	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)
24	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)	3(0)	1(0,82-1)



El análisis preliminar de los ítems con la primera parte de la data ($n = 315$). Se encontró que la tendencia de los sujetos en el test es marcar entre 0 y 1 (Nunca y casi nunca) vistos en la media y mediana. Las desviaciones estándar reflejan desviaciones muy pequeñas de hasta 1.2. En cuanto a la asimetría y curtosis, usada para verificar “normalidad univariada”⁽²³⁾ se encontraron ítems con desviaciones de normalidad (As y $K > \pm 1,5$) como por ejemplo 7, 9, 11, 12, 14, 15, 16, 18, 19, 20, 21, 22, 23 y 24). Al examinar las correlaciones “ítem test corregido” basadas en matrices, encontramos coeficientes entre 0,56 a 0,84, adecuados y que reflejan una esperada relación. Con la misma data se obtiene una estructura sugerida por el AFE, se encontró una solución de dos factores que explican el 63,6 % de la varianza (F1=59,5% y 4,1%). Los 24 ítems se posicionaron en un solo factor, por ejemplo, los ítems 1 al 8 se agruparon en el F1 y los ítems 9 al 24 en el factor 2. Este resultado es interpretable ($KMO=0,939$; $p= 0,000$) debido a correlaciones entre ítems que permiten la factorización (tabla 2).

Tabla 2. Análisis descriptivo

Ítem	Media	Med,	DE	As	K	Rit-c	F1	F2	Uni,
1	1,00	1,00	1,01	0,90	0,49	0,64		0,45	0,56
2	0	0,83	1,09	1,17	0,38	0,7		0,81	0,36
3	1,00	1,21	1,09	0,65	-0,34	0,75		0,64	0,37
4	0	0,8	0,96	0,98	0,07	0,69		0,86	0,36
5	1,00	0,85	1,06	1,22	0,86	0,81		0,62	0,28
6	1,00	1,11	1,23	0,96	-0,10	0,71		0,82	0,35
7	0	0,61	0,96	1,61	1,96	0,84		0,54	0,25
8	0	0,78	1,05	1,37	1,22	0,81		0,77	0,23
9	0	0,58	0,87	1,54	1,87	0,8	0,499		0,34
10	0	0,75	0,96	1,26	1,28	0,72	0,65		0,46
11	0	0,59	0,93	1,69	2,55	0,61	0,527		0,61
12	0	0,48	0,83	1,87	3,31	0,81	0,66		0,32
13	1,00	0,83	1,02	1,17	0,69	0,67	0,42		0,54
14	0	0,38	0,77	2,46	6,66	0,81	0,67		0,30
15	0	0,62	0,98	1,60	1,78	0,79	0,66		0,35
16	0	0,43	0,83	2,17	4,67	0,73	0,90		0,36
17	1,00	0,92	1,11	1,17	0,67	0,56	0,4		0,68
18	0	0,64	0,97	1,64	2,29	0,83	0,66		0,28
19	0	0,46	0,85	2,08	3,96	0,82	0,87		0,25
20	0	0,45	0,81	2,04	4,17	0,83	0,87		0,24
21	0	0,53	0,91	1,88	3,25	0,8	0,83		0,28
22	0	0,52	0,87	1,69	2,18	0,83	0,84		0,23
23	0	0,54	0,91	1,84	2,88	0,8	0,71		0,32
24	0	0,41	0,81	2,15	4,44	0,77	0,95		0,29

Nota: As es asimetría, K es curtosis, Rit-c es la relación ítem test corregida y Uni. es unicidad. El método de extracción “Factorización según el eje principal” se usó en combinación con una rotación “oblimin”



Se utilizó una segunda muestra de 315 sujetos para confirmar la estructura interna. Se comprobaron 3 modelos, la primera en base a lo esperado teóricamente con 4 dimensiones; este modelo, si bien es cierto presenta “esperados índices de ajuste” casi perfectos y residuos bajos, sin embargo, las cargas factoriales son elevadas con valores que oscilan entre 0,90 (F4 con F1) y un máximo de 0,98 (F3 con F2). Otras correlaciones notables son de 0,96 (F1 con F2, e F4 con F3) y 0,95 (F4 con F2, y F1 con F3), no satisface en cuanto a las covarianzas entre factores, pues se observa solapamientos considerables entre factores que alarman multicolinealidad entre factores. Por ende, se comprueba el modelo derivado por el AFE, aunque el modelo de dos factores presentó índices de ajuste aceptables, la correlación inter-factorial resultó ser excepcionalmente alta ($r = 0,952$) indicando redundancia sustancial entre dimensiones. Por ello se opta por el tercer modelo (ver figura 1) unidimensional “debido a las covarianzas altas mencionadas anteriormente, y se encuentra cargas factoriales esperadas con residuos bajos, modelo que entre los tres es el mejor (CFI = 0,999, TLI = 0,999, SRMR = 0,031 y RMSEA = 0,081) (tabla 3).

Tabla 3. Índices de ajuste de modelo

Modelo	TLI	CFI	GFI	NFI	SRMR	RMSEA	RMSEA IC %
1	1.000	1.000	1.000	1.000	0,019	0,014	0,000-0,027
2	1.000	1.000	0,999	0,999	0,024	0,057	0,050-0,064
3	0,999	0,999	0,999	0,999	0,031	0,081	0,074-0,087

En la figura 1 representa el modelo óptimo seleccionado mediante el principio estadístico de parsimonia. El círculo superior representa el factor general único que explica la varianza del constructo, evitando la sobreparametrización de los modelos previos. Todos los parámetros siguen siendo significativos ($p < 0,001$).

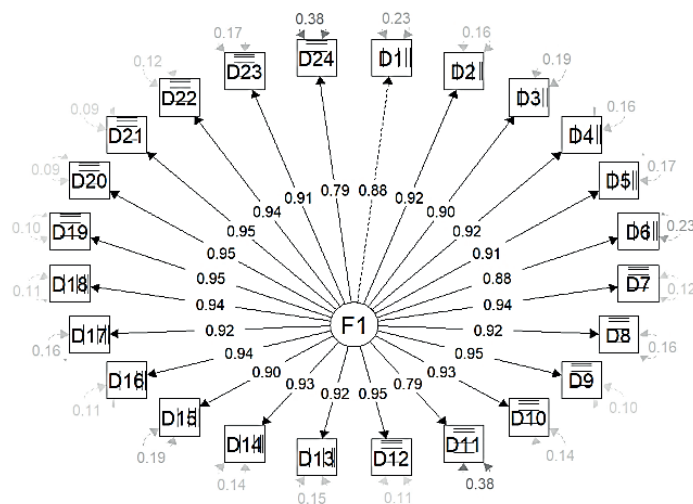


Figura 1. Modelo unidimensional



En cuanto a la confiabilidad se evidencia que todos los factores en los 3 modelos propuestos, alcanzan valores alfa y omega superiores a 0,8 con intervalos de confianza igual de altos. Entonces, podemos inferir que los 3 modelos, en especial el modelo unidimensional, reportan esperados índices de confiabilidad (tabla 4).

Tabla 4. Confiabilidad por consistencia interna de los 3 modelos

Modelo	Omega de McDonal	Alfa de Cronbach
4 factores	DP ω =0,959 IC 95 % 0,952-0,966	DP α =0,958 IC 95 % 0,951-0,965
	PE ω =0,955 IC95 % 0,948-0,963	PE α =0,956 IC95 % 0,947-0,963
	CC ω =0,965 IC95 % 0,959-0,971	CC α =0,965 IC95 % 0,958-0,971
	IF ω =0,963 IC95 % 0,957-0,969	IF α =0,958 IC95 % 0,951-0,965
Unidimensional	ω =0,987 IC95 % 0,985- 0,989	α =0,987 IC95 % 0,985- 0,989
2 factores	F1 ω =0,968 IC95 % 0,963-0,974	F1 α =0,968 IC95 % 0,963-0,973
	F2 ω =0,983 IC95 % 0,980-0,985	F2 α =0,982 IC9 % 0,979- 0,985

Para evaluar la equivalencia del instrumento según el género, se comprobó mediante el análisis de invarianza factorial multigrupo se realizó un análisis de invarianza factorial multigrupo. Los resultados mostraron que la estructura unidimensional es equivalente para hombres y mujeres (CFI = 0,975; RMSEA = 0,092). Al imponer restricciones de igualdad en las cargas factoriales, los índices de ajuste mostraron una mejora (Δ CFI = 0,010; Δ RMSEA = -0,022). Posteriormente, al restringir los interceptos, el modelo se mantuvo perfectamente estable sin variaciones en el ajuste (Δ CFI = 0,000; Δ RMSEA = 0,000). Por ende, se realizó los rangos percentiles (25, 50 y 75), revelando que el puntaje total obtuvo una media de 21,2 (DE = 20,5), con un rango que varía de 0 a 96. Adicionalmente, se identificaron diferencias significativas en la distribución de las puntuaciones por género (Test U p = 0,001), con las mujeres obteniendo una puntuación media más alta (25,3) en comparación con los hombres (17,4), esto confirma que se requieren puntajes más altos para alcanzar los rangos superiores por lo cual se optó por realizar baremos diferenciados.

Visualizando la figura 2 se puede encontrar la categorización en niveles de severidad: Sin Problema, Leve, Moderado y Severo, correspondiendo a un rango percentil específico, basando la interpretación de estos en la combinación de la presencia e intensidad de los síntomas, siendo medidos por el puntaje total de la escala y un especificador clínico cualitativo clave tanto en el DSM-5 y CIE-10.⁽³²⁾



BAREMACIÓN Y CATEGORIZACIÓN DE PUNTAJES DE LA ESCALA UNIDIMENSIONAL

👤 CATEGORÍA: GENERAL		
Puntaje Directo	Rango Percentil	Categorización
0 – 5	< 25	✓ Sin Problema
6 – 16	26 – 50	⚠ Leve
17 – 28	51 – 75	⚠ Moderado
29 a más.	> 76	– Severo
♂ CATEGORÍA: MASCULINO		
Puntaje Directo	Rango Percentil	Categorización
0 – 3	< 25	✓ Sin Problema
4 – 12	26 – 50	⚠ Leve
13 – 23	51 – 75	⚠ Moderado
24 a más.	> 76	– Severo
♀ CATEGORÍA: FEMENINO		
Puntaje Directo	Rango Percentil	Categorización
0 – 8	< 25	✓ Sin Problema
9 – 22	26 – 50	⚠ Leve
23 – 34	51 – 75	⚠ Moderado
35 a más.	> 76	– Severo

Figura 2. Baremación y Categorización de puntajes de la escala unidimensional

La categoría “Sin problema” que consta de un puntaje bajo o mínimo, indica que la persona no presenta una preocupación mínima o nula por su apariencia y hay ausencia de malestar clínicamente significativo o un deterioro funcional; no cumpliendo criterios diagnósticos mencionados tanto de la CIE-10 como del DSM-5. Así mismo, en la categoría “Leve” que incluye puntajes bajos a moderados, representan una fase de riesgo, es decir, reportan algunos síntomas de preocupación, pero sin el suficiente impacto funcional para calificar como un trastorno. En la categoría “Moderado” comprende los puntajes moderados a altos ya que, en este nivel la intensidad de los síntomas y el malestar son notables, comienza a interferir en su vida social, laboral o académica significativas. Finalmente, la categoría “Severo”, este nivel reporta una preocupación fija e inamovible que la persona ya no puede distinguir entre su percepción y la realidad, hay un deterioro marcado en varias áreas de su vida significativamente; se cumple plenamente con los criterios de malestar y deterioro funcional, siendo de relevancia clínica alta.^(13,14)

DISCUSIÓN

Los resultados del presente estudio evidencian que la escala desarrollada presenta adecuadas propiedades psicométricas en términos de validez y confiabilidad. En relación con la validez de contenido, el coeficiente V de Aiken alcanzó valores entre 0,82 y 1, con una media global de 1,00, lo que indica un alto nivel de concordancia entre jueces expertos respecto a la claridad, relevancia y representatividad de los ítems. Estos



resultados superan los puntos de corte sugeridos por Merino y Livia⁽²⁵⁾ y Ventura,⁽²⁴⁾ respaldando la pertinencia del contenido del instrumento.

En relación con la validez de constructo, el análisis factorial exploratorio (AFE) indicó una adecuada factorización de los ítems ($KMO = 0,939$; $p < 0,001$) y una varianza explicada del 63,6 %, distribuyéndose inicialmente en dos factores altamente correlacionados. Se analizaron distintos modelos mediante el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), se evaluaron tres estructuras (de cuatro, dos y una dimensión), encontrándose que, aunque los modelos multidimensionales presentaron índices de ajuste aceptables, las covarianzas elevadas entre los factores evidenciaron redundancia conceptual. Por tal motivo, se determinó que la estructura unidimensional era la más adecuada, por su ajuste estadístico óptimo ($CFI = 0,999$; $TLI = 0,999$; $SRMR = 0,031$; $RMSEA = 0,081$). Al contrastar los hallazgos con la investigación titulada “Alteraciones relacionadas con la imagen corporal: Adaptación y validación de instrumentos de evaluación”, en donde Body Image Avoidance Questionnaire (BIAQ) presentó adecuados niveles de ajuste, con $CFI = 0,93$, $TLI = 0,91$ y $RMSEA = 0,05$.⁽³³⁾ Es preciso problematizar que en dicho estudio así como en el modelo de dos factores explorado en esta investigación las dimensiones presentaron una covarianza sustancial. En nuestro caso, la correlación inter-factorial de 0,952 sugiere que, aunque estadísticamente se pueden forzar dos grupos de ítems, teóricamente representan un mismo constructo subyacente. Esta alta correlación indica una redundancia semántica que, si bien eleva la consistencia interna, también conlleva un riesgo de inflación por especificidad inflada.

Por otro lado, debe discutirse el valor del RMSEA (0,081) obtenido en el modelo final. Aunque se sitúa en el límite de lo aceptable, este indicador debe interpretarse de manera holística junto al CFI y TLI (0,999). Autores como Browne y Cudeck⁽³⁴⁾ y MacCallum et al.⁽³⁵⁾ señalan que el RMSEA tiende a sobredimensionar el error en modelos con una estructura simple y datos ordinales tratados con estimadores robustos. Por tanto, se optó por la solución unidimensional por el principio de parsimonia, en un contexto de cribado para población universitaria puneña, un modelo de un solo factor ofrece mayor claridad diagnóstica y evita la sobreparametrización innecesaria que presentan los modelos multidimensionales con correlaciones casi perfectas mencionado por Reise et al.⁽³⁶⁾

Aunado a esto, la confiabilidad por consistencia interna mostró valores altos y estables ($\alpha = 0,987$; $\omega = 0,987$), lo que evidencia una fuerte homogeneidad entre los ítems. Estos resultados respaldan la fiabilidad del instrumento y son superiores a los reportados en adaptaciones previas o similares. Similar resultado se obtuvo en el cuestionario de la figura corporal (BSQ) con un alfa de Cronbach de 0,95.⁽⁹⁾ En conjunto dichos hallazgos confirman que la EDC es una escala unidimensional, válida y confiable que permite evaluar de forma precisa el trastorno dismórfico corporal.

Desde el plano teórico, los resultados respaldan la conceptualización unidimensional del trastorno dismórfico corporal, en concordancia con el modelo cognitivo-conductual de Cash y Pruzinsk,⁽¹⁵⁾ el cual plantea que la percepción, cognición y conducta asociadas a la imagen corporal forman parte de un sistema integrado. De



igual manera, Phillips^(20,21) sostiene que las distorsiones perceptivas, pensamientos disfuncionales y conductas compulsivas no operan de manera independiente, sino como manifestaciones de un mismo constructo subyacente, lo cual refuerza la coherencia teórica del modelo propuesto.

Por otro lado, los baremos realizados mediante percentiles (25, 50 y 75) y su diferenciación por género constituye un aporte relevante, ya que facilita la interpretación clínica del instrumento.⁽³⁷⁾ No obstante, se realizó el análisis de invarianza factorial multigrupo de manera secuencial los modelos configuracional, métrico y escalar. Siguiendo las recomendaciones de Chen⁽³⁸⁾ y Cheung y Rensvold⁽³⁹⁾ se consideró evidencia de invarianza cuando la disminución del índice CFI fue $\leq 0,010$ y el incremento del RMSEA $\leq 0,015$.

Entre las limitaciones del estudio, además de la posible redundancia de ítems, se identifica la escasez de investigaciones centradas en la construcción de instrumentos en este campo, lo que restringe las posibilidades de comparación.

Finalmente, se recomienda que futuras investigaciones validen la escala en distintos contextos culturales y lingüísticos, incluyendo poblaciones quechua y aimara hablantes. Asimismo, se sugiere contrastar la escala con otros instrumentos validados que midan constructos relacionados, a fin de fortalecer su validez convergente y discriminante.

CONCLUSIONES

La presente investigación logró diseñar y validar la Escala para el Trastorno Dismórfico Corporal (EDC), demostrando unas excelentes propiedades psicométricas con una estructura factorial unidimensional y alta consistencia interna, lo que respalda su validez y fiabilidad para detectar el malestar asociado a la imagen corporal. Este instrumento representara un avance significativo en la evaluación del TDC, al ofrecer una herramienta que permite identificar distintos niveles de severidad y diferencias por género. Asimismo, su aplicación en ámbitos académicos y clínicos contribuirá notablemente al fortalecimiento de la investigación psicológica, la promoción de la salud mental y el desarrollo de estrategias preventivas que fomenten la autoaceptación y el bienestar integral en la población juvenil.

Financiamiento: La investigación fue autofinanciada, sin recibir respaldo financiero de instituciones externas. Todos los gastos relacionados con la ejecución, implementación, los materiales logísticos y demás recursos necesarios fueron asumidos íntegramente por las autoras garantizando así la transparencia y objetividad durante el transcurso de proceso investigativo.

Agradecimientos: A la Universidad Peruana Unión por brindarnos la oportunidad de formarnos profesionalmente, así mismo, a nuestra asesora Mg. Rita Cordova Soncco por sus valiosas orientaciones, exigencias y compromiso con la investigación.



Finalmente, expresamos nuestro reconocimiento a todos y cada uno de los profesionales que nos ayudaron en el proceso, como psicólogos, de igual manera a los estudiantes que participaron voluntariamente en este estudio, pues su colaboración fue indispensable para esta investigación.

Conflictos de intereses: Las investigadoras declaran no presentar.

Declaración de contribución:

Mayerli Choque García y Rosario del Pilar Quispe Mamani, participaron en todo el proceso de investigación y relacionado con el artículo, a su vez, con la toda la búsqueda de recopilación de datos, el diseño de la escala, así como la discusión y la formulación de conclusiones.

Rita Córdova Soncco asesoró el estudio como la aprobación de la versión final.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF). Salud mental en adolescentes y jóvenes en el contexto del COVID-19 [Internet]. Lima: UNICEF Perú; 2021. [citado 10 Ene 2025]. Disponible en: <https://www.unicef.org/peru/media/10616/file/Salud%20menta%20en%20contexto%20COVID19.pdf>.
2. Palomino Escriba M. Niveles de ansiedad, estrés y depresión en estudiantes de Psicología de Lima Metropolitana [Tesis de pregrado en Internet]. Lima: Universidad Nacional Federico Villarreal; 2025 [citado 26 Oct 2025]. Disponible en: <https://hdl.handle.net/20.500.13084/10481>.
3. Mironica A, Popescu CA, George D, Tegzeşiu AM, Gherman CD. Social Media Influence on Body Image and Cosmetic Surgery Considerations: a Systematic Review. *Cureus*. 2024 [citado 4 Mar 2026]; 16(7):e65626. <https://doi.org/10.7759/cureus.65626> DOI:10.7759/cureus.65626.
4. Secretaría Nacional de la Juventud (SENAJU). Conoce la situación actual de los más de 7 millones de jóvenes peruanos de 15 a 29 años [Internet]. Lima: Gobierno del Perú; 2023 [citado 10 Ene 2025]. Disponible en: <https://juventud.gob.pe/2023/12/senaju-conoce-la-situacion-actual-de-los-mas-de-7-millones-de-jovenes-peruanos-de-15-a-29-anos/>.
5. Phillips KA, Stein DJ. Trastorno dismórfico corporal. Manual MSD versión para profesionales [Internet]. Rahway (NJ): Merck & Co., Inc.; 2023 [citado 17 Ene 2025]. Disponible en: <https://www.msdmanuals.com/es/professional/trastornos-psiqui%C3%A1tricos/trastorno-obsesivo-compulsivo-y-trastornos-relacionados/trastorno-dism%C3%B3rfico-corporal>.



6. International Society of Aesthetic Plastic Surgery (ISAPS). ISAPS International Survey on Aesthetic/Cosmetic Procedures Performed in 2022 [Internet]. Mount Royal (NJ): ISAPS; 2023 [citado 4 Mar 2026]. Disponible en: https://www.isaps.org/media/a0qfm4h3/isaps-global-survey_2022.pdf.
7. Camacho-Laraña M, Alcalá-Pérez V, Nieves-Alcalá S. Diferencias de género en pacientes con obesidad mórbida tributarios de cirugía bariátrica. *Rev Psicopatol Psicol Clin*. 2015 [citado 24 Ene 2025];20(3): 189-198. Disponible en: https://www.aepcp.net/wp-content/uploads/2020/05/02_2015_n3_varios.pdf DOI: 10.5944/rppc.vol.20.num.3.2015.15892.
8. Giraldo-O'Meara M, Belloch A. El Trastorno Dismórfico Corporal: un problema infra-diagnosticado. *Rev Psicopatol Psicol Clin*. 2017 [citado 24 Ene 2025];22(1):69. Disponible en: <https://pdfs.semanticscholar.org/7d7f/71bda345c82536868ece39484f25172cba22.pdf>. DOI: 10.5944/rppc.vol.22.num.1.2017.17929.
9. Castrillón D, Luna I, Avendaño G, Pérez-Acosta AM. Validación del Body Shape Questionnaire (cuestionario de la figura corporal) BSQ para la población colombiana. *Acta Colomb Psicol* [Internet]. 2007 [citado 24 Ene 2025];10(1):15-23. Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=79810103>.
10. Oosthuizen P, Lambert T, Castle DJ. Dysmorphic concern: prevalence and associations with clinical variables. *Aust N Z J Psychiatry*. 1998 [citado 12 Mar 2026];32(1):129-132. Disponible en: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.3109/00048679809062719>. DOI: 10.3109/00048679809062719.
11. Wilhelm S, Greenberg JL, Rosenfield E, Kasarskis I, Blashill AJ. The Body Dysmorphic Disorder Symptom Scale: Development and preliminary validation of a self-report scale of symptom specific dysfunction. *Body Image*. 2016 [citado 30 Ene 2025];17:82-87. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1740144516300882> DOI:10.1016/j.bodyim.2016.02.006.
12. Berrios GE. Historia de los síntomas de los trastornos mentales: la psicopatología descriptiva desde el siglo XIX. México: Fondo de Cultura Económica; 2008.
13. Asociación Americana de Psiquiatría. Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales. 5a ed. Madrid: Editorial Médica Panamericana; 2014.
14. Organización Mundial de la Salud. Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud. 10a ed. Washington D.C.: Organización Panamericana de la Salud; 1995.



15. Salaberria K, Rodríguez S, Cruz S. Percepción de la imagen corporal. Rev Int Estud Vascos [Internet]. 2007 [citado 16 Feb 2025];8:171-183. Disponible en: <https://www.eusko-ikaskuntza.eus/PDFAnlt/osasunaz/08/08171183.pdf>.
16. Cruzado L, Vásquez É, Huavil J. Trastorno dismórfico corporal con desenlace fatal: reporte de un caso. An Fac med. 2010 [citado 16 Feb 2026];71(1):51-53. Disponible en: <https://www.redalyc.org/pdf/379/37919769010.pdf> DOI:10.15381/anales.v71i1.73.
17. Cortez D, Gallegos M, Jiménez T, Martínez P, Saravia S, Cruzat-Mandich C, et al. Influencia de factores socioculturales en la imagen corporal desde la perspectiva de mujeres adolescentes. Rev Mex Trastor Aliment. 2016 [citado 20 Feb 2025];7(2):116-124. Disponible en: https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S2007-15232016000200116&script=sci_arttext DOI:10.1016/j.rmta.2016.05.001.
18. Muñoz Marín BD, Marín Uribe R, Miranda Medina CF. Dismorfia corporal: instrumentos para su diagnóstico. Una revisión sistemática. Retos. 2023 [citado 20 Feb 2025];51:243-250. Disponible en: <https://www.revistaretos.org/index.php/retos/article/view/99998> DOI:10.47197/retos.v51.99998.
19. Santos Morocho JL. Psicopatología de la imagen corporal: definiciones, alteraciones, teorías y evaluación. Sevilla. Centro de Investigación y Desarrollo. 2022 [citado 12 Abr 2024]; 51(12): 1346-1351 Disponible en: <https://biblioteca.ciencialatina.org/wp-content/uploads/2023/05/Psicopatologia-de-la-imagen-corporal.pdf> DOI:10.37811/cli_w731.
20. Phillips KA. Understanding body dysmorphic disorder. New York: Oxford University Press; 2009.
21. Phillips KA. Body dysmorphic disorder: advances in research and clinical practice. New York: Oxford University Press; 2017.
22. Ato M, López-García JJ, Benavente A. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. An Psicol. 2013 [citado 23 Feb 2025];29(3):1038-1059. Disponible en: <https://scielo.isciii.es/pdf/ap/v29n3/metologia.pdf> DOI:10.6018/analesps.29.3.178511.
23. Pérez ER, Medrano L. Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. Rev Argent Cienc Comport. 2010 [citado 17 Oct 2025];2(1):58-66. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108> DOI:10.32348/1852.4206.v2.n1.15924.
24. Ventura-León J. De regreso a la validez basada en el contenido. Adicciones. 2022 [citado 17 Oct 2025];34(4):323-325. Disponible en: <https://www.adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/1213> DOI:10.20882/adicciones.1213.



25. Merino Soto C, Livia Segovia J. Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: un programa Visual Basic para la V de Aiken. *An Psicol* [Internet]. 2009 [citado 17 Oct 2025];25(1): 169-171. Disponible en: <https://revistas.um.es/analesps/article/view/71631>.
26. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol*. 2014 [citado 17 Oct 2025];30(3): 1151-1169. Disponible en: https://scielo.isciii.es/scielo.php?pid=S0212-97282014000300040&script=sci_arttext&tlng=en DOI:10.6018/analesps.30.3.199361.
27. Dominguez-Lara S. Una guía amigable de psicometría: análisis factorial exploratorio. *Liberabit*. 2025 [citado 17 Oct 2025];31(1):e963. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=10496047> DOI:10.24265/liberabit.2025.v31n1.963.
28. JASP Team. JASP [Software]. Versión 0.95.1. Ámsterdam: University of Amsterdam; 2025. Disponible en: <https://jasp-stats.org/>.
29. Posit Team. RStudio: integrated development environment for R [Software]. Boston: Posit Software; 2025. Disponible en: <https://posit.co/>.
30. Reidl-Martínez LM. Confiabilidad en la medición. *Inv Ed Med*. 2013 [citado 17 Oct 2025];2(6):107-111. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2007505713726954>. DOI:10.1016/S2007-5057(13)72695-4.
31. Ventura-León J, Peña-Calero BN. El mundo no debería girar alrededor del alfa de Cronbach $\geq ,70$. *Adicciones*. 2020 [citado 17 Oct 2025];33(4):369–372. Disponible en: <https://www.adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/1576> DOI:10.20882/adicciones.1576.
32. Caballo VE, Salazar IC, Carroble JA. *Manual de psicopatología y trastornos psicológicos*. 2a ed. Madrid: Ediciones Pirámide; 2024.
33. Santos Morocho JL. Alteraciones relacionadas con la imagen corporal: Adaptación y validación de instrumentos de evaluación [Tesis doctoral en Internet]. Sevilla: Universidad de Sevilla; 2021 [citado 22 Ago 2025]. Disponible en: <https://hdl.handle.net/11441/108920>.
34. Browne MW, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. *Sociol Methods Res*. 1992 [citado 14 Mar 2026];21(2):230–258. Disponible en: <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0049124192021002005> DOI:10.1177/0049124192021002005.



35. MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychol Methods*. 1996 [citado 14 Mar 2026];1(2):130-149. Disponible en: <https://psycnet.apa.org/buy/1996-04469-002>. DOI: 10.1037/1082-989X.1.2.130.
36. Reise SP, Bonifay WE, Haviland MG. Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *J Pers Assess*. 2013 [citado 15 Mar 2026];95(2):129-140. Disponible en: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00223891.2012.725437>. DOI:10.1080/00223891.2012.725437.
37. Montañez Benito JR, Palma Usuriaga AY. Propuesta para la elaboración de baremos de un instrumento en trabajos de investigación. *Cienc Lat*. 2024 [citado 20 Ago 2025];7(6):7418-7436. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=9280160>. DOI:10.37811/cl_rem.v7i6.9284.
38. Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Struct Equ Modeling*. 2007 [citado 18 Mar 2026];14(3):464-504. Disponible en: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/10705510701301834>. DOI:10.1080/10705510701301834.
39. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Struct Equ Modeling*. 2002 [citado 18 Mar 2026];9(2):233-255. Disponible en: https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1207/S15328007sem0902_5. DOI:10.1207/S15328007SEM0902_5.