

Propiedades Psicométricas de la Escala de Satisfacción de la Imagen Corporal en Mujeres Peruanas (ESIC)

Psychometric Properties of the Satisfaction Scale of Body Image in Peruvian Women (ESIC)

Propriedades Psicométricas da Escala de Satisfação da imagem corporal em mulheres peruanas (ESIC)

Zulma Georgette Machicado Vigo

zulmamrachicado@upeu.edu.pe

 <https://orcid.org/0000-0003-3890-8498>

Universidad Peruana Unión, Lima, Perú

Abigail Karen Páez Huayta

abigailpaez@upeu.edu.pe

 <https://orcid.org/0000-0001-5266-4018>

Universidad Peruana Unión, Lima, Perú

Recibido: 3 de julio de 2024

Aceptado: 30 de diciembre de 2024

Resumen

El objetivo del estudio fue diseñar una escala de satisfacción de la imagen corporal (ESIC), en mujeres peruanas de 12 a 25 años, mediante un enfoque cuantitativo, de alcance psicométrico, diseño no experimental y de corte transversal; se diseñó y validó 23 ítems distribuidos en 4 factores que tienen 3 dimensiones: percepción, cognitivo-afectivo y conductual. Se realizó la validez de contenido utilizando el coeficiente V de Aiken, gracias a la evaluación de 4 jueces; algunos ítems recibieron valoraciones favorables mayores a 0.80 y los que no alcanzaron esta puntuación fueron eliminados. Para la verificación se utilizó la prueba de medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Se tuvo la participación de 494 mujeres; para la validez del constructo se realizó un análisis factorial confirmatorio; la confiabilidad se estudió a través del coeficiente Alpha Ordinal y Omega de McDonald;

se encontraron los valores: la dimensión de percepción ($\alpha = 0.85$; $\omega = 0.87$), la dimensión cognitivo afectivo ($\alpha = 0.94$; $\omega = 0.95$), la sub dimensión de conductas no evitativas ($\alpha = 0.85$; $\omega = 0.85$) y la Sub-Dimensión de conductas evitativas ($\alpha = 0.82$; $\omega = 0.83$) presenta adecuados índices de fiabilidad. Asimismo, los índices de bondad de ajuste fueron adecuados ($\chi^2 = 730.320$, $gl = 224$, $p = 0.00$, $CFI = 0.922$, $TLI = 0.912$ y $RMSEA = 0.075$). En conclusión, la escala ESIC presenta adecuadas propiedades psicométricas para medir el constructo.

Palabras clave: Satisfacción corporal, mujeres peruanas, adolescentes.

Abstract

The objective of the study was to design a body image satisfaction scale (ESIC) in Peruvian women aged 12 to 25 years, using a quantitative approach, psychometric scope, non-experimental and cross-sectional design; 23 items were designed and validated distributed in 4 factors that have 3 dimensions: perception, cognitive-affective and behavioral. Content validity was carried out using Aiken's V coefficient, thanks to the evaluation of 4 judges; Some items received favorable ratings greater than 0.80 and those that did not reach this score were eliminated. For verification, the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) sampling adequacy measurement test and Bartlett's test of sphericity were used. 494 women participated; For the validity of the construct, a confirmatory factor analysis was carried out; reliability was studied through McDonald's Alpha Ordinal and Omega coefficient; The values were found: the perception dimension ($\alpha = 0.85$; $\omega = 0.87$), the cognitive-affective dimension ($\alpha = 0.94$; $\omega = 0.95$), the sub-dimension of non-avoidant behaviors ($\alpha = 0.85$; $\omega = 0.85$) and The Sub-Dimension of avoidant behaviors ($\alpha = 0.82$; $\omega = 0.83$) presents adequate indices of reliability. Likewise, the goodness of fit indices was adequate ($\chi^2 = 730.320$, $df = 224$, $p = 0.00$, $CFI = 0.922$, $TLI = 0.912$ and $RMSEA = 0.075$). In conclusion, the ESIC scale presents adequate psychometric properties to measure the construct.

Keywords: Body satisfaction, Peruvian women, adolescents.

Resumo

O objetivo do estudo foi desenhar uma escala de satisfação com a imagem corporal (ESIC) em mulheres peruanas de 12 a 25 anos, utilizando abordagem quantitativa, escopo psicométrico, desenho não experimental e transversal; Foram elaborados e validados 23 itens distribuídos em 4 fatores que possuem 3 dimensões: percepção, cognitivo-afetiva e

comportamental. A validade de conteúdo foi realizada por meio do coeficiente V de Aiken, graças à avaliação de 4 juízes; Alguns itens receberam avaliações favoráveis superiores a 0,80 e aqueles que não atingiram essa pontuação foram eliminados. Para verificação foram utilizados o teste de medida de adequação amostral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o teste de esfericidade de Bartlett. Participaram 494 mulheres; Para validade de construto foi realizada análise fatorial confirmatória; a confiabilidade foi estudada através do coeficiente Alfa Ordinal e Ômega de McDonald; Foram encontrados os valores: a dimensão percepção ($\alpha = 0,85$; $\omega = 0,87$), a dimensão cognitivo-afetiva ($\alpha = 0,94$; $\omega = 0,95$), a subdimensão de comportamentos não evitativos ($\alpha = 0,85$; $\omega = 0,85$) e a Subdimensão de comportamentos evitativos ($\alpha = 0,82$; $\omega = 0,83$) apresenta índices adequados de confiabilidade. Da mesma forma, os índices de qualidade de ajuste foram adequados ($\chi^2 = 730,320$, $df = 224$, $p = 0,00$, $CFI = 0,922$, $TLI = 0,912$ e $RMSEA = 0,075$). Conclui-se que a escala ESIC apresenta propriedades psicométricas adequadas para mensurar o construto.

Palavras-chave: Satisfação corporal, mulheres peruanas, adolescentes.

1. Introducción

Desde los comienzos de la historia y el surgimiento de distintas culturas, se observan diversos conceptos de lo bello en la forma y decoro de la imagen corporal propia de la época y civilización (Pierre y Rojas-Díaz, 2023). En este sentido, Caballo (2003), Raich (2004), Castro-Lemus (2016), Vaquero-Cristóbal et al., (2013) y Sámano et al. (2015) afirmaron que dicho concepto es una representación mental mediante la cual la persona valora el tamaño, la figura y la forma de su esquema y de sus partes, considerando como se ve y como cree que los demás lo ven. Proponen que, según su percepción, se manifiestan sentimientos agradables o no, los cuales desencadenan diferentes acciones: exhibición, evitación, etc.

Robles et al. (2020) sostienen que las distintas culturas, los medios de comunicación, los estereotipos y las creencias son elementos muy relevantes para la construcción ideal de un cuerpo y las “normas” que hay que cumplir para alcanzarlo; referencia que, según el grado de exposición, las personas podrían llegar a sentir ansiedad y aflicción, provocando distorsiones visuales sobre su cuerpo, originar trastornos de la conducta alimentaria, enfermedades mentales (a tal punto del suicidio) y prácticas malsanas: cuidados excesivos por las alteraciones psicológicas (Botella et al., 2008).

Existe la tendencia de la sociedad para etiquetar el esquema corporal y las distorsiones psicológicas referentes a la delgadez, provocando, en la población femenina, consecuencias de los trastornos de conductas alimentarias (Camino et al., 2017; Nieto y Nieto, 2020). En este contexto, surge el interés en investigar esta problemática, su etiología y efectos.

Thomas Cash se enfocó a estudiar la imagen corporal, crea el instrumento Body Self Relation Questionnaire (BSRQ), en 1983, que en aquel entonces contenía 294 ítems. Posteriormente, en 1990, a través de un análisis factorial se reduce a 69 ítems y se modifica el nombre a Multidimensional Body Self Relation Questionnaire (MBSRQ). En aquel momento, este cuestionario se consideró el más completo para evaluar imagen corporal, porque abarcaba aspectos actitudinales, cognitivos y conductuales (Brown et al., 1990).

Más adelante esta prueba (MBSQR) fue una de los más usadas para medir la satisfacción de la corporalidad; este inventario de auto reporte cuenta con 69 ítems de tipo Likert, contiene siete subescalas: dos dimensiones actitudinales que miden “evaluación” y “orientación” cognitivo-conductual, también engloba tres ámbitos somáticos: “apariencia”, “forma física” y “salud/enfermedad” y, por último, 3 subescalas especiales sobre satisfacción corporal, preocupación por el peso y auto-clasificación del peso. Además, este instrumento ha sido validado en otros países; por ejemplo, en España fue adaptado por Botella, quien lo redujo a 45 ítems con un muestreo de 261 participantes, incluidos pacientes con cirugía estética. Esto se realizó mediante un Análisis Factorial exploratorio; se contrastó y depuró algunos ítems de la versión anterior y una vez realizado se utilizó el procedimiento de cálculo del coeficiente Alfa de Cronbach, el que demostró una fiabilidad de 0,92 (Botella et al., 2009).

En Europa, Gila et al. (1999) realizaron la validación de la versión española del Test de Actitud Corporal, el que inicialmente fue previsto para evaluar a pacientes con TCA, también se incluyó población no patológica, por lo que contaron con 165 pacientes con trastornos alimentarios y 220 estudiantes de la población general española, con la finalidad de evaluar la anormalidad de la experiencia global, sus percepciones y actitudes dirigidas a la imagen corporal. Los resultados rescataron que el análisis factorial logró extraer 4 factores, así como el cuestionario original, pero con distintos ítems, evidenciando una varianza explicada de 67,1%; mediante el coeficiente alfa de Cronbach se evidenció una fiabilidad de 0,92 en ambos grupos. Al finalizar el estudio se concluyó

que existen diferencias entre los resultados de las niñas con anorexia y bulimia en comparación con la población de niñas en general, encontrando una relación muy significativa de $p < 0.0001$ en las niñas con algún tipo de trastorno alimenticio.

Izquierdo-Cárdenas et al. (2021) realizaron un estudio con el objetivo de evaluar las propiedades psicométricas del Body Shape Questionnaire (BSQ-14), propuesto originalmente por el inglés Cooper en 1987, el cual contó inicialmente con 34 ítems que evaluaban la preocupación por la forma del cuerpo basando su estudio en una muestra de 402 jóvenes universitarias de Lima Metropolitana, con edad promedio de 20 años. Al finalizar, mediante el método de consistencia interna, los resultados mostraron que el BSQ-14 tiene una adecuada fiabilidad de $\omega = 0.962$ y un buen de ajuste ($\chi^2 = 571.420$; CFI= 0.962; SRMR= 0.051). Estos autores concluyeron que las propiedades del instrumento son adecuadas para evaluar la insatisfacción corporal. Sin embargo, el estudio considera que los aspectos estimados por este constructo tienden a estar relacionados con el temor a ganar peso, dejando limitadas otras áreas de interés: estatura, forma del cuerpo, rostro o cabello, proporcionalidad, entre otros.

Por otro lado, es importante mencionar que el marco teórico utilizado para el desarrollo de este instrumento se basa en la explicación que Pruzinsky y Cash (1990) le dan a la imagen corporal; refieren que se divide en aspectos interrelacionados; es decir, existe un componente perceptual del cuerpo, el componente cognitivo dirigido a pensamientos, creencias sobre la imagen, mensajes hacia uno mismo ligado a lo emocional (sentimientos variables de acuerdo con el grado de satisfacción con nuestra figura y las experiencias alrededor de ella). Así mismo, Thompson (1990) hace un aporte a dicha definición, considerando que el área conductual dependerá de la forma como se aprecie el cuerpo y el valor que se le dé.

Cabe resaltar la importancia y necesidad de construir, en Perú, un instrumento que incorpore los tres pilares fundamentales de la imagen corporal: percepción, cognitivo-afectivo y conductual. Esto se comprueba por el nivel de satisfacción o insatisfacción que las personas muestran con su cuerpo, ya que este último cumple un rol valioso en el estado emocional y la personalidad. Enríquez y Quintana (2016), en su investigación sobre la apreciación de la imagen corporal en los jóvenes de la población limeña, hallaron que el 40.1% tenía una impresión errónea de su peso; estas personas inconformes realizaban diversas acciones: el uso de medicamentos para la reducción de peso, dietas y/o actividades físicas con el fin de corregirlas.

El Ministerio de Salud (2017) afirma que, en los distritos de Lima y Callao, las mujeres, en comparación con los varones, padecen trastornos alimenticios: la anorexia y bulimia. Asimismo, el análisis realizado por el Diario El Peruano (2021) aseguran que, en los centros de salud, aumentaron los casos de trastorno sobre la conducta alimentaria; antes de la cuarentena, había 2 de cada 10 jóvenes diagnosticados; en la post pandemia, aumentó a 5 de cada 10 adolescentes con TCA; además, el estudio manifiesta que el estado emocional de los jóvenes durante la pandémica fue gravemente afectado.

2. Metodología

Diseño y contexto

Este trabajo de investigación fue de enfoque cuantitativo, puesto que la recolección de datos se basó en cálculos y números estadísticos; además tuvo un alcance psicométrico, debido a que propuso la creación, validación y el análisis de las propiedades psicométricas de un nuevo instrumento de medida psicológica; también corresponde a un diseño no experimental, porque no se manipuló la variable, observándola tal y como se mostró en su marco natural; por último, fue de corte transversal, ya que se recolectó la información aplicando el instrumento en un tiempo determinado (Hernández et al., 2006).

Participantes

A lo largo del desarrollo de la prueba piloto se realizó un muestreo no probabilístico, de tipo intencional, participaron 310 mujeres de las 3 regiones del país, entre los 15 y 25 años de edad. Para el AFC, se encuestó a las más jóvenes, puesto que diversos autores mencionan que la adolescencia es una etapa crucial, en la cual surgen preocupaciones por la imagen corporal y ésta influye sobre la toma de decisiones, provocando en ellas acciones de riesgo y trastornos de la conducta alimentaria (Duno y Acosta, 2019; Ceballos et al.; 2019, TerDunán, 2021). Con el propósito de obtener una perspectiva más amplia, se modificó el rango de edad y se consideró la participación de mujeres jóvenes desde los 12 a 25 años, logrando una muestra de 494 participantes; así mismo, se cuidó el equilibrio entre la población de la costa, sierra y selva.

En caso de las menores, solo se tomó en cuenta a quienes sus apoderados firmaron el asentimiento informado. Por otra parte, todas las jóvenes aceptaron el consentimiento

informado, puesto que en caso contrario serían excluidas de la muestra; de igual manera se aplicó esta acción a quienes respondieron al azar u omitieron ítems.

Instrumentos

Escala de Satisfacción de la Imagen Corporal - ESIC

Esta investigación utilizó un instrumento construido por Machicado y Paez (2021), se encuentra conformado por 23 ítems, con una categoría de respuesta tipo likert de frecuencia, en la cual se ofrecen cinco opciones de respuesta: Nunca = 0, Raramente =1, Algunas veces =2, Muy a menudo =3, Siempre =4. Su objetivo es medir la satisfacción corporal, sobre la base de 3 dimensiones: “percepción”, “cognitivo-afectivo” y “conductual”, esta última se divide en 2 sub dimensiones “conductas no evitativas” y “conductas evitativas”.

Para llevar a cabo su construcción fue aplicada en mujeres de 12 a 25 años de las tres regiones: Costa, Sierra y Selva del Perú. Además, para la validez de contenido se solicitó la evaluación de 4 jueces, quienes puntuaron cada una de las preguntas propuestas; así se evidenció que gran parte de los ítems alcanzaron valores de V de Aiken mayores a 0.80; es decir, los ítems que obtuvieron este puntaje como mínimo no presentaron dificultades en sus enunciados y se logra la evaluación de la dimensión del constructo. Por otro lado, los datos alcanzados en la prueba piloto mediante el análisis factorial exploratorio evidenciaron que los índices de la prueba de medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett fueron significativos ($KMO = .95$, $Bartlett = \chi^2 (22) = 102.68$, $p < .000$).

Procedimientos

Tras una rigurosa búsqueda de información se consideró importante definir el constructo, con el propósito de construir un instrumento con las garantías psicométricas necesarias para medir la variable. Así mismo, se elaboraron 50 ítems que evaluaron 3 dimensiones; percepción, el aspecto cognitivo-afectivo y el componente conductual.

Posteriormente se realizó la revisión de jueces, para garantizar la construcción del instrumento, en ambas partes del proceso, en el contenido y la estructura; fueron sometidos a un comité de 4 expertos en el área de psicología clínica. Seguidamente los ítems de la escala fueron evaluados sobre la base de tres criterios: relevancia, representatividad y claridad del constructo. Respecto a la cuantificación, se utilizó el

coeficiente V de Aiken, ya que este coeficiente puede obtener valores que van de 0 a 1; considerando que la validez de contenido está más cerca de 1, indica que el ítem es adecuado para medir el constructo (Escurre,1989).

Por otro lado, al culminar este proceso se aplicó el instrumento mediante un enlace de Google Forms, compartido por las redes sociales: WhatsApp, Instagram y Facebook. Luego de obtener el muestreo se realizó la limpieza de datos en Excel, para transferirlos al programa R Studio, en donde se efectuó el AFE. El mismo procedimiento se realizó para el AFC.

Análisis estadístico

Por otro lado, la validez del constructo de la escala del primer periodo se evaluó mediante un análisis factorial exploratorio, se utilizó el método de mínimos cuadrados y el análisis paralelo con rotación oblimin que determinó el número de factores. Cabe mencionar que antes de este proceso se presentó el cumplimiento de los criterios de la prueba de esfericidad de Bartlett y el índice KMO (Kaiser-Meyer-Olkin).

Para este segundo período se calcularon estadísticas descriptivas para los Ítems: promedio, desviación estándar, asimetría y curtosis. La estructura interna fue evaluada por medio de un análisis factorial confirmatorio (AFC), usando la estimación de máxima verosimilitud con errores estándar robustos (MRL) (Huber-White), porque es un estadístico de prueba escalado que asume la normalidad distribuida y proporciona la mejor opción para modelar datos completos como incompletos.

El modelo evaluado en el AFC fue el sugerido en la literatura científica española (Caycho-Rodríguez et al., 2021) . Para los índices de ajustes se utilizaron los siguientes: (CFI) que es el Índice de ajuste confirmatorio y Tucker-Lewis Índice (TLI), ambos con valores adecuados $\geq .90$; así mismo, se emplearon los residuos cuadráticos medios estandarizados (SRMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), con un intervalo de confianza del 90% y donde valores $< .08$ son adecuados (Hu y Bentler, 1999). Se evaluó la confiabilidad calculando los coeficientes de consistencia interna: Alfa ordinal (α) y Omega de McDonald (ω), esperando que ambos tengan valores por encima de .70, para tener la confiabilidad adecuada, según lo propuesto por Campo-Arias y Oviedo (2008).

Aspectos éticos

Para la recolección de datos del AFE se empleó Google Form y encuestas físicas, cuyos participantes voluntariamente aceptaron ser parte del estudio mediante la aceptación del consentimiento informado, posteriormente la plataforma los dirigió a completar los datos sociodemográficos y las preguntas del instrumento.

El estudio se realizó dentro de los estándares requeridos por los principios éticos para las investigaciones establecidas por la Declaración de Helsinki (Lancet, 2000), recibió la aprobación del comité de ética de investigación pertinente antes de comenzar con el estudio. En este periodo, se utilizó la encuesta digital y física. Además, debido a que tuvo la participación de menores de edad se envió un asentimiento informado, para que los padres autoricen que sus hijas participen del estudio, aclarando que es una participación voluntaria en la que se protegió la identidad, manteniendo el anonimato y confidencialidad, considerando la Ley nacional de protección de datos personales N° 29733.

3. Resultados y discusión

Estudio piloto

El objetivo de este estudio fue construir las propiedades psicométricas y validación de la escala de Satisfacción de la Imagen Corporal (ESIC) a través de ítems adaptados para mujeres peruanas, cuyas edades oscilan entre los 12 a 25 años. Se realizó la delimitación conceptual de la variable y la elaboración preliminar del instrumento.

Validez de Contenido de la Escala de Satisfacción de la Imagen Corporal

Para la validez de contenido se describe que los reactivos cuyos valores de V de Aiken sean iguales o mayores de 0.80 se consideran válidos para el test, según Ecurra (1998). Se trabajó sobre la base de 3 criterios para valorar los ítems propuestos por Gils. Estos criterios consisten en medir la claridad, relevancia y representatividad, los cuales fueron calificados con el apoyo de 4 psicólogos con grado académico de magíster y años de experiencia en el área clínica, quienes cumplieron un rol de jueces.

Resultados de AFE:

Se realizó un primer Análisis Factorial Exploratorio (AFE), donde los 50 ítems planteados formaron 5 factores, lo cual aumentó dos dimensiones difiriendo de los 3 factores

propuestos desde la teoría. Frente a este resultado, se eliminaron varios ítems en todas las dimensiones. En la primera dimensión percepción, los ítems 1, 7, 11, 12, 13, 14, 15, 20 y 21 fueron eliminados, porque presentaron baja carga factorial y una puntuación por debajo de lo esperado. Sin embargo, en el ítem 16 y el ítem 19 presentaron altas cargas factoriales en otro factor, por eso pasaron a formar parte de la dimensión cognitivo-afectivo, mientras los ítems 6 y 37 pasaron a formar parte de la dimensión de percepción. Respecto de la segunda dimensión cognitivo-afectivo también se hicieron algunos ajustes, los ítems 5, 9, 17, 22, 31, 32, 34, 35, 36, 38, 39,40 y 46 fueron eliminados, por evidenciar baja carga factorial. En relación con la tercera dimensión conductual, se eliminaron los ítems 29, 44, 30, 33 y 45, debido a que mostraron una baja carga factorial y no representaban adecuadamente esta dimensión.

Tabla 1

Análisis de Validez de contenido del instrumento.

Ítems	V (rele)	V (rep)	V (clar)
10	0.92	1.00	0.92
1	1.00	1.00	1.00
11	0.92	1.00	1.00
12	0.92	1.00	0.92
14	1.00	1.00	0.83
16	1.00	1.00	0.92
13	0.92	1.00	0.83
3	1.00	0.92	1.00
20	1.00	1.00	0.92
19	1.00	1.00	1.00
4	0.92	0.83	0.75
7	1.00	0.92	1.00
2	1.00	1.00	1.00
15	1.00	1.00	0.75
21	1.00	1.00	0.83
5	1.00	1.00	1.00
25	1.00	1.00	1.00

31	1.00	1.00	1.00
6	1.00	1.00	0.83
28	1.00	1.00	1.00
23	1.00	1.00	1.00
8	1.00	1.00	1.00
32	1.00	1.00	0.92
17	1.00	1.00	1.00
35	1.00	1.00	0.92
27	1.00	1.00	1.00
24	1.00	1.00	1.00
39	1.00	1.00	1.00
22	1.00	1.00	1.00
9	1.00	1.00	1.00
36	1.00	1.00	1.00
37	1.00	1.00	1.00
38	1.00	1.00	1.00
18	1.00	1.00	1.00
46	1.00	0.92	0.92
40	1.00	1.00	1.00
26	1.00	0.92	1.00
34	1.00	0.92	0.75
42	1.00	1.00	1.00
41	1.00	1.00	1.00
47	1.00	1.00	1.00
49	1.00	1.00	1.00
48	1.00	1.00	1.00
29	0.75	0.75	0.92
50	1.00	1.00	1.00
30	1.00	1.00	1.00
44	1.00	1.00	1.00
43	1.00	1.00	1.00

33	1.00	1.00	1.00
45	1.00	0.83	0.83

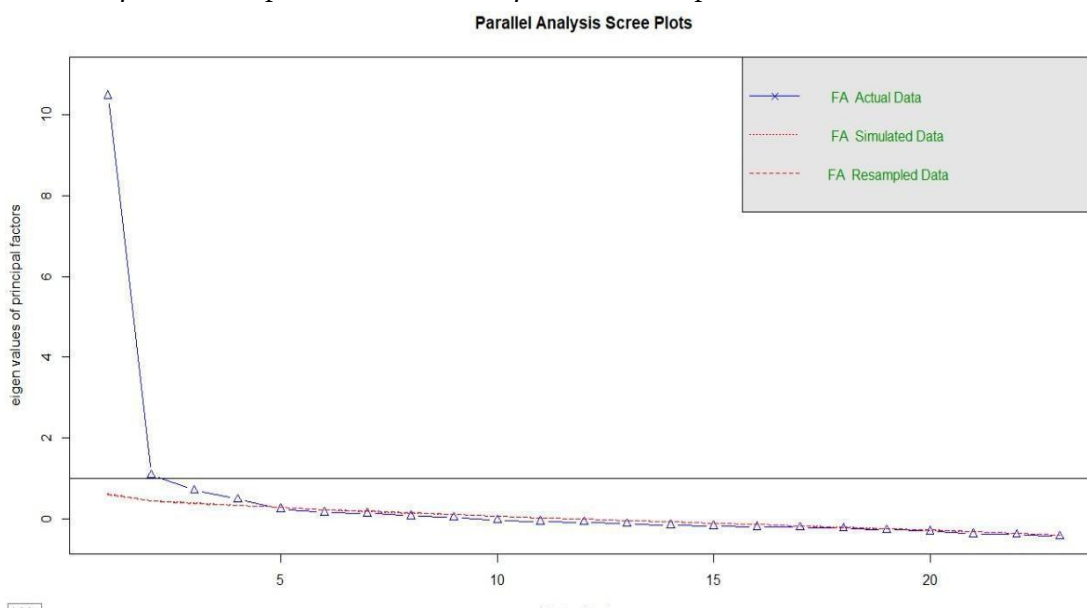
Nota: V(Rele)=Relevancia, V(Rep)=Representatividad, V(Clar)=Claridad

Análisis factorial exploratorio

Posteriormente se realizó un análisis factorial exploratorio con todos los ítems restantes. Como se aprecia en la figura 1, el método de análisis-paralelo evidencia que los ítems forman cuatro factores, exponiendo una dimensión adicional, de las que fueron planteadas teóricamente por la escala.

Figura 1.

Análisis factorial exploratorio de los 4 factores de la prueba.



Respecto de las dimensiones, se observa que en “Percepción” y “Cognitivo-afectivo” la mayoría de los ítems evidencian un peso factorial alto, con excepción de los ítems 16 y 19, originarios de DPE, que pasaron a la DCA; de la misma forma, los ítems 6 y 37, originarios de la DCA pasaron a conformar a la DPE. Por último, en la dimensión Conductual se añadieron dos subdimensiones, la primera se nombró SDCE (Sub-Dimensión de Conductas evitativas) que contiene los ítems 47, 48, 49 y 50, y la segunda se le denominó SDNCE (Sub-Dimensión de Conductas no evitativas) con los ítems 41, 42 y 43. (ver tabla 3).

Seguidamente, para verificar el cumplimiento de los supuestos, se utilizó la prueba de medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), la cual expuso un valor 0.95 siendo cercano a 1.0, lo que indica que el análisis factorial es útil con los datos (Lloret et al., 2014). En cuanto a la prueba de esfericidad de Bartlett, que contrasta la hipótesis de que la matriz de correlaciones, es una matriz de identidad, se demuestra un valor de $p < 0.00$ siendo menor a < 0.5 , lo que sugiere que el nivel de significancia es adecuado; por lo tanto, este AFE es útil con los datos.

Además, se utilizó el método de factorización MINRES desarrollado por Harman y Jones (1966), que tiene el objetivo: estimar las cargas factoriales para que se minimicen los cuadrados de los residuos no diagonales de la matriz de correlación. A su vez, se usó el método de rotación factorial Oblimin, método que permite minimizar la suma producto de los cuadrados del coeficiente de la matriz de configuración; asimismo, muestra información acerca de la contribución única de las correlaciones entre los factores y las variables. Por otro lado, se empleó la matriz de correlaciones (policóricas) debido a que este instrumento es de tipo likert.

Tabla 2

Matriz de factores rotados

Ítems	Dimensiones	DCA	DPE	SDCE	SDCNE
2	DPE		0.661		
3	DPE		0.711		
4	DPE		0.869		
6	DCA		0.709		
8	DCA	0.688			
10	DPE		0.569		
16	DPE	0.650			
18	DCA	0.616			
19	DPE	0.545			
23	DCA	0.703			
24	DCA	0.735			
25	DCA	0.483			
26	DCA	0.871			

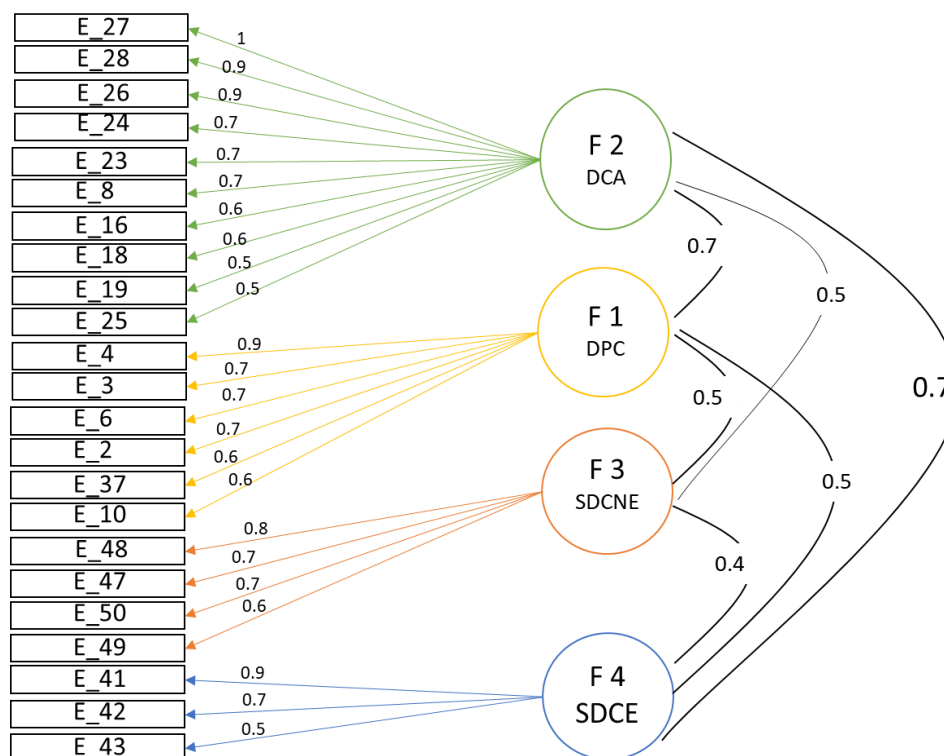
27	DCA	0.964			
28	DCA	0.923			
37	DCA		0.591		
41	DCO				0.869
42	DCO				0.733
43	DCO				0.549
47	DCO			0.743	
48	DCO			0.762	
49	DCO			0.605	
50	DCO			0.686	
% Total de varianza explicada	54.4%				
Prueba KMO	95	p < .000			
Prueba de Barlett	$\chi^2 (22) = 102.68$				

Nota: DPE= Dimensión de percepción DCA= Dimensión cognitivo-afectivo,
DCO=Dimensión conductual, SDCNE= Sub-Dimensión de conductas no evitativas y
SDCE= Sub-Dimensión de conductas evitativas.

De acuerdo con el análisis factorial exploratorio, se observa la existencia de 4 factores dentro de la construcción de la prueba piloto (figura 2). También se acomodan los ítems según la carga factorial alta en cada una de las dimensiones, a la cual se asemejan de acuerdo con la varianza explicada de 54.4%.

Figura 2

Análisis factorial exploratorio de los 4 factores de la prueba.



Resultados de AFC.

En este periodo se realizó un análisis descriptivo de los ítems analizando la media, desviación estándar, asimetría y curtosis. En cuanto al análisis descriptivo de los ítems (tabla 3), se observa que el ítem 7 presenta el mayor promedio ($M=2.23$) seguido del ítem 23 ($M=2.01$). Respecto de la desviación estándar, los datos varían entre 1.3 a 1.39, indicando que hay un buen ajuste entre la dispersión de los ítems. Asimismo, se constata que todos los ítems varían entre ± 1.5 en asimetría y curtosis, evidenciando que hay normalidad en los ítems (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010); por tal motivo, se utilizó el estimador MRL, estimación de máxima verosimilitud con errores estándar robustos (Huber-White); además, es un estadístico de prueba escalado, que asume la normalidad distribuida y proporciona la mejor opción para modelar datos completos e incompletos.

Tabla 3

Análisis descriptivo de los ítems

Variable	M	SD	A	K
Ítem 1	1,56	1,17	0,4	-0,51
Ítem 2	1,32	1,26	0,65	-0,55
Ítem 3	1,41	1,26	0,52	-0,76
Ítem 4	1,04	1,21	0,97	-0,05
Ítem 5	1,45	1,34	0,51	-0,93
Ítem 6	1,59	1,29	0,37	-0,92
Ítem 7	2,23	1,39	-0,17	-1,23
Ítem 8	1,54	1,25	0,44	-0,77
Ítem 9	1,61	1,32	0,29	-1,04
Ítem 10	1,63	1,3	0,35	-0,91
Ítem 11	1,48	1,4	0,52	-1,05
Ítem 12	1,59	1,4	0,45	-1,03
Ítem 13	1,54	1,27	0,49	-0,74
Ítem 14	1,46	1,32	0,53	-0,83
Ítem 15	1,18	1,23	0,77	-0,42
Ítem 16	1,4	1,47	0,55	-1,14
Ítem 17	1,83	1,4	0,19	-1,22
Ítem 18	1,87	1,46	0,16	-1,31
Ítem 19	1,49	1,4	0,52	-1,01
Ítem 20	1,65	1,32	0,26	-1,05
Ítem 21	1,29	1,27	0,69	-0,57
Ítem 22	1,96	1,39	0,01	-1,24
Ítem 23	2,01	1,32	0,1	-1,1

Nota: M= media, SD=Desviación estándar, A= Asimetría, K=Curtosis

Validez relacionada con la estructura interna de la escala

Para calcular la validez del constructo, se realizó un análisis para comparar los indicadores de ajuste de la prueba con 4 factores. A continuación, analizaremos los valores métricos que se obtuvieron en la tabla 4, donde muestra que el modelo multifactorial presenta adecuados índices de ajuste.

Este modelo obtuvo los siguientes resultados: el Chi Cuadrado indica un valor de 730.320, el grado de libertad es = 224 y el p valor es = 0.000, lo que indica que el nivel de significancia es adecuada; así mismo, se calcularon los índices robustos del CFI, según Pizarro y Martínez (2020), quienes consideran que un ajuste muy bueno es cuando el valor oscila entre $<0.90, 0.95 >$ y bueno cuando sea mayor a 0.95; este modelo dio un valor de 0.922, indicando que es muy bueno. Respecto al TLI, se sabe que es un indicador que mide el ajuste comparativo o incremental, según Montaña (2014), quien menciona que se considera un buen ajuste cuando el valor es mayor a 0.90; en este sentido, se obtuvo un valor de 0.912, o sea es un buen ajuste. Por último, el SRMR (0.056). Hu y Bentler (1999, citados por Álvarez y Vernazza, 2013), plantean que un valor de cero indica ajuste perfecto y un valor inferior a 0.08 se considera un buen ajuste; en este caso, se refleja un 0.056 que evidencia un buen modelo.

En cuanto al Error de Aproximación Cuadrático Medio (RMSEA), que representa el ajuste anticipado con el valor total de la población, según las recomendaciones de Hu y Bentler (1999), quienes mencionan que el valor a considerar para un buen ajuste es que tiene que ser inferior a "0.05" y aceptable $<0.05, 0.08 >$; según Pizarro y Martínez (2020), en este caso el modelo tiene un valor de 0.075, señalando que puede ser aceptable y un Intervalo de confianza de 0.069 y 0.081.

Por los resultados obtenidos, se concluye que el modelo de medición está representado adecuadamente, ya que los pesos factoriales de los ítems son altos, indicando que cumplen con los criterios y explican el constructo.

Tabla 4

Modelos

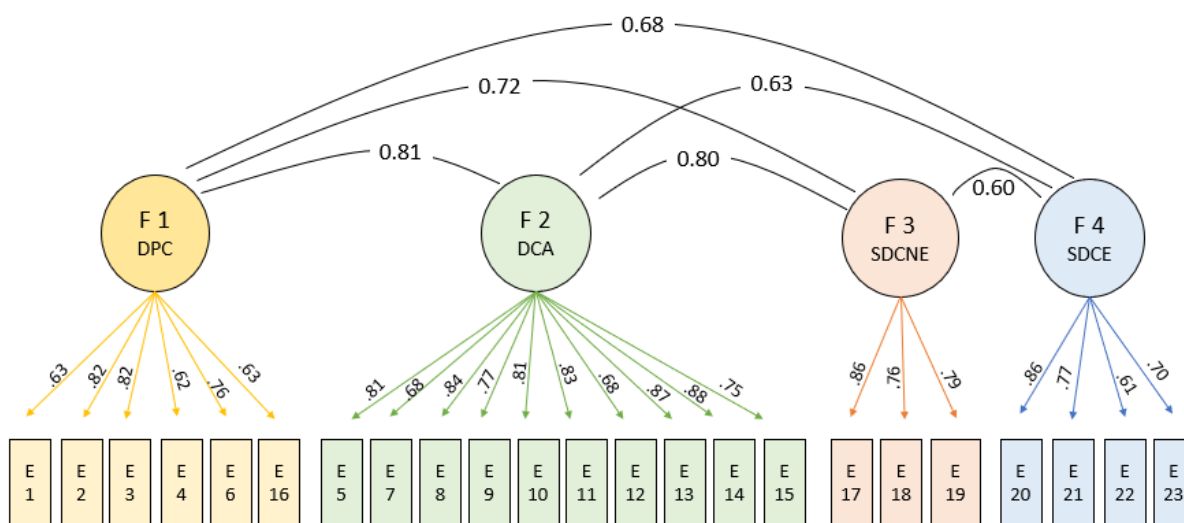
Modelos	χ^2	Gl	p-value	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
4 factores	730.320***	224	0.00	0.922	0.912	0.075 [0.0690.081]	0.056

χ^2 = chi cuadrado, gl=grados de libertad, p-value=p valor, CFI=Índice de ajuste comparativo, TLI=índice de Tucker-Lewis, RMSEA=Error cuadrático medio de la aproximación, SRMR=Media raíz estandarizada residuo cuadrado.

En la Figura 3 se puede evidenciar que las cargas factoriales de los ítems son altas en el factor que les corresponde y que las covarianzas presentan valores mayores a 0.50, indicando que existe una relación moderado fuerte entre los factores.

Figura 3

Análisis factorial confirmatorio de los 4 factores de ESIC.



En la tabla 5, se describe la fiabilidad de la escala estimando los resultados con el coeficiente Alpha Ordinal, que es recomendado por Zumbo, Gadermann, Zaiser (2007), para estimar la confiabilidad basada en ítems de respuesta tipo Likert. Este coeficiente cataloga los valores mayores a 0.70 como confiables y los resultados demuestran que todos los factores sobrepasan este valor (DPC= 0.85, DCA= 0.94, SDCNE=0.85 y SDCE=0.82). Asimismo, se usó Omega de McDonald que sugiere que los valores deben oscilar entre 0.70 a 0.90, para considerarse confiable, según Campo-Arias y Oviedo (2008); en este caso, los factores obtuvieron los siguientes resultados DPC= 0.87, DCA=

0.95, SDCNE=0.85 y SDCE=0.83, demostrando que las puntuaciones de la escala son fiables.

Tabla 5

Fiabilidad

FIABILIDAD	DPC	DCA	SDCNE	SDCE
Alpha Ordinal	0.85	0.94	0.85	0.82
Omega	0.87	0.95	0.85	0.83

Nota: DPE= Dimensión de percepción DCA= Dimensión cognitivo-afectivo, SDCNE= Sub- Dimensión de conductas no evitativas y SDCE= Sub-Dimensión de conductas evitativas.

Discusión

Este instrumento contiene las dimensiones perceptual y cognitivo-afectivo, semejantes a las que se proponen en la teoría de Pruzinsky y Cash (1990). Así mismo, en aporte a la investigación Thompson (2000) resalta el aspecto conductual y su variabilidad dependiendo de la valoración de sí mismo referente al cuerpo; por ejemplo, la persona podría evadir situación de exposición del cuerpo (conductas evitativas) o por el contrario realiza acciones para resaltarlo (no evitativas). Por lo tanto, se concluye que las teorías de estos autores respaldan las dimensiones propuestas, para la construcción de este instrumento, incluida la división del aspecto conductual en conductas evitativas y no evitativas.

Así mismo, en la literatura se observan diferentes autores, quienes comparten la misma perspectiva de los anteriores autores mencionados; por ejemplo, Raich (2004), quien considera la imagen corporal un “constructo complejo” que contempla la percepción del cuerpo como un todo y por sus partes (sus capacidades y limitaciones); además, refiere las actitudes, los pensamientos, los sentimientos y las valoraciones, así como los comportamientos generados por las cogniciones y los sentimientos experimentados. Por su parte, Sámano et al. (2020) mencionan que la imagen corporal es un constructo psicológico definido por las percepciones, pensamientos, sentimientos sobre el tamaño y forma del cuerpo.

Respecto de la finalidad de medir el nivel de satisfacción corporal en las mujeres se estudiaron las propiedades psicométricas desde una propuesta multidimensional. Esta iniciativa surge por la carencia de instrumentos adaptados en el Perú que evalúen esta problemática, tomando en cuenta los pilares sobre los cuales se fundamenta el concepto personal de imagen corporal, que son los factores de percepción, cognitivo-afectivo y conductual. Además, se debe resaltar que dichos instrumentos adaptados en el país han realizado sus estudios en poblaciones de los 18 años en adelante, a diferencia del ESIC que propone incluir a adolescentes desde los 12 años.

Describiendo los resultados de esta investigación, el modelo de 4 factores presentó una validez que demuestra adecuados índices de ajuste; por ejemplo, el grado de libertad es = 224 y el p valor es =0.000 siendo menor a 0.5, lo que indica que el nivel de significancia es adecuado. El Chi Cuadrado indica un valor de 730.320, en comparación con el instrumento como el BSQ-14, que este también tiene un Chi 571. 42, indicando que ambos son adecuados.

El índice robusto del CFI de este constructo alcanzó un valor de 0.922, en contraste con el BSQ-14 que demuestra un CFI de 0.962, categorizando a ambos de apropiados, ya que Pizarro y Martínez (2020) consideran que un ajuste es “muy bueno” cuando el valor oscila entre $<0.90, 0.95 >$ y “bueno” si supera el 0.95; a diferencia de estos resultados, el instrumento SCAJ-QL muestra un CFI de 0.878, siendo inferior al sugerido. También el ESIC evidencia un TLI de 0.912, indicando que presenta un buen ajuste; al respecto, Montañó (2014) menciona que se considera un buen ajuste cuando el valor es mayor a 0.90. Por su parte, el SRMR plantea que los valores esperados deben ser menores a 0.08 para ser adecuados (Marsh et al., 2004); en este sentido, tanto el BSQ-14 (0.051) y este instrumento ESIC (0.056) demostraron que son buenos modelos. Por último, en el RMSEA resaltan diferencias en sus valores, en concreto, el ESIC muestra un 0.075, el BSQ-14 arroja un valor de 0.062 y el SCAJ-QL tiene un 0.058, demostrando ajustes aceptables que oscilan entre $<0.05, 0.08 >$ (Pizarro y Martínez, 2020)

En cuanto a la confiabilidad para el ESIC se hizo uso del coeficiente de alfa ordinal y el Omega de McDonald; se encontró que la dimensión de percepción ($\alpha = 0.85$; $\omega = 0.87$), la dimensión cognitivo afectivo ($\alpha = 0.94$; $\omega = 0.95$), la sub dimensión de conductas no evitativas ($\alpha = 0.85$; $\omega = 0.85$) y en la sub-dimensión de conductas evitativas ($\alpha = 0.82$; $\omega = 0.83$), presentan adecuados índices de fiabilidad; se consideró utilizar el coeficiente Alpha Ordinal que es recomendado por Zumbo, Gadermann, Zaisser (2007), para estimar

la confiabilidad basada en ítems de respuesta tipo Likert; este coeficiente cataloga los valores mayores a 0.70 como confiables, interpretando así que las dimensiones del ESIC muestran una adecuada confiabilidad; asimismo, se usó Omega de McDonald que sugiere que los valores deben oscilar entre 0.70 a 0.90 para considerarse confiable, según lo propuesto por Campo-Arias y Oviedo (2008).

En comparación con el BSQ-14, el instrumento fue validado por Izquierdo-Cárdenas et al. (2021), quienes optaron por utilizar el coeficiente omega, ya que se basa en las cargas factoriales, mostraron que este instrumento presenta una adecuada fiabilidad ($\omega = 0.962$). Por otro lado, también se analizó la escala SCAJ-QL construida por Quintana (2018), quien menciona que esta escala obtuvo una confiabilidad por consistencia interna, obteniendo un coeficiente omega de 0.903, en la escala total y en sus distintas dimensiones se obtuvo un coeficiente de omega del 0.896 para la primera dimensión estima corporal, 0,832 para expresión del cuerpo y 0.887 para calificación del cuerpo.

4. Conclusiones

A pesar de las limitaciones encontradas naturalmente, el presente estudio mostró que esta escala multidimensional ESIC tiene propiedades psicométricas adecuadas, exhibiendo las evidencias robustas de validez y adecuado nivel de fiabilidad; por lo tanto, la escala puede ser utilizada para medir la satisfacción de la imagen corporal en las mujeres.

Asimismo, los resultados de esta investigación permiten que la escala ESIC pueda ser utilizada por las áreas de psicología educativa, comunitaria y clínica, facilitando la realización de estudios correlaciones; por ejemplo, la influencia del consumo de redes sociales o de publicidad, el tipo de habilidades sociales de los adolescentes, nivel de autoestima, el grado de ansiedad y depresión en los jóvenes, bienestar emocional, entre otros.

Referencias

Álvarez, R., & Vernazza, E. (2013). Aplicación de los modelos de ecuaciones estructurales para el estudio de la satisfacción estudiantil en los cursos superiores de Facultad de Ciencias Económicas y Administración. *Iesta*, 1–28. http://www.iesta.edu.uy/wp-content/uploads/2009/07/DT_13_02.pdf

- Botella, L., Grañó, N., Gámiz, M., & Abey, M. (2008). La presencia ignorada del cuerpo. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 17, 245–263. <https://www.redalyc.org/pdf/2819/281921795006.pdf>
- Botella, L., Ribas, E., & Ruiz, J. (2009). Evaluación Psicométrica de la Imagen Corporal: Validación de la versión española del multidimensional body self relations questionnaire (MBSRQ). *Revista Argentina de Clinica Psicologica*, 18(3), 253–264. <https://www.redalyc.org/pdf/2819/281921775006.pdf>
- Brown, T., Cash, T., & Mikulka, P. (1990). Evaluación Actitudinal de la Imagen Corporal: Análisis Factorial del Cuestionario de Relaciones Cuerpo-Yo. *Journal of Personality Assessment*, 55(1–2), 135–144. <https://doi.org/10.1080/00223891.1990.9674053>
- Caballo, V. (2003). Manual para el tratamiento cognitivo-conductual de los trastornos psicológicos. In *Journal of Electronic Materials* (Vol. 1, Issue 7). <https://doi.org/10.1007/s11664-003-0062-x>
- Camino, M., Martínez, M., González, M., Medina, M., Mercado, E., & Lara, F. (2017). Risk factors of eating disorders in university students: Estimation of vulnerability by sex and age. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 8(2), 105–112. <https://doi.org/10.1016/j.rmta.2017.05.003>
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna. *Revista de Salud Pública*, 10, 831–839. <https://www.redalyc.org/pdf/422/42210515.pdf>
- Castro-Lemus, N. (2016). Re-conceptualización del constructo de imagen corporal desde una perspectiva multidisciplinar. *Arbor*, 192(781). <https://doi.org/10.3989/arbor.2016.781n5010>
- Caycho-Rodríguez, T., Vilca, L. W., Carbajal-León, C., White, M., Vivanco-Vidal, A., Saroli-Aranibar, D., Peña-Calero, B. N., & Moreta-Herrera, R. (2021). Coronavirus Anxiety Scale: New psychometric evidence for the Spanish version based on CFA and IRT models in a Peruvian sample. *Death Studies*, 46(5), 1090–1099. <https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1865480>
- Ceballos, O., Medina, R., Juvera, J., Peche, P., Aguirre, L., & Rodríguez, J. (2019). Imagen corporal y práctica de actividades físico-deportivas en estudiantes de nivel

- secundaria. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 20(1), 252–260. <https://doi.org/10.6018/cpd.355781>
- Duno, M., & Acosta, E. (2019). Percepción de la imagen corporal en adolescentes universitarios. *Revista Chilena de Nutrición*, 46(5), 545–553. <https://doi.org/10.4067/S0717-75182019000500545>
- Escurre, L. (1998). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Pontificia Universidad Católica Del Perú*, 6(1–2), 103–111. <https://doi.org/10.18800/psico.198801-02.008>
- Gila, A., Castro, M., Gómez, J., Toro, J., & Salamero, M. (1999). El test de actitud corporal: Validación de la versión española. *Trastornos de La Alimentación y El Peso*, 4(4), 175–178. <https://doi.org/10.1007/BF03339733>
- Hernández, R., Fernández, C., & Baptista, P. (2006). Metodología de la Investigación. In *McGraw-Hill Interamericana de México*. Editorial Científica 3Ciencias. <https://doi.org/10.17993/IngyTec.2018.46>
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Criterios de corte para índices de ajuste en análisis de estructura de covarianza: Criterios convencionales frente a nuevas alternativas. *Modelado de Ecuaciones Estructurales: Una Revista Multidisciplinaria*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Izquierdo-Cárdenas, S., Caycho-Rodríguez, T., Barboza-Palomino, M., & Reyes-Bossio, M. (2021). Body dissatisfaction in university women: new psychometric evidence from the 14-item Body Shape Questionnaire (BSQ-14). *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 21(2), 112–126. <http://revistas.um.es/cpd>
- Lancet, T. (2000). Una quinta enmienda para la Declaración de Helsinki. *The Lancet*, 357(9269), 1123. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(00\)02746-X](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-6736(00)02746-X)
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151–1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). En busca de reglas de oro: Comente los enfoques de prueba de hipótesis para establecer valores límite para los índices de ajuste y los peligros de generalizar en exceso los hallazgos de Hu y Bentler (1999).

Modelos de Ecuaciones Estructurales, 11(3), 320–341.
https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2

Ministerio de Salud. (2017). Documento técnico situación de salud de los adolescentes y jóvenes en el Perú. *Biblioteca Del Ministerio de Salud*, 87(1,2), 149–200.
<http://bvs.minsa.gob.pe/local/MINSA/4143.pdf>

Montaño, A. (2014). Modelo de desarrollo económico local para la diversificación de la estructura Productiva y la Articulación del Tejido Empresarial en Baja California Sur. *Universidad Autonoma de Baja California*, 646, 22860.
<https://www.eumed.net/tesis-doctorales/2014/mama/index.htm>

Nieto, D., & Nieto, I. (2020). Percepción de la imagen corporal en universitarias de la ciudad de Barranquilla, Colombia: un estudio descriptivo-transversal. *Musas*, 5(2), 77–92. <https://doi.org/10.1344/musas2020.vol5.num2.5>

Pierre, W., & Rojas-Díaz, J. (2023). Ideales de belleza femenina y su impacto en la satisfacción corporal de la mujer en Latinoamérica. *Revista Encuentros*, 21, 182–192. <https://doi.org/10.15665/encuen.v21i01-Enero-junio.2950>

Pizarro, K., & Martínez, O. (2020). Análisis factorial exploratorio mediante el uso de las medidas de adecuación muestral kmo y esfericidad de bartlett para determinar factores principales. *Journal of Science and Research*, 5, 1–22.
<https://doi.org/10.5281/zenodo.4453224>

Raich, R. (2004). Una perspectiva desde la psicología de la salud de la imagen corporal. *Avances En Psicología Latinoamericana*, 22, 15–27.
<http://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/2741880.pdf>

Robles, G., Aguirre, S., Muñoz, M., Ordoñez, E., Blanco, J., Salido, J., Alvarado, J. de D., & Jurado, P. (2020). Ansiedad por la Imagen Corporal en Universitarios de Ciencias de la Salud Comparaciones por Sexo. *European Scientific Journal ESJ*, 16(29), 43–45. <https://doi.org/10.19044/esj.2020.v16n29p42>

Sámano, R., Rodríguez-Ventura, A., Sánchez-Jiménez, B., Godínez, E., Noriega, A., Zelonka, R., Garza, M., & Nieto, J. (2015). Satisfacción de la imagen corporal en adolescentes y adultos mexicanos y su relación con la autopercepción corporal y el índice de masa corporal real. *Nutricion Hospitalaria*, 31(3), 1082–1088.
<https://doi.org/10.3305/nh.2015.31.3.8364>

Vaquero-Cristóbal, R., Alacid, F., Muyor, J. M., & López-Miñarro, P. Á. (2013). Imagen corporal; revisión bibliográfica. *Nutricion Hospitalaria*, 28(1), 27–28.
<https://doi.org/10.3305/nh.2013.28.1.6016>