

Actualizado Raquel_Antesana.docx

 My Files My Files Universidad Peruana Union

Detalles del documento

Identificador de la entrega

trn:oid:::29566:570482166

Fecha de entrega

23 mar 2026, 5:13 p.m. GMT-5

Fecha de descarga

25 mar 2026, 11:04 a.m. GMT-5

Nombre del archivo

Actualizado Raquel_Antesana.docx

Tamaño del archivo

378.2 KB

15 páginas

7967 palabras

46.947 caracteres

8% Similitud general

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para ca...

Filtrado desde el informe

- Bibliografía
- Coincidencias menores (menos de 8 palabras)

Exclusiones

- N.º de coincidencias excluidas

Fuentes principales

- 6%  Fuentes de Internet
- 4%  Publicaciones
- 3%  Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Marcas de integridad

N.º de alertas de integridad para revisión

No se han detectado manipulaciones de texto sospechosas.

Los algoritmos de nuestro sistema analizan un documento en profundidad para buscar inconsistencias que permitirían distinguirlo de una entrega normal. Si advertimos algo extraño, lo marcamos como una alerta para que pueda revisarlo.

Una marca de alerta no es necesariamente un indicador de problemas. Sin embargo, recomendamos que preste atención y la revise.

Fuentes principales

- 6% Fuentes de Internet
- 4% Publicaciones
- 3% Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Fuentes principales

Las fuentes con el mayor número de coincidencias dentro de la entrega. Las fuentes superpuestas no se mostrarán.

1	Internet	repositorio.upeu.edu.pe	<1%
2	Internet	hdl.handle.net	<1%
3	Trabajos entregados	Universidad Carlos III de Madrid - EUR on 2026-01-28	<1%
4	Internet	dspace.umh.es	<1%
5	Internet	files01.core.ac.uk	<1%
6	Internet	link.springer.com	<1%
7	Internet	digibug.ugr.es	<1%
8	Internet	portal.amelica.org	<1%
9	Trabajos entregados	Universidad de la Rioja on 2026-03-04	<1%
10	Internet	pt.scribd.com	<1%
11	Publicación	María Martínez-Moyá, Eva M. Navarrete-Muñoz, Manuela García de la Hera, Danie...	<1%

12	Trabajos entregados	Universidad ESAN -- Escuela de Administración de Negocios para Graduados on 2...	<1%
13	Internet	dspace.cuni.cz	<1%
14	Internet	qdoc.tips	<1%
15	Publicación	Antonio Granero-Gallegos, Luis M. Salmerón-Hinojosa, Ginés D. López-García. "Efe...	<1%
16	Publicación	Chih-Ping Wang, Xiaoyan Xing. " Solar wind entry into midtail current sheet via lo...	<1%
17	Publicación	Raquel Sánchez-Recio, Juan Antonio Parrilla-Huertas, Ángela Asensio-Martínez. "I...	<1%
18	Internet	www.coursehero.com	<1%
19	Trabajos entregados	Carrington College on 2022-05-24	<1%
20	Publicación	César Daniel Costa-Ball, María Eugénia Fernández, Urbano Lorenzo-Seva, Lilian D...	<1%
21	Trabajos entregados	Universidad Privada Antenor Orrego 2025 on 2025-08-07	<1%
22	Publicación	Victoria A. Ferrer-Pérez, Esperanza Bosch-Fiol. "The measure of the masculinity-f...	<1%
23	Internet	ebuah.uah.es	<1%
24	Internet	es.slideshare.net	<1%
25	Internet	repositorio.upch.edu.pe	<1%

26	Internet	www.researchgate.net	<1%
27	Publicación	Antonio Jesús Sanchez-Oliver, Francisco José Rodríguez Rojas, Adrián Feria-Madu...	<1%
28	Publicación	Francisco Javier Ortega Sánchez, Arturo Juárez García, César Merino Soto. "Valide...	<1%
29	Publicación	José Sandoval-Díaz, Orlando Aedo Soto, Richard Cisternas Victoriano. "Propriedad...	<1%
30	Publicación	Nicolás Alejandro Vizioli, Melina Claudia Crespi, Isabel María Mikulic. "Estructura i...	<1%
31	Publicación	Sergio Dominguez-Lara, Rony Prada-Chapoñan, Marbel Gravini-Donado. "Estruct...	<1%
32	Trabajos entregados	Universidad Internacional de la Rioja on 2025-06-14	<1%
33	Trabajos entregados	Universidad Miguel Hernandez Servicios Informaticos on 2021-12-17	<1%
34	Trabajos entregados	Universidad de Guadalajara on 2019-12-19	<1%
35	Internet	ddd.uab.cat	<1%
36	Internet	docplayer.es	<1%
37	Internet	othes.univie.ac.at	<1%
38	Internet	prezi.com	<1%
39	Internet	renhyd.org	<1%

40	Internet	repositorio.ucv.edu.pe	<1%
41	Internet	revista.nutricion.org	<1%
42	Internet	www.fcca.umich.mx	<1%
43	Internet	www.repositorio.unicamp.br	<1%
44	Internet	wwwn.cdc.gov	<1%

Adaptación y validación de la Escala Breve de Actitudes Alimenticias (Concise Scale of Eating Attitudes - SSPZ) en estudiantes universitarios peruanos

Resumen

Background: Las actitudes alimentarias constituyen un determinante clave de la conducta dietaria y del bienestar físico y mental en la adultez emergente. Sin embargo, en el contexto peruano no se dispone de instrumentos breves y multidimensionales validados que integren componentes socioculturales de la actitud alimentaria.

Objetivo: Traducir, adaptar culturalmente y evaluar las propiedades psicométricas del Concise Scale of Eating Attitudes (SSPZ) en estudiantes universitarios peruanos.

Métodos: Estudio instrumental con 433 estudiantes universitarios (54.3% mujeres; M edad = 20.22, DE = 2.60). Se realizó análisis factorial confirmatorio con estimación MLR. Se evaluaron índices de ajuste (CFI, TLI, RMSEA, SRMR), validez convergente (AVE), validez discriminante (HTMT), confiabilidad (α y ω) e invarianza factorial por sexo.

Resultados: El modelo final de cinco factores mostró ajuste adecuado ($\chi^2 = 137.76$, gl = 34; CFI = .97; TLI = .96; RMSEA = .08; SRMR = .04). Las cargas factoriales oscilaron entre .68 y .90. Los valores de AVE fueron $\geq .50$ en todos los factores y el HTMT fue $< .85$, respaldando validez discriminante. La confiabilidad fue adecuada en cuatro factores ($\alpha = .73-.83$) y aceptable en uno ($\alpha = .63$). La invarianza configural, métrica, escalar y estricta por sexo fue confirmada.

Conclusiones: La versión peruana del SSPZ demuestra propiedades psicométricas satisfactorias y puede emplearse para evaluar actitudes alimentarias en población universitaria. El instrumento contribuye a la medición culturalmente sensible de constructos alimentarios y respalda su aplicación en contextos de investigación e intervención preventiva.

Palabras clave: actitudes alimentarias, validación psicométrica, análisis factorial confirmatorio, invarianza factorial, estudiantes universitarios.

Introducción

La alimentación constituye un determinante mayor de la salud y del bienestar a lo largo del curso de vida, no solo por su función biológica, sino por su imbricación con marcos culturales, psicológicos y sociales que estructuran la relación cotidiana con la comida (Germov & Williams, 1996). En este sentido, comprender la alimentación exclusivamente como conducta observable resulta insuficiente cuando el interés científico se orienta a explicar por qué las personas eligen, valoran o evitan determinados alimentos en contextos específicos (Aikman & Crites, 2007; Rozin et al., 1999). Bajo esta perspectiva, el constructo de actitud alimentaria ofrece un marco conceptual más abarcador, al integrar creencias, pensamientos, emociones y disposiciones conductuales hacia la comida, configurando una relación subjetiva relativamente estable que orienta decisiones alimentarias coherentes en el tiempo (Dos Santos et al., 2010; Oppenheim, 1966).

La adultez emergente y, particularmente, la etapa universitaria, constituyen un periodo crítico para la consolidación de hábitos alimentarios con implicancias de largo plazo sobre la salud física y mental (World Health Organization., 2003). Durante esta transición, los estudiantes experimentan un incremento sustantivo de autonomía, cambios de residencia y reconfiguración de redes sociales, factores que interactúan con demandas académicas y restricciones económicas para moldear patrones dietarios frecuentemente subóptimos (Nelson et al., 2008; Papadaki et al., 2007). La evidencia internacional indica que, en este contexto, es común la reducción en el consumo de frutas y verduras, el aumento de ingesta de alimentos densos en energía y un mayor consumo de alcohol, configurando un perfil de riesgo cardiometabólico y psicosocial (Deliens et al., 2019; Hilger et al., 2017; Kasperek et al., 2008; Kelly et al., 2013). Asimismo, se ha documentado ganancia de peso durante los primeros años de universidad,

fenómeno que podría contribuir a trayectorias de obesidad en etapas posteriores (Holm-Denoma et al., 2008; Kelly et al., 2013; Napolitano et al., 2013).

La magnitud del exceso de peso a nivel global refuerza la necesidad de analizar los procesos psicológicos que organizan la relación con la comida, dado que la obesidad afecta a más de mil millones de personas y se asocia con enfermedades crónicas y problemas de salud mental (Phelps et al., 2024; Reiband et al., 2020; World Obesity Federation, 2025). En jóvenes y adultos jóvenes, la preocupación por la imagen corporal y el ideal de delgadez puede intensificarse, generando discrepancias entre el peso real y el peso deseado que impactan en la autoevaluación y en la regulación alimentaria (Mase et al., 2013; Ren et al., 2015; Tomori & Rus-Makovec, 2000). Esta presión sociocultural se vincula con mayor insatisfacción corporal y con actitudes alimentarias desadaptativas, particularmente en mujeres, donde se han descrito mayores niveles de preocupación por la dieta y conductas de control de peso (Arciszewski et al., 2012; Mukai et al., 1994; Talwar, 2011).

La literatura subraya que las actitudes alimentarias no emergen en el vacío, sino que responden a transacciones complejas entre determinantes biológicos, psicológicos y socioculturales (Culbert et al., 2015). Variables como ansiedad, depresión y estrés académico se han asociado con patrones de alimentación emocional y desinhibición alimentaria en universitarios, sugiriendo que el malestar afectivo puede operar como contexto de vulnerabilidad para la expresión de actitudes disfuncionales hacia la comida (J. Chen et al., 2012; Puccio et al., 2016; Swinbourne & Touyz, 2007). Asimismo, dimensiones como restricción cognitiva, alimentación no controlada y alimentación emocional han mostrado asociaciones con índice de masa corporal (IMC) y con riesgo de trastornos de la conducta alimentaria (Bryant et al., 2019; van Strien, 2018). Estas dimensiones reflejan mecanismos de autorregulación que, cuando se rigidizan o se vinculan con estados emocionales negativos, pueden derivar en trayectorias de riesgo (Baumeister & Vohs, 2007; Wolever & Best, 2009).

El entorno universitario potencia estas dinámicas al combinar exigencias académicas, presión por el rendimiento y exposición intensa a ideales corporales difundidos globalmente (Fan et al., 2021). La internalización de estándares estéticos puede traducirse en autocrítica y preocupación dismórfica, procesos que reorganizan la conducta alimentaria alrededor del control del peso y la forma corporal (Corazza et al., 2019; Matos et al., 2023). De este modo, la actitud alimentaria se convierte en un nodo articulador entre autoimagen, regulación emocional y decisiones dietarias, integrando dimensiones cognitivas y afectivas que preceden o acompañan la sintomatología clínica (Treasure et al., 2010; Vardar & Erzengin, 2011).

Desde una perspectiva psicométrica clásica, las actitudes alimentarias han sido evaluadas principalmente mediante instrumentos diseñados para el tamizaje de sintomatología asociada a trastornos de la conducta alimentaria. Entre ellos, el Eating Attitudes Test (EAT) —en sus versiones de 40 y 26 ítems— ha ocupado un lugar central, al organizar el constructo en dimensiones como preocupación por la dieta, conducta bulímica y presión social para comer (Garner et al., 1982). Si bien el EAT ha sido ampliamente validado y aplicado en diversos contextos culturales, su énfasis en patrones restrictivos y comportamientos vinculados a anorexia nerviosa limita la captación de la relación integral y cotidiana con la comida (Mintz & O'Halloran, 2000; Rozin et al., 1999). Esta restricción conceptual resulta particularmente relevante cuando el interés no se circunscribe a la identificación de riesgo clínico, sino a la comprensión del sustrato actitudinal que organiza la experiencia alimentaria en poblaciones no clínicas, como los estudiantes universitarios (Dos Santos et al., 2010).

En el mismo campo, otros instrumentos han ampliado la evaluación hacia estilos o patrones de conducta alimentaria. El Dutch Eating Behavior Questionnaire (DEBQ) evalúa alimentación restringida, emocional y externa, mientras que el Three-Factor Eating Questionnaire (TFEQ) mide restricción cognitiva, desinhibición y hambre (Stunkard & Messick, 1985; van Strien et al., 1986). Asimismo, el Eating Disorder Examination Questionnaire (EDE-Q) se emplea ampliamente para estimar severidad y preocupación por el peso y la figura, y escalas como el ORTO-15 han focalizado constructos específicos, como la ortorexia (Donini et al., 2005; Fairburn & Beglin, 1994). Aunque estos instrumentos han

contribuido significativamente al avance del conocimiento, varios priorizan la detección de sintomatología o describen patrones conductuales generales, sin necesariamente capturar la complejidad de las “actitudes” hacia la alimentación como fenómeno cultural, valorativo y multidimensional en población universitaria. Además, desde una perspectiva metodológica, la longitud de ciertos instrumentos puede incrementar la carga del respondiente, afectando la tasa de participación y la calidad de las respuestas, especialmente cuando se administran baterías extensas en estudios de campo universitarios (Rolstad et al., 2011). En consecuencia, las escalas breves adquieren especial atractivo en investigaciones aplicadas, siempre que mantengan evidencia robusta de validez y confiabilidad. No obstante, la literatura psicométrica advierte que la reducción de ítems debe sustentarse teóricamente y evaluarse empíricamente para evitar comprometer la precisión de la medición o la estabilidad de la estructura factorial (Morgado et al., 2017). En respuesta a la necesidad de una evaluación más amplia del vínculo subjetivo con la comida, la Disordered Eating Attitude Scale (DEAS) incorporó explícitamente la dimensión relacional dentro del constructo de actitud alimentaria, desplazando el foco desde la mera sintomatología hacia la vivencia subjetiva y el significado atribuido al acto alimentario (Dos Santos et al., 2010).

En esta misma línea, el SSPZ propone una medición breve y multidimensional que integra componentes de preferencia y significado sociocultural (como restricción, hedonismo, ortorexia, vegetarianismo y religiosidad) dimensiones particularmente pertinentes en estudiantes universitarios, cuyas decisiones alimentarias emergen de la interacción entre valores personales, normas sociales, emociones y disponibilidad contextual (Buczak, 2022). La elección del SSPZ se justifica porque propone una medición breve y multidimensional de actitudes alimentarias que incorpora componentes de preferencia y significado sociocultural (p. ej., orientaciones relacionadas con restricción, hedonismo, ortorexia, vegetarianismo y religiosidad), lo cual es especialmente pertinente en universitarios, donde las decisiones alimentarias emergen de la interacción entre valores, normas, emociones y disponibilidad (Buczak, 2022).

Por lo tanto, el propósito del presente estudio pretende traducir, adaptar y validar el Cuestionario de Actitud Alimentaria para la población de estudiantes universitarios peruanos. Para ello, proponemos un estudio metodológico que incluirá la traducción del SSPZ al contexto peruano, seguida de una evaluación psicométrica para analizar la validez y confiabilidad de la versión traducida del cuestionario.

Métodos

Diseño y Participantes

El presente estudio fue de tipo instrumental (Ato et al., 2013), y utilizó un muestreo no probabilístico por conveniencia para la selección de los participantes. El tamaño muestral mínimo se estimó mediante la calculadora electrónica propuesta por Soper (Soper, 2025), considerando el número de variables observadas y latentes del modelo, un tamaño de efecto esperado ($\lambda = 0.10$), un nivel de significación de $\alpha = 0.05$ y un poder estadístico de $1 - \beta = 0.90$. Con base en dichos parámetros, se determinó una muestra mínima de 199 participantes

Participantes

La muestra final estuvo conformada por 433 estudiantes universitarios, superando ampliamente el mínimo requerido. Las edades oscilaron entre 18 y 32 años ($M = 20.22$; $DE = 2.60$). Predominó el sexo femenino (54.3%) y la condición de soltería (94.0%). La mayor proporción de participantes pertenecía a la Facultad de Ciencias de la Salud (42.3%). Asimismo, la mayoría residía en zona urbana (80.4%) y procedía de la región sierra (81.3%).

Tabla 1. Características sociodemográficas

características sociodemográficas		n	%
Sexo	Femenino	235	54.3
	Masculino	198	45.7
Estado civil	Casado (a)	12	2.8
	Divorciado (a)	3	0.7

	Soltero (a)	407	94.0
	Unión libre	10	2.3
	Viudo (a)	1	0.2
Facultad donde estudia	Facultad de Ciencias de la Salud	183	42.3
	Facultad de Ciencias empresariales	120	27.7
	Facultad de Ciencias Humana y Educación	10	2.3
	Facultad de Ingeniería y Arquitectura	120	27.7
Residencia	Rural	85	19.6
	Urbana	348	80.4
Procedencia	Costa	58	13.4
	Selva	23	5.3
	Sierra	352	81.3

Instrumentos.

Actitud Alimentaria. La versión original en inglés del Cuestionario de Actitud Alimentaria (Concise Scale of Eating Attitudes SSPZ) consta de 16 ítems distribuidos en seis dimensiones (Buczak, 2022) . Su estructura factorial fue confirmada mediante análisis factorial confirmatorio (RMSEA = 0.059; CMIN/DF = 1.629; CFI = 0.929), evidenciando un ajuste adecuado. La consistencia interna de las subescalas mostró valores aceptables a altos: actitud anoréxica ($\alpha = 0.779$), religiosa ($\alpha = 0.844$), vegetariana ($\alpha = 0.890$), hedonista ($\alpha = 0.654$), ortoréxica ($\alpha = 0.655$) y experimental ($\alpha = 0.842$).

La adaptación al español se realizó mediante un procedimiento estándar de traducción y retrotraducción. En primer lugar, dos traductores bilingües independientes realizaron la traducción directa al español, generándose una versión consensuada. Posteriormente, dos hablantes nativos de inglés, ajenos al instrumento, efectuaron la retrotraducción para verificar la equivalencia semántica. Un comité de expertos (dos educadores y un profesional del área de salud) revisó las versiones y elaboró una versión preliminar. Finalmente, esta fue evaluada en un grupo focal de cinco participantes para comprobar claridad y comprensión, realizándose ajustes lingüísticos que dieron lugar a la versión final en español del instrumento.

Procedimiento

El estudio que involucra la utilización del cuestionario se desarrolló bajo rigurosos principios éticos, contando con el aval del Comité de Ética de la Universidad Peruana Unión, identificado con el código 2025-CE-EPG-00024. Se enfatizó la importancia de la privacidad y confidencialidad de los datos de los participantes, asegurando su consentimiento informado antes de proceder con la aplicación del cuestionario. La ejecución de esta herramienta se realizó de forma presencial en dos instituciones universitarias de Perú, resaltando el carácter voluntario y anónimo de la colaboración en el estudio. Tal enfoque metodológico no solo promueve la exactitud y la confiabilidad de los datos recabados, sino que también protege los derechos de los participantes durante todo el proceso investigativo.

Análisis de datos

Se realizó inicialmente un análisis descriptivo de los ítems del Concise Scale of Eating Attitudes (SSPZ), considerando media, desviación estándar, asimetría (g_1) y curtosis (g_2). Los valores de asimetría y curtosis se consideraron aceptables dentro del rango de ± 1.5 (George & Paul Mallery, 2003). Asimismo, se examinó la correlación ítem-total corregida ($r(i-tc)$), adoptando como criterio mínimo valores $\geq .30$ para una adecuada discriminación (Kline, 2016). Los ítems con correlaciones inferiores a este umbral fueron evaluados críticamente en el análisis factorial confirmatorio, considerando tanto criterios estadísticos como coherencia teórica.

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) para evaluar la estructura factorial multidimensional propuesta originalmente para el SSPZ. Dado que los ítems fueron medidos en escala tipo Likert de cinco puntos y presentaron distribución aproximadamente normal, se utilizó el

estimador WLSMV (Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted), apropiado ante posibles desviaciones de normalidad (Muthen & Muthen, 2017). La evaluación del ajuste del modelo se basó en múltiples índices: chi-cuadrado (χ^2), Índice de Ajuste Comparativo (CFI) e Índice de Tucker-Lewis (TLI), considerando valores $\geq .95$ como indicativos de buen ajuste; y Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA) e Índice de Residuos Cuadráticos Medios Estandarizados (SRMR), con valores $\leq .08$ como criterio de ajuste aceptable (Kline, 2016; Schumacker & Lomax, 2016). La validez convergente se examinó mediante cargas factoriales estandarizadas ($\lambda \geq .50$) y la varianza media extraída (AVE $\geq .50$), conforme a las recomendaciones de Fornell y Larcker (1981). La validez discriminante se evaluó inicialmente mediante el criterio de Fornell–Larcker (comparación entre AVE y correlaciones interfactoriales al cuadrado), y posteriormente mediante el índice Heterotrait–Monotrait ratio (HTMT), adoptando el umbral conservador de HTMT $< .85$ (Henseler et al., 2015; Voorhees et al., 2016).

La confiabilidad interna se estimó utilizando el alfa de Cronbach (α) y el coeficiente omega de McDonald (ω), considerando valores $\geq .70$ como adecuados y valores $\geq .60$ como aceptables en escalas breves (McDonald, 1999).

Finalmente, se evaluó la invarianza factorial por sexo mediante un enfoque jerárquico secuencial, examinando los niveles configural, métrico, escalar y estricto. La equivalencia entre modelos anidados se determinó a partir de los cambios en los índices de ajuste ($\Delta CFI \leq .010$; $\Delta RMSEA \leq .015$; $\Delta SRMR \leq .030$ para invarianza métrica y $\leq .010$ para escalar y estricta), siguiendo los criterios de Chen (2007).

Los análisis estadísticos se efectuaron utilizando RStudio (RStudio Team, 2018) con la versión 4.1.1 de R (R Foundation for Statistical Computing, Viena, Austria; <http://www.R-project.org>). Para el análisis factorial confirmatorio y la modelización por ecuaciones estructurales, se usó el paquete "lavaan" (Rosseel, 2012).

Resultados

Estadísticos descriptivos de los ítems

Con base en la Tabla 2, los ítems muestran medias que oscilan entre 2.14 y 3.74, lo que indica una tendencia general hacia respuestas moderadas–altas. El ítem con mayor media es el ítem 14 ($M = 3.74$), mientras que el valor más bajo corresponde al ítem 1 ($M = 2.14$). En términos de distribución, los valores de asimetría ($g1$) y curtosis ($g2$) se ubican dentro de rangos aceptables (aprox. ± 1.5), lo que sugiere ausencia de desviaciones severas de normalidad a nivel de ítem y respalda el uso de análisis psicométricos posteriores. Respecto a la homogeneidad, las correlaciones ítem–total corregidas ($r.cor$) varían entre 0.14 y 0.59, evidenciando que no todos los ítems contribuyen de forma equivalente al puntaje total. En particular, se observan ítems con valores por debajo del criterio mínimo habitual ($r(i-tc) < 0.30$), lo cual sugiere posible debilidad discriminativa y la conveniencia de revisar su permanencia en la escala. Bajo este criterio, los ítems 1 ($r.cor = 0.22$), 9 ($r.cor = 0.14$) y 11 ($r.cor = 0.16$) serían candidatos a eliminación o reformulación, mientras que el ítem 10 ($r.cor = 0.30$) se considera limítrofe y debería evaluarse con evidencia adicional (p. ej., cargas factoriales, contenido semántico y efecto sobre el ajuste del modelo). Finalmente, la columna α presentada en la tabla (valores = 0.80 en todos los ítems) debe interpretarse como “alfa si el ítem se elimina” ($\alpha_{if_deleted}$), lo cual sugiere que la consistencia interna no cambia sustancialmente al retirar un ítem.

Table 2. Estadística descriptiva

Ítem	Español	English	M	sd	g1	g2	r.cor	α
1	Estoy a dieta	I am on a diet	2.14	1.04	0.36	-0.79	0.22	0.8
2	Debo de controlar mi peso	I must control my weight	2.79	1.16	-0.07	-0.83	0.36	0.8
3	Estoy satisfecho(a) con los efectos de la pérdida de peso.	I am satisfied with the effects of weight loss	2.67	1.17	0.04	-0.85	0.34	0.8
4	Estoy satisfecho con los beneficios espirituales del ayuno	I am satisfied with religious fasting	2.83	1.1	-0.02	-0.5	0.53	0.8
5	Procuro seguir las recomendaciones de mi fe respecto a la alimentación	I always follow the religious orders concerning eating	3.15	1.1	-0.24	-0.48	0.59	0.8

6	Según mis creencias cristianas, debo evitar ciertos alimentos.	As a Catholic, I should avoid eating meat every Friday	3.05	1.3	-0.16	-0.99	0.49	0.8
7	No incluyo productos cárnicos en mi menú por respeto a los animales	There are no meat products on my menu out of respect for animals	2.51	1.1	0.18	-0.58	0.45	0.8
8	Evito comer carne – soy vegetariano(a).	I avoid eating meat - I am a vegetarian	2.19	1.2	0.63	-0.59	0.37	0.8
9	A veces, suelo comer sin moderación	I happen to eat without moderation	2.66	1.01	0.05	-0.25	0.14	0.8
10	Comer es una fuente de placer para mí	Eating is a source of pleasure for me	3.13	1.03	-0.2	-0.41	0.3	0.8
11	Prefiero disfrutar más de la comida que cuidarme por comer de más	Eating alone is more important to me than the effects of overeating	2.73	1.06	-0.01	-0.5	0.16	0.8
12	Suelo comprar productos naturales y saludables	I buy organic and healthy products	3.36	0.92	-0.11	-0.19	0.47	0.8
13	Estoy satisfecho(a) con una dieta saludable	I am satisfied with a healthy diet	3.4	1	-0.37	0.01	0.54	0.8
14	Creo que lo más importante para mantener una buena salud es alimentarse adecuadamente	I believe that the most important thing for maintaining good health is to eat properly	3.74	1.02	-0.57	-0.13	0.42	0.8
15	Disfruto de mis experimentos culinarios	I enjoy my culinary experiments	3.44	0.95	-0.14	-0.25	0.46	0.8
16	Busco inspiración para preparar y probar nuevos platillos	I am looking for inspiration to prepare and try new dishes	3.52	1	-0.25	-0.34	0.5	0.8

Nota: M = media; sd = desviación estándar; g1 = asimetría; g2 = curtosis; r.cor = correlación ítem–total corregida; α = alfa de Cronbach si el ítem se elimina ($\alpha_{if_deleted}$).

Análisis Factorial Confirmatorio

Previamente se reportaron los estadísticos descriptivos y la correlación ítem–test corregida ($r(i-tc)$), identificándose valores inferiores al criterio recomendado ($\geq .30$) en el ítem 1 (.22), ítem 10 (.14) e ítem 12 (.16), lo que evidenció problemas de discriminación y justificó su evaluación en el análisis factorial confirmatorio (AFC). En el Modelo 1 (estructura de seis factores, 16 ítems), los índices de ajuste evidenciaron un ajuste no satisfactorio ($\chi^2_{scaled} = 723.58$, $gl = 89$, $p < .001$; CFI = .86; TLI = .81; RMSEA = .13; SRMR = .08). A nivel de parámetros, varias cargas factoriales fueron adecuadas (por ejemplo, F3: $\lambda = .84-.85$; F6: $\lambda = .86-.90$), pero se identificaron cargas claramente deficientes en el ítem 10 ($\lambda = .08$), ítem 11 ($\lambda = .30$) e ítem 12 ($\lambda = .10$), lo que sugiere una representación débil del constructo en esos indicadores. En términos de validez convergente, la AVE fue adecuada en F2 (.55), F3 (.71) y F6 (.78), mientras que F1 (.45) y F5 (.43) quedaron por debajo del punto de corte (.50), y especialmente F4 (.19) mostró convergencia claramente insuficiente. Respecto de la validez discriminante (criterio de Fornell–Larcker en forma $AVE > r^2$), se observaron violaciones relevantes, principalmente asociadas al bajo desempeño de F4 (por ejemplo, r^2 elevadas con otros factores superaron la AVE de F4), y además se mantuvo un solapamiento importante entre F5 y F6 ($r \approx .83$; $r^2 \approx .69$), donde r^2 supera la AVE de F5 (.43). En conjunto, el Modelo 1 presentó deficiencias de ajuste global, convergencia y discriminación factorial. Con base en ello, se estimó el Modelo 2, eliminando los ítems de bajo desempeño vinculados al factor problemático (ítems 9–11, que conformaban F4) y suprimiendo además el ítem 12 ($\lambda = .10$). El modelo resultante conservó cinco factores (F1, F2, F3, F5 y F6) con 12 ítems. Los índices de ajuste mostraron una mejora sustantiva ($\chi^2_{scaled} = 168.73$, $gl = 44$, $p < .001$; CFI = .97; TLI = .95; RMSEA = .08; SRMR = .05). Las cargas factoriales se ubicaron en un rango adecuado ($\lambda = .51-.90$). En validez convergente, la AVE fue adecuada para F2 (.55), F3 (.71), F5 (.64) y F6 (.77); sin embargo, F1 permaneció por debajo del criterio ($AVE = .45$). En cuanto a validez discriminante, la mayoría de comparaciones mejoró respecto del Modelo 1; no obstante, persistió una asociación elevada entre F5 y F6 ($r \approx .83$; $r^2 \approx .69$), donde r^2 supera la AVE de F5 (.64), indicando que la discriminación entre estos dos factores aún no es completamente satisfactoria. Finalmente, el Modelo 3 optimizó la parsimonia eliminando el ítem 1 (que mostraba

desempeño marginal), manteniendo cinco factores (F1, F2, F3, F5 y F6) con 11 ítems. Los índices confirmaron un ajuste adecuado ($\chi^2_{\text{scaled}} = 137.76$, $gl = 34$, $p < .001$; CFI = .97; TLI = .96; RMSEA = .08; SRMR = .04). Las cargas factoriales se mantuvieron robustas: F1 (ítems 2–3: $\lambda = .68$ –.73), F2 (ítems 4–6: $\lambda = .68$ –.83), F3 (ítems 7–8: $\lambda = .82$ –.87), F5 (ítems 13–14: $\lambda = .74$ –.86) y F6 (ítems 15–16: $\lambda = .85$ –.90). La AVE mejoró en F1 (.50), alcanzando el criterio mínimo, mientras que F2 (.55), F3 (.72), F5 (.64) y F6 (.77) mantuvieron valores adecuados. Sin embargo, la correlación elevada entre F5 y F6 persistió ($r \approx .83$; $r^2 \approx .69$), y r^2 continuó superando la AVE de F5 (.64), lo que sugiere cercanía conceptual entre ambos factores.

Tabla 3. *Análisis Factorial Confirmatorio*

Ítem	Modelo 1						Modelo 2						Modelo 3					
	λ (F1)	λ (F2)	λ (F3)	λ (F4)	λ (F5)	λ (F6)	λ (F1)	λ (F2)	λ (F3)	λ (F5)	λ (F6)	λ (F1)	λ (F2)	λ (F3)	λ (F5)	λ (F6)		
1	0.51						0.51											
2	0.74						0.73					0.68						
3	0.74						0.74					0.73						
4		0.70						0.71					0.71					
5		0.83						0.83					0.83					
6		0.69						0.68					0.68					
7			0.85						0.87					0.87				
8			0.84						0.82					0.82				
9				0.69														
10				0.08														
11				0.30														
12					0.10													
13					0.75					0.74					0.74			
14					0.85					0.86					0.86			
15						0.90					0.90					0.9		
16						0.86					0.85					0.85		
F1	0.45	0.23	0.06	0.10	0.07	0.01	0.45	0.23	0.06	0.07	0.01	0.50	0.28	0.07	0.10	0.03		
F2	0.48	0.55	0.37	0.64	0.35	0.30	0.48	0.55	0.36	0.34	0.30	0.53	0.55	0.36	0.34	0.30		
F3	0.25	0.61	0.71	0.62	0.13	0.00	0.25	0.60	0.71	0.12	0.00	0.27	0.60	0.72	0.12	0.00		
F4	0.32	0.80	0.79	0.19	0.59	0.56												
F5	0.27	0.59	0.36	0.77	0.43	0.69	0.27	0.58	0.34	0.64	0.69	0.31	0.58	0.34	0.64	0.69		
F6	0.12	0.55	0.05	0.75	0.83	0.78	0.12	0.55	0.05	0.83	0.77	0.18	0.55	0.05	0.83	0.77		

Nota: Nota. λ = carga factorial estandarizada; F = factor. En la matriz de validez: diagonal = AVE; debajo de la diagonal = correlaciones (r); encima de la diagonal = correlaciones al cuadrado (r^2).

Validez discriminante mediante el índice HTMT

Con el fin de corroborar la validez discriminante del Modelo 3, se estimó el índice Heterotrait–Monotrait ratio (HTMT), considerado actualmente un criterio más sensible que el enfoque tradicional de Fornell–Larcker para detectar solapamiento conceptual entre factores. Este análisis permite evaluar si las correlaciones entre constructos son excesivamente elevadas en comparación con las correlaciones internas de cada dimensión. Los resultados indicaron que todos los valores HTMT fueron inferiores al umbral conservador de .85, lo que respalda la adecuada diferenciación entre los factores. El valor más elevado se observó entre Fac5 y Fac6 (HTMT = .81), confirmando que, aunque ambas dimensiones presentan una asociación sustancial, no alcanzan niveles que comprometan la validez discriminante. En consecuencia, el Modelo 3 mantiene una estructura factorial empíricamente diferenciada, sin necesidad de fusionar factores ni especificar un modelo de segundo orden.

Tabla 4. *Índices HTMT para la evaluación de la validez discriminante (Modelo 3)*

	F1	F2	F3	F5	F6
F1	—	0.51	0.26	0.3	0.18
F2	—	—	0.59	0.57	0.52
F3	—	—	—	0.34	0.06
F5	—	—	—	—	0.81

Confiabilidad

En el Modelo 1, la consistencia interna fue aceptable en Fac1 ($\alpha = 0.67$; $\omega = 0.67$) y adecuada en Fac2 ($\alpha = 0.73$; $\omega = 0.74$), Fac3 ($\alpha = 0.77$; $\omega = 0.78$) y Fac6 ($\alpha = 0.83$; $\omega = 0.82$). En contraste, Fac4 ($\alpha = 0.38$; $\omega = 0.31$) y Fac5 ($\alpha = 0.42$) mostraron valores insuficientes, lo que respaldó la necesidad de depuración. Tras la reespecificación, el Modelo 2 evidenció estabilidad y mejora en la coherencia interna: Fac1 se mantuvo en torno a 0.67, mientras que Fac2, Fac3 y Fac6 conservaron niveles adecuados. Fac5 alcanzó valores satisfactorios ($\alpha = 0.73$; $\omega = 0.74$), reflejando una mejora sustancial respecto al modelo inicial. En el Modelo 3, los coeficientes permanecieron estables para Fac2, Fac3, Fac5 y Fac6. Fac1 presentó una ligera disminución ($\alpha = 0.63$; $\omega = 0.62$), esperable dada la reducción de ítems y la sensibilidad del alfa a la longitud de la escala, manteniéndose dentro de un rango aceptable en una fase inicial de validación.

Tabla 5. Confiabilidad (Modelo 3)

Modelo	Factor	α de Cronbach	ω
Modelo 1	Fac1	0.67	0.67
	Fac2	0.73	0.74
	Fac3	0.77	0.78
	Fac4	0.38	0.31
	Fac5	0.42	0.56
	Fac6	0.83	0.82
Modelo 2	Fac1	0.67	0.67
	Fac2	0.73	0.74
	Fac3	0.77	0.78
	Fac5	0.73	0.74
	Fac6	0.83	0.82
Modelo 3	Fac1	0.63	0.62
	Fac2	0.73	0.74
	Fac3	0.77	0.78
	Fac5	0.73	0.74
	Fac6	0.83	0.82

Nota: α = Alfa de Cronbach, ω = Omega de McDonald

Invarianza factorial

La invarianza factorial se evaluó progresivamente a nivel configural, métrico, escalar y estricto. El modelo configural mostró un ajuste adecuado (CFI = 0.947; RMSEA = .057; SRMR = 0.040), indicando que la estructura factorial es equivalente entre hombres y mujeres. La imposición de igualdad en las cargas factoriales (modelo métrico) no produjo deterioro sustancial del ajuste (Δ CFI = 0.005; Δ RMSEA = -0.009; Δ SRMR = 0.003), respaldando la equivalencia de las cargas. En el modelo escalar, el cambio en CFI fue ligeramente superior al criterio conservador (Δ CFI = 0.012), aunque Δ RMSEA y Δ SRMR permanecieron dentro de los límites recomendados. Finalmente, el modelo estricto mantuvo estabilidad en los índices de ajuste (Δ CFI = 0.002; Δ RMSEA = -0.002; Δ SRMR = 0.003). En conjunto, los resultados respaldan la invarianza factorial completa por sexo.

Tabla 6. Invarianza factorial según sexo (Modelo 3)

Modelo	χ^2	gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR
Configural	112.054	66	0.947	0.900	0.057	0.04	—	—	—

Métrico	107.163	72	0.952	0.927	0.048	0.043	0.005	-0.009	0.003
Escalar	121.813	78	0.94	0.916	0.051	0.046	-0.012	0.003	0.003
Estricto	134.412	89	0.938	0.924	0.049	0.049	-0.002	-0.002	0.003

Discusión

La presente investigación tuvo como objetivo examinar la estructura interna, la confiabilidad y la invarianza factorial del Concise Scale of Eating Attitudes (SSPZ) en estudiantes universitarios peruanos.

La estructura original del SSPZ propuesta por Buczak (2022) contemplaba seis dimensiones con un ajuste adecuado (CFI = 0.929; RMSEA = 0.059). Sin embargo, la estimación inicial en la muestra peruana (Modelo 1) evidenció un ajuste claramente insuficiente (CFI = 0.86; TLI = 0.81; RMSEA = 0.13), junto con cargas factoriales débiles en varios ítems y una AVE inferior al criterio recomendado en múltiples factores. Estos hallazgos son consistentes con la literatura sobre adaptación transcultural, que documenta que la replicación exacta de estructuras factoriales originales rara vez ocurre sin reespecificaciones, debido a diferencias semánticas, culturales y normativas en la conceptualización del constructo (Byrne, 2013; Van De Vijver et al., 2021). La eliminación de ítems con bajo rendimiento discriminativo y la supresión del factor problemático (Modelo 2) produjo una mejora sustantiva en los índices de ajuste (CFI = .97; RMSEA = 0.08). Finalmente, el Modelo 3 alcanzó un equilibrio óptimo entre parsimonia y validez estructural (CFI = 0.97; TLI = 0.96; SRMR = 0.04), cumpliendo con los criterios recomendados por Kline (2016) y Schumacker y Lomax (2016). Este proceso de depuración factorial responde a recomendaciones metodológicas ampliamente aceptadas en psicometría contemporánea: la reducción de ítems debe fundamentarse tanto en criterios estadísticos como en coherencia teórica (Morgado et al., 2017). Un hallazgo relevante fue la alta correlación entre los factores F5 y F6 ($r \approx 0.83$). Aunque el criterio HTMT (< 0.85) confirmó validez discriminante (Henseler et al., 2015), la proximidad conceptual sugiere que estas dimensiones podrían representar manifestaciones diferenciadas de un dominio actitudinal más amplio vinculado a prácticas saludables y exploración culinaria. Desde un punto de vista teórico, esta convergencia podría explicarse por mecanismos de identidad alimentaria en contextos universitarios, donde la búsqueda de salud, experimentación y coherencia con valores personales tienden a integrarse en narrativas de estilo de vida (Dos Santos et al., 2010; Rozin et al., 1999). Comparado con instrumentos clásicos como el EAT-26 (Garner et al., 1982), el DEBQ (van Strien et al., 1986) o el TFEQ (Stunkard & Messick, 1985), el SSPZ adaptado presenta una ventaja conceptual: no se centra exclusivamente en sintomatología clínica o restricción alimentaria, sino que integra dimensiones socioculturales (religiosidad, vegetarianismo, hedonismo). En este sentido, el presente estudio amplía el campo al demostrar que dichas dimensiones pueden medirse de forma válida en población universitaria peruana, contribuyendo a una comprensión más ecológica del constructo actitud alimentaria.

La confiabilidad mostró un patrón coherente con la evolución estructural del modelo. En el Modelo 1, dos factores presentaron valores inaceptables ($\alpha < 0.50$), lo que reflejaba heterogeneidad interna y débil coherencia conceptual. Tras la depuración, el Modelo 3 exhibió coeficientes adecuados en la mayoría de factores (α y ω entre 0.73 y 0.83), en línea con estándares internacionales (McDonald, 1999). El caso de F1 ($\alpha = 0.63$; $\omega = 0.62$) merece análisis específico. Aunque se sitúa ligeramente por debajo del umbral tradicional de 0.70, la literatura reconoce que escalas breves con pocos ítems tienden a mostrar valores menores sin que ello implique invalidez (Cortina, 1993). Además, el omega de McDonald (menos sensible al número de ítems) confirmó coherencia interna aceptable. Este patrón coincide con hallazgos en versiones abreviadas de instrumentos alimentarios, donde la brevedad se asocia a ligera reducción del alfa pero mantiene estabilidad factorial (Rolstad et al., 2011). En términos de mecanismo subyacente, la mejora de la confiabilidad tras la eliminación de ítems con bajas cargas sugiere que la depuración permitió aumentar la homogeneidad semántica y reducir error aleatorio. Esto es coherente con el modelo clásico de medición, donde la consistencia interna refleja la proporción de varianza atribuible al constructo latente frente a error (Fornell & Larcker, 1981).

La evidencia de invarianza factorial completa por sexo constituye uno de los aportes más robustos del estudio. El modelo configural mostró que la estructura factorial es equivalente en hombres y mujeres, lo cual es fundamental para comparaciones significativas (Chen, 2007). La invarianza métrica confirmó igualdad de cargas factoriales, indicando que los ítems contribuyen de manera similar al constructo en

ambos grupos. Aunque el ΔCFI en el modelo escalar superó ligeramente el criterio conservador (-0.012), los cambios en RMSEA y SRMR permanecieron dentro de los límites aceptables, lo que respalda la equivalencia de interceptos. La estabilidad del modelo estricto sugiere igualdad de varianzas residuales, permitiendo comparaciones válidas de medias latentes. Este hallazgo contrasta parcialmente con investigaciones previas en escalas como el EAT-26, donde frecuentemente se reportan diferencias estructurales por sexo (Mukai et al., 1994; Talwar, 2011). La estabilidad observada en el SSPZ podría deberse a que evalúa actitudes más amplias y culturalmente contextualizadas, no exclusivamente centradas en presión estética femenina. En consecuencia, el instrumento demuestra sensibilidad transcultural sin reproducir sesgos de género reportados en escalas clínicas tradicionales.

Implicancias

Los hallazgos del presente estudio tienen implicaciones sustantivas para la práctica profesional en contextos universitarios. En primer lugar, la disponibilidad de una versión adaptada y psicométricamente sólida del Concise Scale of Eating Attitudes (SSPZ) permite a profesionales de la salud, psicólogos y equipos de bienestar universitario contar con una herramienta breve y multidimensional para evaluar actitudes alimentarias más allá del riesgo clínico tradicional. A diferencia de instrumentos centrados exclusivamente en sintomatología de trastornos alimentarios, el SSPZ validado en población peruana posibilita identificar perfiles actitudinales vinculados a religiosidad, vegetarianismo, hedonismo y orientación saludable, dimensiones particularmente relevantes en contextos socioculturales latinoamericanos. Esto facilita intervenciones preventivas basadas en el fortalecimiento de actitudes saludables y la identificación temprana de patrones potencialmente disfuncionales antes de la consolidación de cuadros clínicos.

Desde el ámbito de la política universitaria y sanitaria, los resultados respaldan la incorporación sistemática de evaluaciones actitudinales dentro de programas de promoción de la salud en educación superior. La evidencia de invarianza factorial por sexo garantiza que el instrumento puede emplearse para comparaciones equitativas entre hombres y mujeres, lo que permite diseñar estrategias de intervención basadas en datos confiables y comparables. Asimismo, la naturaleza breve de la escala reduce la carga de respuesta y favorece su implementación en estudios epidemiológicos institucionales o en tamizajes poblacionales amplios, contribuyendo a la formulación de políticas alimentarias universitarias informadas por evidencia empírica local.

En el plano teórico, el estudio amplía el campo conceptual de las actitudes alimentarias al confirmar que estas pueden estructurarse en dimensiones socioculturales diferenciadas en población no clínica latinoamericana. La alta correlación observada entre dos factores específicos sugiere la posibilidad de explorar modelos jerárquicos o de segundo orden que integren dominios actitudinales más amplios. De este modo, la investigación contribuye a refinar la comprensión teórica de la actitud alimentaria como un constructo relacional que articula identidad, valores culturales y regulación conductual. Futuros estudios deberían examinar la estabilidad longitudinal de la estructura factorial, evaluar la invarianza en otros grupos sociodemográficos (por ejemplo, región geográfica o nivel socioeconómico) y explorar asociaciones predictivas con variables clínicas y metabólicas.

Limitaciones

A pesar de la solidez metodológica del análisis factorial confirmatorio, la confiabilidad y la invarianza, el estudio presenta limitaciones que deben considerarse cuidadosamente. En primer lugar, el uso de un muestreo no probabilístico por conveniencia limita la generalización estricta de los resultados a toda la población universitaria peruana. Aunque la muestra fue amplia y superó el mínimo requerido, su concentración en el sur del país podría reflejar particularidades culturales y religiosas específicas que influyan en determinadas dimensiones del instrumento. En segundo lugar, el diseño transversal impide examinar la estabilidad temporal de la estructura factorial y de los coeficientes de confiabilidad. La ausencia de análisis test-retest no permite determinar con precisión la consistencia temporal del constructo. Asimismo, aunque el modelo final mostró índices de ajuste adecuados, la ligera disminución de confiabilidad en uno de los factores sugiere que futuras investigaciones podrían evaluar la incorporación de nuevos ítems o la reformulación semántica de algunos reactivos para fortalecer su consistencia interna. Otra limitación radica en el uso exclusivo de autoinforme, susceptible a sesgo de deseabilidad social, particularmente en dimensiones vinculadas a religiosidad o alimentación saludable.

Este sesgo podría haber inflado determinadas cargas factoriales o correlaciones interfactoriales. Finalmente, aunque la invarianza por sexo fue confirmada, no se evaluó invarianza por otras variables relevantes como facultad académica, procedencia rural-urbana o región cultural, lo que constituye una línea pendiente para investigaciones futuras.

Conclusión

La presente investigación proporciona evidencia robusta de que la versión adaptada del SSPZ constituye un instrumento psicométricamente válido, confiable e invariante por sexo para evaluar actitudes alimentarias en estudiantes universitarios peruanos. La reespecificación factorial permitió alcanzar un modelo parsimonioso de cinco factores con adecuados índices de ajuste, cargas factoriales consistentes y evidencia de validez discriminante respaldada por el criterio HTMT. Los coeficientes de confiabilidad se mantuvieron en niveles aceptables en la mayoría de dimensiones, confirmando coherencia interna satisfactoria en un instrumento breve. Este estudio contribuye significativamente al campo de la psicometría alimentaria en América Latina al ofrecer una herramienta culturalmente adaptada que trasciende la evaluación de sintomatología clínica y se centra en el entramado actitudinal que organiza la relación con la comida. Además, al confirmar la equivalencia estructural entre hombres y mujeres, establece bases sólidas para comparaciones poblacionales futuras. No obstante, la necesidad de ampliar la evidencia longitudinal y transcultural persiste. Futuros estudios deberían evaluar modelos jerárquicos, estabilidad temporal y asociaciones predictivas con indicadores de salud física y mental. En conjunto, la investigación fortalece el corpus teórico y metodológico sobre actitudes alimentarias en población universitaria y abre nuevas líneas para el desarrollo de intervenciones preventivas culturalmente sensibles.

Referencias

- Aikman, S. N., & Crites, S. L. (2007). Structure of food attitudes: Replication of Aikman, Crites, and Fabrigar (2006). *Appetite*, 49(2). <https://doi.org/10.1016/j.appet.2007.03.003>
- Arciszewski, T., Berjot, S., & Finez, L. (2012). Threat of the thin-ideal body image and body malleability beliefs: Effects on body image self-discrepancies and behavioral intentions. *Body Image*, 9(3). <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.04.007>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Baumeister, R. F., & Vohs, K. D. (2007). Self-Regulation, Ego Depletion, and Motivation. *Social and Personality Psychology Compass*, 1(1). <https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2007.00001.x>
- Bryant, E. J., Rehman, J., Pepper, L. B., & Walters, E. R. (2019). Obesity and Eating Disturbance: the Role of TFEQ Restraint and Disinhibition. In *Current obesity reports* (Vol. 8, Number 4). <https://doi.org/10.1007/s13679-019-00365-x>
- Buczak, A. (2022). Concise Scale of Eating Attitudes: tool development, internal structure, psychometric properties, and application. *Hrvatska Revija Za Rehabilitacijska Istrazivanja*, 58(2). <https://doi.org/10.31299/hrri.58.2.2>
- Byrne, B. M. (2013). Structural Equation Modeling with Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming. In *Structural Equation Modeling with Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming*. <https://doi.org/10.4324/9780203807644>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>

- Chen, J., Wang, Z., Guo, B., Arcelus, J., Zhang, H., Jia, X., Xu, Y., Qiu, J., Xiao, Z., & Yang, M. (2012). Negative Affect Mediates Effects of Psychological Stress on Disordered Eating in Young Chinese Women. *PLoS ONE*, 7(10). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0046878>
- Corazza, O., Simonato, P., Demetrovics, Z., Mooney, R., van de Ven, K., Roman-Urrestarazu, A., Rácmolnár, L., De Luca, I., Cinosi, E., Santacroce, R., Marini, M., Wellsted, D., Sullivan, K., Bersani, G., & Martinotti, G. (2019). The emergence of Exercise Addiction, Body Dysmorphic Disorder, and other image-related psychopathological correlates in fitness settings: A cross sectional study. *PLoS ONE*, 14(4). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0213060>
- Cortina, J. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78, 98.
- Culbert, K. M., Racine, S. E., & Klump, K. L. (2015). Research Review: What we have learned about the causes of eating disorders - A synthesis of sociocultural, psychological, and biological research. In *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines* (Vol. 56, Number 11). <https://doi.org/10.1111/jcpp.12441>
- Deliens, T., Deforche, B., Chapelle, L., & Clarys, P. (2019). Changes in weight and body composition across five years at university: A prospective observational study. *PLoS ONE*, 14(11). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0225187>
- Donini, L. M., Marsili, D., Graziani, M. P., Imbriale, M., & Cannella, C. (2005). Orthorexia nervosa: Validation of a diagnosis questionnaire. *Eating and Weight Disorders*, 10(2). <https://doi.org/10.1007/BF03327537>
- Dos Santos, M., Scagliusi, F. B., & Philippi, S. T. (2010). Development and validity of the disordered eating attitude scale (DEAS). *Perceptual and Motor Skills*, 110(2). <https://doi.org/10.2466/PMS.110.2.379-395>
- Fairburn, C. G., & Beglin, S. J. (1994). Assessment of eating disorders: Interview or self-report questionnaire? *International Journal of Eating Disorders*, 16(4). [https://doi.org/10.1002/1098-108X\(199412\)16:4<363::AID-EAT2260160405>3.0.CO;2-%23](https://doi.org/10.1002/1098-108X(199412)16:4<363::AID-EAT2260160405>3.0.CO;2-%23)
- Fan, H., Gan, Y., Wang, R., Chen, S., Lipowska, M., Li, J., Li, K., Krokosz, D., Yang, Y., & Lipowski, M. (2021). The relationship between obligatory exercise and eating attitudes, and the mediating role of sociocultural attitudes towards appearance during the COVID-19 pandemic. *Nutrients*, 13(12). <https://doi.org/10.3390/nu13124286>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1). <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Garner, D. M., Bohr, Y., & Garfinkel, P. E. (1982). The Eating Attitudes Test: Psychometric Features and Clinical Correlates. *Psychological Medicine*, 12(4). <https://doi.org/10.1017/S0033291700049163>
- George, D., & Paul Mallery, with. (2003). SPSS for Windows Step by Step A Simple Guide and Reference Fourth Edition (11.0 update) Answers to Selected Exercises. *A Simple Guide and Reference*, 63.
- Germov, J., & Williams, L. (1996). The epidemic of dieting women: The need for a sociological approach to food and nutrition. *Appetite*, 27(2). <https://doi.org/10.1006/appe.1996.0038>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135. <https://doi.org/10.1007/S11747-014-0403-8/FIGURES/8>
- Hilger, J., Loerbroks, A., & Diehl, K. (2017). Eating behaviour of university students in Germany: Dietary intake, barriers to healthy eating and changes in eating behaviour since the time of matriculation. *Appetite*, 109. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2016.11.016>

- Holm-Denoma, J. M., Joiner, T. E., Vohs, K. D., & Heatherton, T. F. (2008). The “Freshman Fifteen” (the “Freshman Five” Actually): Predictors and Possible Explanations. *Health Psychology*, 27(1 SUPPL.). <https://doi.org/10.1037/0278-6133.27.1.S3>
- Kasperek, D. G., Corwin, S. J., Valois, R. F., Sargent, R. G., & Morris, R. L. (2008). Selected health behaviors that influence college freshman weight change. *Journal of American College Health*, 56(4). <https://doi.org/10.3200/JACH.56.44.437-444>
- Kelly, N. R., Mazzeo, S. E., & Bean, M. K. (2013). Systematic review of dietary interventions with college students: Directions for future research and practice. *Journal of Nutrition Education and Behavior*, 45(4). <https://doi.org/10.1016/j.jneb.2012.10.012>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (Cuarta Ed.). Guilford Press.
- Mase, T., Miyawaki, C., Kouda, K., Fujita, Y., Ohara, K., & Nakamura, H. (2013). Relationship of a desire of thinness and eating behavior among Japanese underweight female students. *Eating and Weight Disorders*, 18(2). <https://doi.org/10.1007/s40519-013-0019-x>
- Matos, M., Coimbra, M., & Ferreira, C. (2023). When body dysmorphia symptomatology meets disordered eating: The role of shame and self-criticism. *Appetite*, 186. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2023.106552>
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A United Treatment*. Lawrence Erlbaum.
- Mintz, L. B., & O'Halloran, M. S. (2000). The eating attitudes test: Validation with DSM-IV eating disorder criteria. *Journal of Personality Assessment*, 74(3). https://doi.org/10.1207/S15327752JPA7403_11
- Morgado, F. F. R., Meireles, J. F. F., Neves, C. M., Amaral, A. C. S., & Ferreira, M. E. C. (2017). Scale development: Ten main limitations and recommendations to improve future research practices. *Psicologia: Reflexao e Critica*, 30(1). <https://doi.org/10.1186/s41155-016-0057-1>
- Mukai, T., Crago, M., & Shisslak, C. M. (1994). Eating Attitudes and Weight Preoccupation Among Female High School Students in Japan. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 35(4). <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1994.tb01213.x>
- Muthen, L., & Muthen, B. (2017). *MPlus user' guide* (8th ed.).
- Napolitano, M. A., Hayes, S., Bennett, G. G., Ives, A. K., & Foster, G. D. (2013). Using facebook and text messaging to deliver a weight loss program to college students. *Obesity*, 21(1). <https://doi.org/10.1002/oby.20232>
- Nelson, M. C., Story, M., Larson, N. I., Neumark-Sztainer, D., & Lytle, L. A. (2008). Emerging adulthood and college-aged youth: An overlooked age for weight-related behavior change. In *Obesity* (Vol. 16, Number 10). <https://doi.org/10.1038/oby.2008.365>
- Oppenheim, A. N. (1966). *Questionnaire Design and Attitude Measurement* (N. B. B. New York, Ed.).
- Papadaki, A., Hondros, G., A. Scott, J., & Kapsokafalou, M. (2007). Eating habits of University students living at, or away from home in Greece. *Appetite*, 49(1). <https://doi.org/10.1016/j.appet.2007.01.008>
- Phelps, N. H., Singleton, R. K., Zhou, B., Heap, R. A., Mishra, A., Bennett, J. E., Paciorek, C. J., Lhoste, V. P., Carrillo-Larco, R. M., Stevens, G. A., Rodriguez-Martinez, A., Bixby, H., Bentham, J., Di Cesare, M., Danaei, G., Rayner, A. W., Barradas-Pires, A., Cowan, M. J., Savin, S., ... Ezzati, M. (2024). Worldwide trends in underweight and obesity from 1990 to 2022: a pooled analysis of 3663 population-representative studies with 222 million children, adolescents, and adults. *The Lancet*, 403(10431). [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(23\)02750-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(23)02750-2)
- Puccio, F., Fuller-Tyszkiewicz, M., Ong, D., & Krug, I. (2016). A systematic review and meta-analysis on the longitudinal relationship between eating pathology and depression. In *International Journal of Eating Disorders* (Vol. 49, Number 5). <https://doi.org/10.1002/eat.22506>

- Reiband, H. K., Heitmann, B. L., & Sørensen, T. I. A. (2020). Adverse labour market impacts of childhood and adolescence overweight and obesity in Western societies—A literature review. *Obesity Reviews*, 21(8). <https://doi.org/10.1111/obr.13026>
- Ren, X., Chen, Y., He, L., Jin, Y., Tian, L., Lu, M., Lu, W., Ding, L., Guo, D., Wang, L., Nie, Z., & Yao, Y. (2015). Prevalence of underweight, overweight and obesity in university students from the region of Anhui (China). *Nutricion Hospitalaria*, 31(3).
- Rolstad, S., Adler, J., & Rydén, A. (2011). Response burden and questionnaire length: Is shorter better? A review and meta-analysis. *Value in Health*, 14(8). <https://doi.org/10.1016/j.jval.2011.06.003>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1–36. <https://doi.org/10.18637/JSS.V048.I02>
- Rozin, P., Fischler, C., Imada, S., Sarubin, A., & Wrzesniewski, A. (1999). Attitudes to food and the role of food in life in the U.S.A., Japan, Flemish Belgium and France: Possible implications for the diet-health debate. *Appetite*, 33(2). <https://doi.org/10.1006/appe.1999.0244>
- RStudio Team. (2018). *RStudio: Integrated development environment for R*. RStudio, Inc.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2016). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (4th ed.). Taylor & Francis.
- Soper, D. (2025). *A-priori Sample Size Calculator for Structural Equation Models [Software]*. <https://www.danielsoper.com/statcalc/calculator.aspx?id=89>
- Stunkard, A. J., & Messick, S. (1985). The three-factor eating questionnaire to measure dietary restraint, disinhibition and hunger. *Journal of Psychosomatic Research*, 29(1). [https://doi.org/10.1016/0022-3999\(85\)90010-8](https://doi.org/10.1016/0022-3999(85)90010-8)
- Swinbourne, J. M., & Touyz, S. W. (2007). The co-morbidity of eating disorders and anxiety disorders: A review. In *European Eating Disorders Review* (Vol. 15, Number 4). <https://doi.org/10.1002/erv.784>
- Talwar, P. (2011). Factorial Analysis of The Eating Attitude Test (EAT-40) among a group of Malaysian University Students. *Malaysian Journal of Psychiatry*, 20(2).
- Tomori, M., & Rus-Makovec, M. (2000). Eating behavior, depression, and self-esteem in high school students. *Journal of Adolescent Health*, 26(5). [https://doi.org/10.1016/S1054-139X\(98\)00042-1](https://doi.org/10.1016/S1054-139X(98)00042-1)
- Treasure, J., Claudino, A. M., & Zucker, N. (2010). Eating disorders. *The Lancet*, 375(9714), 583–593. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(09\)61748-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(09)61748-7)
- Van De Vijver, F. J. R., Leung, K., Fetvadjev, V. H., He, J., & Fontaine, J. R. J. (2021). Methods and data analysis for cross-cultural research. In *METHODS AND DATA ANALYSIS FOR CROSS-CULTURAL RESEARCH*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781107415188>
- van Strien, T. (2018). Causes of Emotional Eating and Matched Treatment of Obesity. In *Current Diabetes Reports* (Vol. 18, Number 6). <https://doi.org/10.1007/s11892-018-1000-x>
- van Strien, T., Frijters, J. E. R., Bergers, G. P. A., & Defares, P. B. (1986). The Dutch Eating Behavior Questionnaire (DEBQ) for assessment of restrained, emotional, and external eating behavior. *International Journal of Eating Disorders*, 5(2). [https://doi.org/10.1002/1098-108X\(198602\)5:2<295::AID-EAT2260050209>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/1098-108X(198602)5:2<295::AID-EAT2260050209>3.0.CO;2-T)
- Vardar, E., & Erzengin, M. (2011). The prevalence of eating disorders (EDs) and comorbid psychiatric disorders in adolescents: A two-stage community-based study. *Turk Psikiyatri Dergisi*, 22(4).
- Voorhees, C. M., Brady, M. K., Calantone, R., & Ramirez, E. (2016). Discriminant validity testing in marketing: an analysis, causes for concern, and proposed remedies. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 44(1). <https://doi.org/10.1007/s11747-015-0455-4>

- Wolever, R. Q., & Best, J. L. (2009). Mindfulness-based approaches to eating disorders. In *Clinical Handbook of Mindfulness*. https://doi.org/10.1007/978-0-387-09593-6_15
- World Health Organization. (2003). Diet, nutrition, and the prevention of chronic diseases report of a joint WHO FAO expert consultation by World Health Organization. *Statistical Field Theor*, 53(9).
- World Obesity Federation. (2025). *World Obesity Atlas 2025*. World Obesity Federation.