

El comportamiento de los padres como factor de riesgo de los trastornos alimentarios: Desarrollo de un instrumento de medida

Parental behavior as a risk factor for eating disorders: Development of a measurement instrument

  Lorena Y. Gamarra-Tafur¹

  José A. Faria-Romero¹

  Davi L. Reyes-Cariapaza¹

  Daniel E. Yupanqui-Lorenzo²

  Joel Figueroa-Quíñones³

¹ Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Ciencias y Humanidades, Perú

² Centro de Investigación e-Health, Universidad de Ciencias y Humanidades, Perú

³ Universidad Autónoma de Ica, Perú

Fecha de recepción: 04.06.2025

Fecha de aprobación: 13.08.2025

Fecha de publicación: 20.12.2025

Cómo citar: Gamarra-Tafur, L., Faria-Romero, J., Reyes-Cariapaza, D.; Yupanqui-Lorenzo, D. E. & Figueroa-Quíñones, J. (2025). El comportamiento de los padres como factor de riesgo de los trastornos alimentarios: Desarrollo de un instrumento de medida. *Psiquemag*, 14 (2), 48-63.

<https://doi.org/10.18050/psiquemag.v14i2.3561>

Autor de correspondencia: Daniel E. Yupanqui-Lorenzo

Resumen

Los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) son enfermedades complejas en las que influyen factores psicológicos, biológicos y socioculturales, y la influencia de los padres desempeña un papel clave en su aparición y mantenimiento. Sin embargo, no existen instrumentos específicos que evalúen cómo las conductas parentales pueden actuar como factores de riesgo para el desarrollo de los TCA. El objetivo de este estudio fue diseñar y validar un instrumento para medir estas conductas desde la perspectiva de los adolescentes. Se realizó un estudio instrumental con una muestra de 300 estudiantes de secundaria a los que se administró la versión inicial del instrumento. La validez de contenido se evaluó mediante la V de Aiken, que permitió seleccionar 14 ítems con adecuada coherencia, representatividad y claridad. Se realizaron análisis factoriales exploratorios (AFE) y análisis gráficos exploratorios (EGA) para determinar la estructura del instrumento. Los resultados indicaron un modelo unidimensional con cargas factoriales superiores a 0,50 para cada ítem. Se alcanzó una fiabilidad adecuada ($\alpha = .90$; $\omega = .90$) y una estabilidad del 100% en el remuestreo de redes. Estos resultados confirman que el instrumento es válido y fiable para evaluar la influencia de los padres en los TCA. Su aplicación puede contribuir a la detección precoz de factores de riesgo y facilitar el desarrollo de estrategias de prevención e intervención en contextos clínicos y educativos. Como limitación, se identificó un posible efecto suelo en las respuestas y no se evaluó la validez convergente del instrumento, lo que sugiere la necesidad de estudios complementarios.

Palabras clave: Trastornos alimentarios; Factor de riesgo; Evaluación psicométrica; Imagen corporal; Adolescentes.

Abstract

Eating disorders (ED) are complex conditions influenced by psychological, biological, and sociocultural factors, with parental influence playing a key role in their onset and maintenance. However, no specific instruments assess how parental behaviors may act as risk factors for the development of ED. This study aimed to design and validate an instrument to measure these behaviors from the adolescents' perspective. An instrumental study was conducted with a sample of 300 high school students to whom the initial version of the instrument was administered. Content validity was evaluated using Aiken's V, which allowed the selection of 14 items with adequate coherence, representativeness, and clarity. Exploratory Factor Analysis (EFA) and Exploratory Graph Analysis (EGA) were performed to determine the structure of the instrument. The results indicated a unidimensional model with factor loadings greater than 0.50 for each item. Adequate reliability ($\alpha = .90$; $\omega = .90$) and 100% stability in network resampling were achieved. These findings confirm that the instrument is valid and reliable for assessing parental influence on EDs. Its application may contribute to the early detection of risk factors and facilitate the development of prevention and intervention strategies in clinical and educational contexts. As a limitation, a possible floor effect was identified in the responses, and the convergent validity of the instrument was not evaluated, suggesting the need for further studies.

Keywords: Eating disorders; Risk factor; Psychometric assessment; Body image; Teenagers.

INTRODUCCIÓN

Los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) son enfermedades psiquiátricas cuya incidencia ha aumentado significativamente en las últimas décadas, afectando a poblaciones de diversas regiones del mundo. Los TCA suelen manifestarse con mayor frecuencia durante la adolescencia, particularmente en mujeres, y están estrechamente relacionados con factores como baja autoestima, depresión y ansiedad. Estudios han encontrado que la prevalencia de TCA en adolescentes es significativamente mayor en mujeres en comparación con los hombres, y se asocia con altos niveles de angustia psicológica y preocupaciones sobre la imagen corporal (D'Anna et al., 2022). Además, investigaciones recientes han documentado una disminución en la edad de inicio de estos trastornos, reflejando una tendencia preocupante de aparición más temprana y una mayor persistencia en la adultez (Brown et al., 2020). Este aumento en la prevalencia ha llevado a que algunos investigadores describan el fenómeno como una problemática epidémica, especialmente en sociedades industrializadas donde la presión sociocultural en torno a la imagen corporal y la delgadez sigue intensificándose (Signorelli, 2022).

A escala mundial, la prevalencia de los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) muestra una distribución heterogénea según la región. En Europa, la anorexia nerviosa (AN) afecta entre el 1 % y el 4 % de las mujeres y entre el 0.3 % y el 0.7 % de los hombres, mientras que la bulimia nerviosa (BN) oscila entre el 1 % y el 2 %, y el trastorno por atracón (TA) entre el 1 % y el 4 %. En Asia, China reporta tasas de AN, BN y TA del 1.05 %, 2.98 % y 3.58 %, respectivamente, mientras que en África, la AN es inferior al 0.1 %, la BN alcanza el 0.87 % y el TA el 4.45 %. En Latinoamérica, donde predominan estudios en mujeres jóvenes de entre 17 y 19 años, la prevalencia de AN es del 0.1 %, BN del 1.16 % y TA del 3.53 %. En América, la prevalencia de los TCA es mayor, alcanzando el 4.6 %, mientras que en Europa se registra la más baja, con un 2.2 % (Arija Val et al., 2022). Además, la adolescencia es una etapa crítica en la formación de la identidad y la autoimagen, lo que incrementa la preocupación por el peso y la figura corporal, factores de riesgo clave en el desarrollo de los TCA. En este grupo etario, se estima que el 5.7 % de las adolescentes y el 1.2 % de los adolescentes entre 11 y 19 años presentan algún TCA,

aunque solo el 20 % recibe tratamiento, lo que evidencia una brecha significativa en el acceso a la atención especializada (López-Gil et al., 2023). Estas cifras reflejan la magnitud del problema y resaltan la necesidad de continuar investigando sus determinantes socioculturales, así como de fortalecer las estrategias de prevención y el acceso a diagnóstico y tratamiento oportuno, especialmente en poblaciones vulnerables.

En los trastornos alimentarios influyen multitud de factores desencadenantes, como los socioculturales, familiares y psicológicos. El papel de las redes sociales y los medios de comunicación en la propagación de cánones de belleza poco realistas es especialmente importante, ya que al promover una cultura de evaluación continua entre pares y provocar descontento con la propia apariencia física. La exposición a contenido que promueve estándares de delgadez extrema en plataformas digitales podría incrementar la probabilidad de aparición de trastornos de la conducta alimentaria, particularmente en adolescentes y jóvenes adultos (Arjona et al., 2024). Además del impacto de los medios de comunicación, el entorno familiar cumple una función determinante en el origen y la perpetuación de los TCA. Los comentarios despectivos sobre el peso, la presión para modificar la figura corporal, las dietas restrictivas y la excesiva vigilancia de la ingesta de alimentos pueden generar ansiedad y reforzar las conductas alimentarias desordenadas (Carvalho y Ferreira, 2020). Además, la ausencia de apoyo emocional y las críticas constantes de los padres pueden dar lugar a conflictos familiares, aumentando así la vulnerabilidad a estos trastornos (Makki et al., 2023). En consecuencia, esta situación contribuye a que los síntomas de los TCA permanezcan ocultos, dificultando su detección temprana y retrasando el acceso a un tratamiento adecuado.

Los padres desempeñan un papel fundamental en la formación de los hábitos alimentarios de sus hijos, ya que las pautas establecidas desde una edad temprana pueden influir en sus relaciones con la comida a lo largo de toda la vida. Durante la adolescencia, un periodo de mayor vulnerabilidad emocional y de formación de una identidad en desarrollo, los comentarios y comportamientos de los padres pueden influir directamente en la percepción del cuerpo y los hábitos alimentarios de los jóvenes. Investigaciones han identificado un vínculo entre los estilos parentales y el desarrollo de TCA, especialmente cuando los adolescentes se encuentran expuestos a es-

tilos de crianza autoritarios o permisivos, tienen una mayor predisposición a desarrollar TCA, ya sea debido a una supervisión estricta de su alimentación o a una falta de límites y estructura en sus hábitos alimentarios (Hampshire et al., 2022). Un entorno familiar en el que se hace demasiado hincapié en la imagen corporal como valor de éxito social puede contribuir al desarrollo de relaciones disfuncionales con la comida. Los comentarios despectivos sobre el peso y la presión para modificar la forma corporal o el control excesivo de la dieta pueden generar ansiedad y fomentar la insatisfacción corporal; ambos factores vinculados con la aparición de TCA (Peleg et al., 2021). En este sentido, estudios han demostrado que la exposición a modelos parentales que practican dietas restrictivas o muestran una preocupación excesiva por la alimentación influye en la adopción de hábitos alimentarios poco saludables en los adolescentes, aumentando el riesgo de desarrollar conductas alimentarias desordenadas (Kontele et al., 2023). Además, la relación entre los estilos de crianza y la salud mental del adolescente es un aspecto crucial en la comprensión de los TCA. Se ha evidenciado que la crianza autoritaria, caracterizada por el control estricto y la baja sensibilidad emocional, puede estar asociada con mayores niveles de ansiedad, depresión y baja autoestima, factores que aumentan la vulnerabilidad a los TCA (Kohli, 2023).

Por todo ello, es imprescindible abordar los TCA desde una perspectiva psicológica para comprender los factores de riesgo asociados, donde se incluye el impacto del entorno familiar. Los comentarios negativos sobre el peso, la presión estética y el control excesivo de la alimentación podrían incrementar la susceptibilidad de los adolescentes a presentar trastornos de la conducta alimentaria. Para evaluar la TCA se han desarrollado varias herramientas como el Test de Actitudes Alimentarias (EAT-40; Garner & Garfinkel, 1979), el Inventario de Trastornos Alimentarios (EDI; Garner et al., 1983), Cuestionario de Influencias sobre el Modelo Estético Corporal (CIMEC; Toro et al., 1994), test SCOFF (Morgan, 2000), Cuestionario Breve de Conductas Alimentarias de Riesgo (Unikel-Santoncini et al., 2004) y Escala de Trastornos por Atracón (BEDS; Arauco-Lozada et al., 2024), todas ellas ampliamente validadas para la detección de síntomas y actitudes relacionadas con la conducta alimentaria. Asimismo, existen instrumentos dirigidos a evaluar la percepción parental, como el Parent Eating Disorder Examination Questionnaire (Drury et al., 2023),

que recopila la visión de los cuidadores sobre los hábitos y actitudes alimentarias de sus hijos. Sin embargo, estas medidas no capturan de forma específica y directa la frecuencia e impacto de conductas parentales potencialmente perjudiciales desde la perspectiva del adolescente, lo que deja un vacío en la evaluación objetiva de este factor de riesgo. La ausencia de herramientas con este enfoque limita la detección temprana de patrones familiares disfuncionales y dificulta la implementación de intervenciones preventivas adaptadas al contexto familiar. En este sentido, el desarrollo de instrumentos centrados en la medición objetiva de conductas parentales de riesgo representa un aporte incremental relevante, ya que permitiría diseñar estrategias de prevención e intervención más eficaces y culturalmente pertinentes, mejorando los resultados tanto a nivel individual como comunitario.

El desarrollo y la validación de estas medidas avanzadas deben ceñirse a un proceso riguroso que emplee métodos eficaces respaldados por teorías psicométricas. Su validación requiere la aplicación de múltiples enfoques metodológicos para garantizar la precisión y la aplicabilidad en diversos estudios. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y el Análisis Exploratorio de Grafos (EGA; por sus siglas en inglés) son técnicas complementarias que permiten evaluar la estructura dimensional de un instrumento desde diferentes perspectivas. El AFE se utiliza ampliamente para identificar factores latentes, garantizando que los ítems se agrupan de forma coherente con los constructos teóricos que pretenden medir (Lloret-Segura et al., 2014). El EGA es una técnica emergente dentro de la psicometría de redes que permite determinar el número de dimensiones y visualizar las interrelaciones entre ítems y su organización en factores (Golino et al., 2018). La evidencia científica ha indicado que la EGA es comparable e incluso superior a los métodos tradicionales para identificar dimensiones complejas (Golino y Epskamp, 2017). La integración de AFE y EGA en la validación de un instrumento no solo refuerza su fundamento psicométrico, sino que también mejora su versatilidad para estudios que emplean metodologías específicas de cada enfoque, lo que permite una interpretación de los datos más sólida y completa.

A la luz de este problema, el presente estudio se propuso: (a) diseñar un instrumento que evalúe el rol de las conductas de los padres como posible

factor implicado en la aparición de TCA; (b) explorar la estructura factorial del instrumento mediante Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Análisis Gráfico Exploratorio (EGA); y (c) reportar la confiabilidad y estabilidad de la red como medidas para evaluar la consistencia del instrumento.

MATERIAL Y MÉTODO

Diseño

El estudio fue un diseño instrumental (Ato et al., 2013) porque su propósito era diseñar un instrumento para analizar las conductas parentales como elemento de riesgo en la aparición de trastornos de la conducta alimentaria.

Participantes

Para obtener la cantidad de muestra se utilizó la calculadora gratuita de Soper (2021), estableciendo un tamaño del efecto de 0,2, una potencia estadística de 0,8 y un nivel de significación de 0,05. Considerando la versión aplicada del instrumento, se incluyeron tres variables latentes y 17 variables observadas para determinar el tamaño mínimo de la muestra de 296 participantes. Todos los participantes tuvieron que cumplir criterios para ser incluidos como (a) estar matriculados en la institución educativa, (b) encontrarse entre los 13 a 17 años de edad, (c) nacionalidad peruana, (d) contar con el asentimiento informado y la autorización por consentimiento informado de los padres o tutores. Se excluyó aquellos que (a) presentaban alguna condición cognitiva o sensorial que dificultara la comprensión de los ítems, (b) quienes no completaban el cuestionario en su totalidad, y (c) quienes no contaban con los permisos de sus padres. Por otro lado, el proceso de reclutamiento se realizó mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia. Se contactó con las autoridades de la institución educativa quienes facilitaron el acceso a la institución y a las aulas. La administración del instrumento se llevó a cabo de manera presencial durante el horario escolar y en los salones. Se garantizó la confidencialidad y el carácter voluntario de la participación.

Se obtuvo la participación de 300 estudiantes de secundaria, cuyas edades oscilaron entre los 13 y los 17 años ($M = 14.8$, $DT = 1.01$) (véase la Tabla 1). En cuanto a la distribución por edades, el 8.3% de los participantes tenían 13 años, el 31.3% 14

años, el 35.3% 15 años, el 20.0% 16 años y el 5.0% 17 años. En cuanto al curso escolar, el 10.3% cursaba el segundo año de secundaria, el 35.7% el tercero, el 30.7% el cuarto y el 23.3% el quinto. En cuanto al contexto familiar, el 25.7% de los participantes indicaron que sus padres estaban separados, el 29.7% que vivían juntos, el 43.0% que estaban casados y el 1.7% que uno de los padres era viudo. En cuanto al régimen de vida, el 70.3% de los estudiantes residía con ambos progenitores y el 29.7% con uno solo.

Tabla 1

Variables sociodemográficas

Variables	Datos
Edad	14.8 $\pm$ 1.01
13 años	25 (8.4%)
14 años	94 (31.3%)
15 años	106 (35.3%)
16 años	60 (20.0%)
17 años	15 (5.0%)
Grado de secundaria	
Segundo grado	31 (10.3%)
Tercero grado	107 (35.7%)
Cuarto grado	92 (30.7%)
Quinto grado	70 (23.3%)
Estado civil de padres	
Separados	77 (25.7%)
Convivientes	89 (29.7%)
Casados	129 (43.0%)
Viudos	5 (1.6%)
Vive con	
Ambos padres	211 (70.3%)
Solo un padre	89 (29.7%)

Instrumentos

La *Escala de Conductas Parentales de Riesgo Alimentario* (ECPRA) fue diseñada para evaluar las conductas de los padres que pueden influir en el desarrollo de patrones de pensamiento disfuncionales sobre la imagen corporal y los trastornos de la conducta alimentaria en adolescentes. El proceso de generación de ítems se inició con una revisión exhaustiva de la literatura científica sobre factores de riesgo familiares asociados a los TCA, identificando conductas recurrentemente reportadas, como

comentarios sarcásticos, insultos, bromas, comparaciones, reacciones negativas y acoso relacionados con la imagen corporal y los hábitos alimentarios. A partir de esta evidencia, se elaboró un banco inicial de enunciados que fue discutido y depurado mediante consenso de expertos en psicología clínica, psicometría y nutrición, priorizando la claridad semántica, la relevancia clínica y la adecuación cultural. La versión inicial del instrumento constaba de 17 ítems formulados para evaluar la frecuencia y el impacto de estos comportamientos desde la perspectiva del adolescente. Las respuestas se estructuran en una escala tipo Likert de 5 puntos, donde 1 representa «totalmente en desacuerdo» y 5 representa «totalmente de acuerdo».

Análisis de datos

Inicialmente, tres jueces expertos, todos psicólogos con experiencia profesional y académica en áreas afines al objeto de estudio: una especialista en terapia cognitivo-conductual, un especialista en trastornos de la conducta alimentaria y una especialista en psicología de la salud. Cada juez brindó su calificación en criterios de relevancia, representatividad y claridad que permitió analizar la V de Aiken y sus intervalos de confianza. Este análisis se realizó utilizando el programa automatizado de Ventura-León et al (2024), que permite una evaluación eficiente de los ítems basada en tres criterios fundamentales: relevancia, representatividad y claridad. Los ítems con valores superiores a 0.70 se consideraron válidos.

Los análisis posteriores se realizaron en R Studio (versión 4.4.2). En primer lugar, se realizaron análisis descriptivos para calcular la tasa de respuesta, la media, la desviación estándar, la asimetría y la curtosis de cada ítem. La normalidad univariante se evaluó utilizando los criterios ± 3 para la asimetría y ± 7 para la curtosis (Finney & DiStefano, 2013). Dado que las respuestas eran de naturaleza ordinal, se calculó la matriz de correlaciones policóricas. La interpretación de los coeficientes de correlación se realizó según las recomendaciones de Cohen (1988), considerando los valores entre .0 y .1 como nulos, entre .1 y .3 como débiles, entre .3 y .5 como moderados, y mayores de .5 como fuertes.

Para analizar la estructura factorial se utilizaron el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y el Análisis Exploratorio de Grafos (EGA). En el AFE, la adecuación de los datos se evaluó mediante el índice

Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), considerando valores superiores a .70 como adecuados (Lloret-Segura et al., 2014). También se realizó la prueba de esfericidad de Bartlett, y se esperaba un valor $p < .05$. El número de factores a extraer se determinó mediante análisis paralelo. Dado que los ítems se midieron en una escala Likert ordinal, se empleó el estimador de mínimos cuadrados ponderados (WLS), recomendado para datos categóricos al proporcionar estimaciones robustas y no sesgadas en presencia de escalas ordinales, en especial cuando el supuesto de normalidad no se cumple como en el caso de efectos suelo y techo (Flora & Curran, 2004). Para la rotación se utilizó el método oblimin (rotación oblicua). Los ítems con cargas factoriales inferiores a .50 se eliminaron debido a su baja representatividad en la estructura del instrumento (Costello y Osborne, 2005). La fiabilidad del instrumento se evaluó mediante los coeficientes alfa y omega, con valores superiores a .70 que indicaban una consistencia interna aceptable.

El EGA se utilizó como método complementario para corroborar la estructura del instrumento y proporcionar una visualización más detallada de las interrelaciones entre los ítems. Esta técnica, desarrollada por Golino & Epskamp (2017), ha demostrado su eficacia en la identificación de factores y patrones de asociación. El modelo gaussiano GLASSO se utilizó junto con el algoritmo de Louvain, reconocido por su eficacia en la detección de comunidades (Christensen, 2020). También se empleó el método bootEGA con el remuestreo de 2500 casos para evaluar la estabilidad de la estructura factorial. La consistencia estructural y la estabilidad de los ítems se analizaron considerando un umbral mínimo del 75%, asegurando que las dimensiones identificadas fueran replicables a través de diferentes muestras (Christensen & Golino, 2021).

Aspectos éticos

La investigación recibió el aval del Comité de Ética de la Universidad de Ciencias y Humanidades (Acta N° 019; Código-040-24), incluyendo la revisión y aprobación de los formatos de consentimiento informado para padres o tutores y asentimiento informado para adolescentes. Para la colecta de datos, se obtuvo autorización previa de tres instituciones educativas mediante carta de presentación emitida por la universidad. Una vez autorizado el estudio, se entregó el consentimiento informado a los padres o tutores

y, posteriormente, se solicitó el asentimiento informado a los estudiantes. El instrumento se aplicó en formato de encuesta física, precedida de una explicación detallada sobre los propósitos del estudio, el carácter voluntario de la participación y los datos de contacto de los investigadores. Se garantizó la confidencialidad y anonimato de las respuestas. La recolección de datos se llevó a cabo en mayo de 2024.

RESULTADOS

Validez de contenido

El análisis de la validez de contenido reveló que tres de los 17 ítems iniciales no alcanzaron puntuaciones Aiken V satisfactorias en al menos dos de los criterios evaluados: relevancia, representatividad y claridad (véanse los materiales complementarios). Estos ítems obtuvieron puntuaciones inferiores a .70, lo que indica una validez de contenido insuficiente. En consecuencia, estos ítems se eliminaron del instrumento. Los 14 ítems restantes demostraron una adecuada validez de contenido y cumplieron los criterios establecidos para todos los aspectos evaluados. El instrumen-

to final constaba de 14 ítems, lo que garantizaba la coherencia y la precisión en la medición de las conductas parentales de riesgo.

Análisis descriptivo de los ítems

Los resultados indicaron un efecto suelo en la mayoría de los ítems, con una elevada concentración de respuestas en la categoría más baja (Tabla 2). Por otro lado, la normalidad univariante, evaluada por los coeficientes de asimetría y curtosis, se encontraba dentro del rango aceptable para todos los ítems. Los porcentajes de respuesta se agruparon en el valor inferior demostrando un efecto suelo (>25%), lo que permite comprender que muchas conductas no se suelen presentarse con frecuencia en los adolescentes. Las correlaciones entre ítems mostraron variabilidad, con asociaciones que oscilaron entre nulas y fuertes (véase el material complementario). Estas asociaciones indican que el instrumento es adecuado para los análisis estructurales. Los índices de homogeneidad corregida oscilaron entre .16 y .74, con la mayoría de los ítems alcanzando valores superiores a .40. Estos resultados indican una adecuada coherencia interna de la escala, aunque algunos ítems con valores más bajos podrían requerir revisión.

Tabla 2
Estadísticos descriptivos de los ítems

Ítems	Tasa de respuestas					M	DE	g ₁	g ₂	IHC
	1	2	3	4	5					
pb1	62.3%	19.7%	15.3%	2.0%	0.7%	1.59	.87	1.32	1.01	.64
pb2	62.0%	18.6%	13.7%	3.7%	2.0%	1.65	.98	1.48	1.52	.51
pb3	71.4%	17.0%	9.3%	2.0%	0.3%	1.43	.77	1.81	2.74	.71
pb4	64.0%	18.0%	12.3%	4.0%	1.7%	1.61	.96	1.55	1.70	.68
pb5	70.7%	13.0%	12.0%	2.6%	1.7%	1.52	.92	1.81	2.65	.69
pb6	72.3%	17.7%	7.7%	1.3%	1.0%	1.41	.77	2.14	4.83	.61
pb7	53.3%	28.0%	15.1%	3.3%	0.3%	1.69	.87	1.06	0.34	.36
pb8	39.0%	28.0%	24.6%	5.7%	2.7%	2.05	1.05	.74	-.12	.43
pb9	30.0%	47.0%	21.0%	1.7%	0.3%	1.95	.78	.46	-.07	.17
pb10	24.7%	36.3%	32.0%	5.0%	2.0%	2.23	.95	.44	-.08	.16
pb11	61.7%	19.7%	12.0%	5.0%	1.6%	1.65	.98	1.47	1.38	.74
pb12	61.0%	16.0%	17.7%	2.3%	3.0%	1.70	1.03	1.40	1.27	.66
pb13	58.0%	23.7%	13.0%	2.0%	3.3%	1.69	1.00	1.57	2.12	.43
pb14	73.0%	15.0%	7.4%	2.3%	2.3%	1.46	.90	2.21	4.62	.52

Nota. M = media, DE = desviación estándar; g₁ = asimetría; g₂ = curtosis

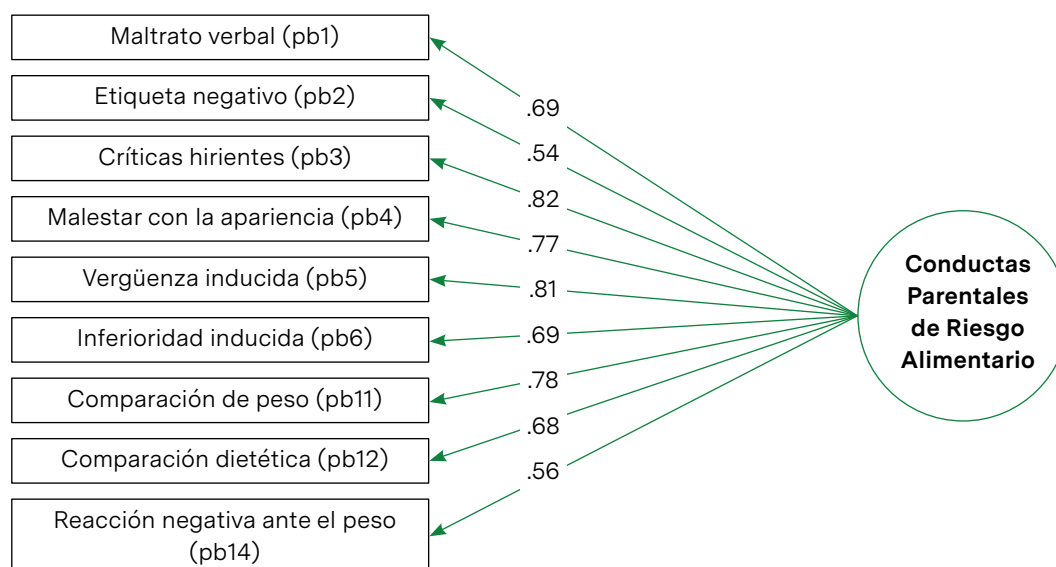
Análisis Factorial Exploratorio

El análisis inicial confirmó la adecuación de la matriz de correlaciones para el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con un índice KMO de .91 ($p < .05$). Se identificó un modelo de dos factores al aplicar el AFE a 14 ítems. Sin embargo, cuando se estableció un punto de corte de .50 para las cargas factoriales, el segundo factor incluía sólo un ítem, mientras que cuatro ítems no presentaban cargas factoriales estables. La varianza explicada por el modelo inicial fue del 40.6%. A partir de

estos resultados, se realizó un segundo análisis, excluyendo los ítems problemáticos. Se obtuvo un modelo unidimensional con nueve ítems que explicaban el 50.5% de la varianza total. Este modelo demostró una consistencia interna adecuada, con coeficientes de α (.90 [.87-.92]) y Ω (.90 [.88-.92]). Además, todas las cargas factoriales fueron superiores a 0.50, lo que indica la representatividad de los ítems en relación con sus factores latentes (Figura 1). La medida final puede consultarse en el Apéndice A.

Figura 1

Análisis Factorial Exploratorio



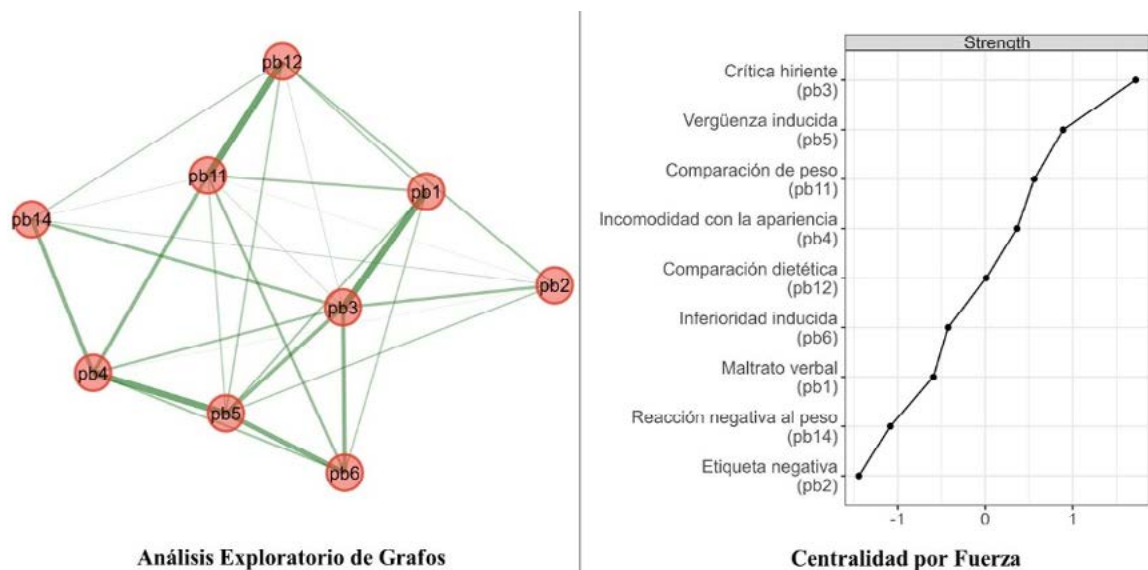
Análisis Exploratorio de Grafos

Como se muestra en la Figura 2, el algoritmo identificó una única dimensión relacionada con las conductas de riesgo de los padres en el desarrollo de conductas alimentarias inseguras. Este hallazgo se validó mediante el análisis bootstrapping, que confirmó la fiabilidad del modelo unidimensional y se alineó con los resultados del EFA. Además, en el 100% de los remuestreos, el número de dimensiones extraídas fue consistentemente uno, y todos los ítems

se agruparon dentro de la misma dimensión en cada simulación. Estos resultados indican un alto grado de consistencia estructural, lo que demuestra que la composición del instrumento se mantuvo estable a través de diferentes remuestreos. El análisis de centralidad indicó que la crítica hiriente (pb3) y la vergüenza inducida (pb5) funcionan como nodos primarios dentro de la red, sugiriendo que juegan un papel clave en la percepción de las conductas parentales asociadas a las dificultades alimentarias.

Figura 2

Análisis Exploratorio de Grafos y Centralidad



DISCUSIÓN

Los modelos actuales de evaluación psicológica subrayan la importancia de desarrollar instrumentos que midan con precisión los factores de riesgo para la salud mental y el comportamiento humano. El estudio de los TCA resulta especialmente importante debido a las implicaciones que tiene para la salud pública y la influencia de múltiples factores etiológicos, incluyendo el papel de los padres (Gruber et al., 2020). Sin embargo, estudios previos han abordado esta cuestión principalmente a través de instrumentos de autoinforme para medir la presencia de TCA en el evaluado o a través de las percepciones de los padres sobre la alimentación de sus hijos (Drury et al., 2023). Dicha aproximación resulta limitada, ya que no permite determinar con precisión si las conductas parentales actúan como factor de riesgo en la aparición de TCA. Por ello, este estudio se propuso diseñar y someter a validación un instrumento que evaluara específicamente estos comportamientos. El instrumento se desarrolló utilizando métodos avanzados de análisis factorial y red psicométrica para asegurar su precisión y aplicabilidad en futuras investigaciones.

El instrumento fue evaluado inicialmente por un panel de jueces con experiencia en trastornos alimentarios y comportamientos humanos. La validez de contenido es un proceso fundamental

que garantiza que los ítems cumplen los criterios necesarios para una medición precisa del constructo (Almanasreh et al., 2019; Beck & Gable, 2001). En este sentido, la ECPRA demostró ítems con valores adecuados para la V de Aiken, un coeficiente estadístico que determina la relevancia, coherencia y claridad de cada ítem respecto al constructo medido (Aiken, 1980). Los resultados indicaron que 14 ítems cumplieran los criterios establecidos, asegurando su relevancia dentro de la escala. Estudios previos han enfatizado que la validación de contenido por jueces expertos es crítica en la construcción de instrumentos psicométricos. Esto se debe a que permite el refinamiento y optimización de los ítems antes de su aplicación a gran escala, mejorando así la validez y fiabilidad de la medida (Fernández-Gómez et al., 2020).

La evidencia de la validez estructural del ECPRA se evaluó utilizando dos enfoques complementarios, con el objetivo de garantizar su aplicabilidad en la práctica psicológica y en la investigación que utiliza diferentes metodologías de evaluación. En primer lugar, se utilizó el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) para identificar una estructura unidimensional, que se determinó más adecuada que un modelo de dos factores, ya que explicaba un mayor porcentaje de la varianza total. El modelo unidimensional demostró cargas factoriales óptimas, apoyando la representatividad de los ítems en la medición de los constructos. En cuanto a la fiabilidad, el

modelo obtuvo un coeficiente superior a .90, lo que indica estabilidad y consistencia en la medición. Estos resultados indican que los ítems de la prueba son capaces de medir el mismo constructo y pueden aplicarse de forma fiable a poblaciones similares (Revicki, 2014).

Por otro lado, el Análisis Exploratorio de Grafos (EGA) permite examinar la estructura del instrumento desde una perspectiva de red psicométrica, facilitando el análisis de la conectividad de los ítems (Golino & Epskamp, 2017). Al igual que en el AFE, se identificó un modelo unidimensional como el más adecuado. Para evaluar la replicabilidad del modelo de red, se remuestrearon 2500 iteraciones, dando como resultado una única dimensión que agrupaba los nueve ítems del instrumento en todos los casos. Este proceso es crítico en las redes psicométricas porque permite estimar la robustez de la centralidad de los ítems y la estabilidad del modelo (Epskamp et al., 2018). Estos hallazgos subrayan la validez estructural del ECPRA y su eficacia como instrumento fiable para evaluar conductas parentales de riesgo en el desarrollo de trastornos alimentarios.

La adopción de un modelo unidimensional ofrece notables ventajas metodológicas, incluyendo una mayor interpretabilidad del constructo y una mayor fiabilidad del instrumento. La investigación ha demostrado que los modelos unidimensionales son más replicables y robustos en contextos psicométricos, lo que facilita su aplicación en futuros estudios (Hair et al., 2019). Centrarse en una sola dimensión evita la fragmentación del constructo y garantiza una evaluación más precisa de la relación entre los ítems y el factor subyacente, mejorando así la consistencia de la medición.

Además, los hallazgos del estudio indicaron que los ítems con mayor carga factorial y centralidad fueron las críticas hirientes (pb3), la vergüenza inducida (pb4), la comparación de peso (pb5) y la incomodidad con la apariencia (pb11), lo que sugiere que estas conductas parentales juegan un papel central en el desarrollo de patrones de riesgo de trastornos alimentarios. La investigación ha demostrado que los comentarios negativos de las familias están asociados con los trastornos alimentarios en hombres y mujeres jóvenes, contribuyendo a la autocrítica negativa que exacerba las conductas alimentarias problemáticas (Eisenberg et al.,

2012; Londoño-Pérez & Moreno Ruge, 2017; Zerkowicz & Cole, 2020). La vergüenza inducida por los padres también se ha identificado como un factor de riesgo significativo que influye en el desarrollo de trastornos alimentarios provocado por la insatisfacción corporal y el deterioro de la autoestima. (Cella et al., 2020; Iannaccone et al., 2016). Por el contrario, se ha demostrado que la comparación de peso es un predictor fundamental de los TCA. Los adolescentes que están persistentemente preocupados por su peso se enfrentan a un riesgo sustancialmente mayor de desarrollar estas patologías que aquellos que no comparten esta preocupación (Killen et al., 1996). Las percepciones de los padres sobre el peso de sus hijos, especialmente cuando consideran que tienen sobrepeso, también se han identificado como un predictor más fuerte del desarrollo de TCA, que el peso corporal real de los adolescentes (Allen et al., 2009). Por último, la insatisfacción de los padres con el aspecto físico de sus hijos es un indicador relevante. Se ha encontrado que las familias que enfatizan el atractivo físico y la apariencia social aumentan el riesgo de que los niños desarrollen ansiedad y conductas alimentarias disfuncionales (Dahill et al., 2021; Davis et al., 2004; Kluck, 2010). Estos hallazgos subrayan la importancia de evaluar el impacto de las actitudes y comentarios de los padres sobre la imagen corporal y las conductas alimentarias para prevenir el desarrollo de TCA en poblaciones vulnerables.

Estos resultados subrayan la importancia de incorporar la dinámica familiar como un factor fundamental en el desarrollo y perpetuación de los TCA, ofreciendo así un instrumento fiable para su identificación temprana. Los resultados tienen implicaciones para la investigación y las prácticas clínicas y educativas. Este instrumento puede ser utilizado en estudios epidemiológicos, evaluaciones de entornos de salud mental y programas de prevención para familias y adolescentes. Sin embargo, futuras investigaciones deberían ampliar la muestra y evaluar la invariabilidad del instrumento en diferentes contextos culturales, así como su capacidad predictiva en relación con la aparición de TCA. En este sentido, el presente estudio supone un avance significativo en la evaluación de los factores familiares asociados a la TCA, subrayando la necesidad de persistir en la exploración de estrategias de prevención e intervención temprana para abordar este acuciante problema de salud pública.

Aunque este estudio supone una contribución significativa a este campo, es importante tomar en cuenta las limitaciones existentes al interpretar los resultados. Para comenzar, el número de jueces expertos para la validación del contenido fue reducido; por lo tanto, un mayor número de evaluadores habría reforzado el proceso. Otra limitación fue que aunque la muestra incluía a 300 estudiantes de secundaria, aumentar el tamaño de la muestra permitiría obtener estimaciones más precisas y mejorar la generalizabilidad de los resultados. Dado el enfoque exclusivo en adolescentes, es aconsejable evaluar la aplicabilidad del instrumento a otras poblaciones. Asimismo, no se registró el sexo de los participantes debido a un error involuntario en la difusión del formulario, lo que impidió analizar posibles diferencias entre grupos como la invarianza. Además, otra limitación fue no explorar la validez convergente y discriminante frente a instrumentos existentes que midan constructos relacionados. Esta omisión restringe la interpretación del grado en que la ECPRA captura un dominio específico y diferenciado dentro del espectro de factores de riesgo para TCA. La falta de análisis mediante Teoría de Respuesta al Ítem (IRT) impide conocer con mayor precisión el funcionamiento de los ítems, su capacidad discriminativa a lo largo del continuo del constructo y la localización de umbrales de respuesta, lo cual sería especialmente útil para refinar o eliminar ítems que contribuyan al efecto suelo. En conjunto, estas limitaciones indican que, si bien el instrumento muestra una estructura factorial sólida y alta fiabilidad, su validez aún requiere un proceso de consolidación empírica más amplio.

Se recomienda para futuras investigaciones que puedan continuar el estudio del ECPRA mediante: (a) la recolección de la variable sexo y otras sociodemográficas relevantes para realizar pruebas de invarianza configural, métrica y escalar; (b) el análisis de validez convergente y discriminante con medidas ya consolidadas en el campo, así como la evaluación de validez predictiva en estudios longitudinales que permitan estimar la capacidad del instrumento para anticipar la aparición de conductas alimentarias de riesgo; (c) la aplicación de modelos IRT para identificar ítems con baja discriminación o umbrales mal distribuidos, y reducir el efecto suelo; y (d) la exploración de puntos de corte y normas que faciliten la interpretación clínica y educativa de las puntuaciones. Este plan permitirá fortalecer

la solidez psicométrica de la ECPRA y maximizar su potencial como herramienta preventiva y de intervención en entornos escolares, comunitarios y clínicos.

CONCLUSIONES

Este estudio permitió la creación y validación de un instrumento especializado para evaluar conductas parentales de riesgo en el desarrollo de trastornos de la conducta alimentaria (ECPRA). A través de un riguroso proceso de validación de contenido, análisis factorial exploratorio (AFE) y análisis exploratorio de grafos (EGA), se determinó la estructura unidimensional del instrumento, así como la estabilidad y relevancia de sus ítems en la medición del constructo. La adopción de un modelo unidimensional ofrece varias ventajas, como una mayor interpretabilidad del fenómeno, la evitación de la fragmentación del constructo y una evaluación más precisa de la relación entre los ítems y los factores subyacentes.

Fuentes de financiamiento:

No se recibió financiamiento

Conflicto de intereses:

Los autores reclaman no tener conflicto de intereses.

Rol de los autores:

LGT: Conceptualización, Conservación de datos, Investigación, Redacción - borrador original.

JFR: Conceptualización, Conservación de datos, Investigación, Redacción - borrador original.

DRC: Conceptualización, Conservación de datos, Investigación, Redacción - borrador original.

DYL: Investigación, Metodología, Análisis formal, Software, Supervisión, Validación, Redacción - borrador original, Redacción - revisión y edición.

JFQ: Metodología, Supervisión, Validación, Redacción - revisión y edición.

REFERENCIAS

- Aiken, L. R. (1980). Content Validity and Reliability of Single Items or Questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955–959. <https://doi.org/10.1177/001316448004000419>
- Allen, K. L., Byrne, S. M., Forbes, D., & Oddy, W. H. (2009). Risk Factors for Full- and Partial-Syndrome Early Adolescent Eating Disorders: A Population-Based Pregnancy Cohort Study. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 48(8), 800–809. <https://doi.org/10.1097/CHI.0b013e3181a8136d>
- Almanasreh, E., Moles, R., & Chen, T. F. (2019). Evaluation of methods used for estimating content validity. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, 15(2), 214–221. <https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2018.03.066>
- 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>
- Arauco-Lozada, T., Yupanqui-Lorenzo, D. E., & Ottiniano-Malaga, T. (2024). Development and Validation of the Binge Eating Disorder Scale (BEDS). *Nutrición Clínica y Dietética Hospitalaria*, 44(2). <https://doi.org/10.12873/442arauco>
- Arija Val, V., Santi Cano, M. J., Novalbos Ruiz, J. P., Canals, J., & Rodríguez Martín, A. (2022). Characterization, epidemiology and trends of eating disorders. *Nutrición Hospitalaria*. <https://doi.org/10.20960/nh.04173>
- Arjona, Á., Monserrat, M., & Checa, J. C. (2024). Use of Social Media, Satisfaction with Body Image, and the Risk of Manifesting Eating Disorders. *Social Sciences*, 13(2), 105. <https://doi.org/10.3390/socsci13020105>
- Beck, C. T., & Gable, R. K. (2001). Ensuring Content Validity: An Illustration of the Process. *Journal of Nursing Measurement*, 9(2), 201–215. <https://doi.org/10.1891/1061-3749.9.2.201>
- Brown, T. A., Forney, K. J., Klein, K. M., Grillo, C., & Keel, P. K. (2020). A 30-year longitudinal study of body weight, dieting, and eating pathology across women and men from late adolescence to later midlife. *Journal of Abnormal Psychology*, 129(4), 376–386. <https://doi.org/10.1037/abn0000519>
- Carvalho, P. H. B. de, & Ferreira, M. E. C. (2020). Disordered eating and body change behaviours: support for the Tripartite Influence Model among Brazilian male university students. *Ciência & Saúde Coletiva*, 25(11), 4485–4495. <https://doi.org/10.1590/1413-812320202511.35572018>
- Cella, S., Iannaccone, M., & Cotrufo, P. (2020). Does body shame mediate the relationship between parental bonding, self-esteem, maladaptive perfectionism, body mass index and eating disorders? A structural equation model. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 25(3), 667–678. <https://doi.org/10.1007/s40519-019-00670-3>
- Christensen, A. P. (2020). *Towards a Network Psychometrics Approach to Assessment: Simulations for Redundancy, Dimensionality, and Loadings*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/84kgd>
- Christensen, A. P., & Golino, H. F. (2021). Estimating the Stability of Psychological Dimensions via Bootstrap Exploratory Graph Analysis: A Monte Carlo Simulation and Tutorial. *Psych*, 3(3), 479–500. <https://doi.org/10.3390/psych3030032>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Lawrence Erlbaum Associates. <http://utstat.toronto.edu/~brunner/oldclass/378f16/readings/CohenPower.pdf>
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(1). <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- D'Anna, G., Lazzeretti, M., Castellini, G., Ricca, V., Cassioli, E., Rossi, E., Silvestri, C., & Voller, F. (2022). Risk of eating disorders in a representative sample of Italian adolescents: prevalence and association with self-reported interpersonal factors. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 27(2), 701–708. <https://doi.org/10.1007/s40519-021-01214-4>

- Dahill, L. M., Touyz, S., Morrison, N. M. V., & Hay, P. (2021). Parental appearance teasing in adolescence and associations with eating problems: a systematic review. *BMC Public Health*, 21(1), 450. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-10416-5>
- Davis, C., Shuster, B., Blackmore, E., & Fox, J. (2004). Looking good—family focus on appearance and the risk for eating disorders. *International Journal of Eating Disorders*, 35(2), 136–144. <https://doi.org/10.1002/eat.10250>
- Drury, C. R., Hail, L., Rienecke, R. D., Accurso, E. C., Coelho, J. S., Lock, J., Le Grange, D., & Loeb, K. L. (2023). Psychometric properties of the Parent Eating Disorder Examination Questionnaire. *International Journal of Eating Disorders*, 56(9), 1730–1742. <https://doi.org/10.1002/eat.23999>
- Eisenberg, M. E., Berge, J. M., Fulkerson, J. A., & Neumark-Sztainer, D. (2012). Associations between hurtful weight-related comments by family and significant other and the development of disordered eating behaviors in young adults. *Journal of Behavioral Medicine*, 35(5), 500–508. <https://doi.org/10.1007/s10865-011-9378-9>
- Epskamp, S., Borsboom, D., & Fried, E. I. (2018). Estimating psychological networks and their accuracy: A tutorial paper. *Behavior Research Methods*, 50(1), 195–212. <https://doi.org/10.3758/s13428-017-0862-1>
- Fernández-Gómez, E., Martín-Salvador, A., Luque-Vara, T., Sánchez-Ojeda, M. A., Navarro-Prado, S., & Enrique-Mirón, C. (2020). Content Validation through Expert Judgement of an Instrument on the Nutritional Knowledge, Beliefs, and Habits of Pregnant Women. *Nutrients*, 12(4), 1136. <https://doi.org/10.3390/nu12041136>
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (2nd ed., pp. 439–492). IAP Information Age Publishing.
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466–491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Garner, D. M., & Garfinkel, P. E. (1979). The Eating Attitudes Test: an index of the symptoms of anorexia nervosa. *Psychological Medicine*, 9(2), 273–279. <https://doi.org/10.1017/S0033291700030762>
- Garner, D. M., Olmstead, M. P., & Polivy, J. (1983). Development and validation of a multidimensional eating disorder inventory for anorexia nervosa and bulimia. *International Journal of Eating Disorders*, 2(2), 15–34. [https://doi.org/10.1002/1098-108X\(198321\)2:2<15::AID-EAT2260020203>3.0.CO;2-6](https://doi.org/10.1002/1098-108X(198321)2:2<15::AID-EAT2260020203>3.0.CO;2-6)
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLOS ONE*, 12(6), e0174035. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Golino, H. F., Shi, D., Garrido, L. E., Christensen, A. P., Nieto, M. D., Sadana, R., Thiagarajan, J. A., & Martinez-Molina, A. (2018). *Investigating the performance of Exploratory Graph Analysis and traditional techniques to identify the number of latent factors: A simulation and tutorial*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/gzcre>
- Gruber, M., König, D., Holzhäuser, J., Castillo, D. M., Blüml, V., Jahn, R., Leser, C., Werneck-Rohrer, S., & Werneck, H. (2020). Parental feeding practices and the relationship with parents in female adolescents and young adults with eating disorders: A case control study. *PLOS ONE*, 15(11), e0242518. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242518>
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2–24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Hampshire, C., Mahoney, B., & Davis, S. K. (2022). Parenting Styles and Disordered Eating Among Youths: A Rapid Scoping Review. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.802567>
- Iannaccone, M., D'Olimpio, F., Cella, S., & Cotrufo, P. (2016). Self-esteem, body shame and eating disorder risk in obese and normal weight adolescents: A mediation model. *Eating Behaviors*, 21, 80–83. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2015.12.010>

- Killen, J. D., Taylor, C. B., Hayward, C., Haydel, K. F., Wilson, D. M., Hammer, L., Kraemer, H., Blair-Greiner, A., & Strachowski, D. (1996). Weight concerns influence the development of eating disorders: A 4-year prospective study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64(5), 936–940. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.64.5.936>
- Kluck, A. S. (2010). Family influence on disordered eating: The role of body image dissatisfaction. *Body Image*, 7(1), 8–14. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2009.09.009>
- Kohli, T. (2023). Parenting Styles and its Impact on Eating Disorder. *International Journal of Social Science and Economic Research*, 08(06), 1458–1464. <https://doi.org/10.46609/IJSSER.2023.v08i06.020>
- Kontele, I., Saripanagiotou, S., Papadopoulou, A. M., Zoumbaneas, E., & Vassilakou, T. (2023). Parental Dieting and Correlation with Disordered Eating Behaviours in Adolescents: A Narrative Review. *Adolescents*, 3(3), 538–549. <https://doi.org/10.3390/adolescents3030038>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3). <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Londoño-Pérez, C., & Moreno Ruge, A. M. (2017). Factores Familiares y Personales Predictores de Trastornos de Conducta Alimentaria en Jóvenes. *Anales de Psicología*, 33(2), 235. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.2.236781>
- López-Gil, J. F., García-Hermoso, A., Smith, L., Firth, J., Trott, M., Mesas, A. E., Jiménez-López, E., Gutiérrez-Espinoza, H., Tárraga-López, P. J., & Victoria-Montesinos, D. (2023). Global Proportion of Disordered Eating in Children and Adolescents. *JAMA Pediatrics*, 177(4), 363. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2022.5848>
- Makki, N., Althubiani, S. A., Mobarki, R. Q., Alsayed, J. A., Almohammadi, R. J., & Baabdullah, R. A. (2023). The Effect of Sociocultural Attitudes on Developing Eating Disorders Among Young Females in Almadinah Almunawarah, Saudi Arabia. *Cureus*. <https://doi.org/10.7759/cureus.50576>
- Morgan, J. F. (2000). The SCOFF questionnaire: a new screening tool for eating disorders. *Western Journal of Medicine*, 172(3), 164–165. <https://doi.org/10.1136/ewj.172.3.164>
- Peleg, O., Tzischinsky, O., & Spivak-Lavi, Z. (2021). Depression and social anxiety mediate the relationship between parenting styles and risk of eating disorders: A study among Arab adolescents. *International Journal of Psychology*, 56(6), 853–864. <https://doi.org/10.1002/ijop.12787>
- Revicki, D. (2014). Internal Consistency Reliability. In *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* (pp. 3305–3306). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_1494
- Signorelli, A. (2022). Eating disorders and adolescence. From diagnosis to treatment. *RIVISTA SPERIMENTALE DI FRENIATRIA*, 146(3), 81–103. <https://doi.org/10.3280/RSF2022-003005>
- Soper, D. S. (2021). A-priori sample size calculator for structural equation models. <https://www.danielsoper.com/statcalc/default.aspx>
- Toro, J., Salamero, M., & Martinez, E. (1994). Assessment of sociocultural influences on the aesthetic body shape model in anorexia nervosa. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 89(3), 147–151. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1994.tb08084.x>
- Unikel-Santoncini, C., Bojórquez-Chapela, I., & Carreño-García, S. (2004). Validation of a brief questionnaire to measure the risk of abnormal eating behaviors. *Salud Publica Mex*, 46, 509–515. <https://saludpublica.mx/index.php/spm/article/view/6572/8096>
- Ventura-León, J., Lluncor-Vasquez, A., & Chuquillanqui-Silva, M. (2024). A computer tool for Aiken's coefficients calculation: Applications in clinical and research settings. *Journal of Evaluation in Clinical Practice*. <https://doi.org/10.1111/jep.14134>
- Zelkowitz, R. L., & Cole, D. A. (2020). Longitudinal relations of self-criticism with disordered eating behaviors and nonsuicidal self-injury. *International Journal of Eating Disorders*, 53(7), 1097–1107. <https://doi.org/10.1002/eat.23284>

Apéndice A

Indicadores	Ítems	Totalmente en desacuerdo	En desacuerdo	Ni de acuerdo ni en desacuerdo	De acuerdo	Totalmente de acuerdo
Maltrato verbal	Mis padres suelen usar palabras ofensivas por mi contextura física.					
Etiqueta negativa	Mis padres me han puesto un apodo por mi aspecto físico.					
Crítica hiriente	Mis padres suelen hacer comentarios sarcásticos sobre mi aspecto físico.					
Incomodidad por apariencia	Mis padres me hacen sentir incómodo(a) cuando hablo de mi apariencia física.					
Vergüenza inducida	Mis padres suelen hacerme sentir avergonzado(a) por mi aspecto físico.					
Inferioridad inducida	Mis padres me han hecho sentir inferior por mi contextura física.					
Comparación de peso	Mis padres suelen hacerme comparaciones con otros sobre mi peso.					
Comparación dietética	Mis padres comparan mi tipo de alimentación con la de los demás.					
Reacción negativa ante el peso	Mis padres suelen reaccionar negativamente a mi aumento de peso.					

Tabla A

Validez de contenido

Ítems	Relevancia		Representatividad		Claridad	
	V	IC 95%	V	IC 95%	V	IC 95%
pb1	1.00	[.70, 1.00]	1.00	[.70, 1.00]	0.89	[.56, .98]
pb2	.67	[.35, .88]	.89	[.56, .98]	0.89	[.56, .98]
pb3	.78	[.45, .94]	.67	[.35, .88]	0.78	[.45, .94]
pb4	1.00	[.70, 1.00]	1.00	[.70, 1.00]	1.00	[.70, 1.00]
pb5	.67	[.35, .88]	.67	[.35, .88]	0.78	[.45, .94]
pb6	.78	[.45, .94]	.89	[.56, .98]	0.78	[.45, .94]
pb7	.89	[.56, .98]	.89	[.56, .98]	0.89	[.56, .98]
pb8	1.00	[.70, 1.00]	1.00	[.70, 1.00]	0.89	[.56, .98]
pb9	.89	[.56, .98]	.78	[.45, .94]	0.89	[.56, .98]

pb10	.78	[.45, .94]	.56	[.27, .81]	.78	[.45, .94]
pb11	.78	[.45, .94]	.67	[.35, .88]	.56	[.27, .81]
pb12	.89	[.56, .98]	.78	[.45, .94]	.89	[.56, .98]
pb13	.89	[.56, .98]	.89	[.56, .98]	.78	[.45, .94]
pb14	.78	[.45, .94]	.89	[.56, .98]	.78	[.45, .94]
pb15	.78	[.45, .94]	.67	[.35, .88]	.67	[.35, .88]
pb16	.67	[.35, .88]	.78	[.45, .94]	.78	[.45, .94]
pb17	.78	[.45, .94]	.67	[.35, .88]	.67	[.35, .88]

Tabla B

Matriz policórica de ítems

Ítems	pb1	pb2	pb3	pb4	pb5	pb6	pb7	pb8	pb9	pb10	pb11	pb12	pb13	pb14
pb1	1.00													
pb2	.46	1.00												
pb3	.78	.62	1.00											
pb4	.55	.48	.73	1.00										
pb5	.69	.54	.80	.81	1.00									
pb6	.65	.44	.74	.68	.76	1.00								
pb7	.37	.23	.35	.26	.29	.31	1.00							
pb8	.38	.39	.33	.39	.36	.33	.28	1.00						
pb9	.16	.09	.07	.07	.05	.04	.29	.18	1.00					
pb10	.02	.14	.04	.11	.11	.15	.28	.22	.29	1.00				
pb11	.65	.48	.70	.71	.70	.65	.30	.48	.22	.21	1.00			
pb12	.59	.49	.64	.61	.62	.54	.35	.44	.25	.19	.77	1.00		
pb13	.49	.30	.48	.47	.41	.53	.30	.19	.07	.04	.50	.39	1.00	
pb14	.47	.45	.63	.61	.55	.47	.20	.37	.13	.09	.55	.52	.43	1.00

Tabla C
Modelos exploratorios

	MODELOS EXPLORATORIOS		
	Primero		Segundo
	F1	F2	FG
pb1	.68	–	.69
pb2	.51	–	.54
pb3	.85	–	.82
pb4	.78	–	.77
pb5	.85	–	.81
pb6	.72	–	.69
pb7	–	–	–
pb8	–	–	–
pb9	–	.54	–
pb10	–	–	–
pb11	.71	–	.78
pb12	.60	–	.68
pb13	–	–	–
pb14	.55	–	.56
Autovalor	4.79	.89	4.54
Varianza explicada	.342	.064	.505
Omega	.90	.46	.90
Alfa	.89	.46	.90