

FUNCIONALIDAD FAMILIAR Y FACTORES ASOCIADOS A CONDUCTAS ALIMENTARIAS DE RIESGO EN ADOLESCENTES DE BAÑOS DE AGUA SANTA, ECUADOR

FAMILY FUNCTIONING AND FACTORS ASSOCIATED WITH DISORDERED EATING BEHAVIORS IN ADOLESCENTS OF BAÑOS DE AGUA SANTA, ECUADOR

Mercy Elizabeth Valverde Sánchez^{1*}

¹ Facultad de Ciencias Sociales y Humanas, Universidad Tecnológica Indoamérica, Ambato, Ecuador.
ORCID: <https://orcid.org/0009-0009-4733-2479>. Correo: mercyvalverdeindoamerica@gmail.com

Andrea Faz Tapia²

² Facultad de Ciencias Sociales y Humanas, Universidad Tecnológica Indoamérica, Ambato, Ecuador.
ORCID: <https://orcid.org/0009-0006-5536-4292>. Correo: afaz@indoamerica.edu.ec

*** Autor para correspondencia:** mercyvalverdeindoamerica@gmail.com

Resumen

Las conductas alimentarias de riesgo constituyen un problema de salud pública en la adolescencia, y la familia ha sido señalada como uno de los contextos vinculados a su aparición. El objetivo fue determinar la prevalencia de conductas alimentarias de riesgo y sus factores asociados en adolescentes escolarizados de Baños de Agua Santa, Ecuador. Se realizó un estudio observacional, analítico y transversal con 428 estudiantes de 13 a 17 años de una unidad educativa pública, mediante muestreo no probabilístico por conveniencia. Se aplicaron la Escala de Evaluación de la Adaptabilidad y Cohesión Familiar, el Test de Actitudes Alimentarias y una ficha sociodemográfica. Se emplearon estadística descriptiva, chi-cuadrado, correlación de Spearman y regresión logística binaria. La prevalencia fue del 21,3%, mayor en mujeres (27,7%) que en hombres (15,5%). La cohesión familiar se correlacionó de forma inversa con las actitudes alimentarias alteradas. Los adolescentes de familias desligadas mostraron mayor probabilidad de presentar conductas de riesgo al ajustar por sexo, edad y antecedente familiar; sin embargo, esta asociación se atenuó considerablemente al incorporar la insatisfacción corporal y las conductas de control de peso, que resultaron los factores más fuertemente asociados. Los resultados sugieren que la influencia familiar operaría de manera indirecta, a través de la imagen corporal.

Palabras clave: funcionalidad familiar; conductas alimentarias de riesgo; adolescentes; imagen corporal; Ecuador

Abstract

Disordered eating behaviors constitute a public health problem during adolescence, and the family has been identified as one of the contexts linked to their onset. The objective was to determine the prevalence of disordered eating behaviors and their associated factors among school-aged adolescents in Baños de Agua Santa, Ecuador. An observational, analytical, cross-sectional study was conducted with 428 students aged 13 to 17 from a public secondary school, using non-probability convenience sampling. The Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale, the Eating Attitudes Test, and a sociodemographic questionnaire were administered. Descriptive statistics, chi-square tests, Spearman correlation, and binary logistic regression were employed. Prevalence reached 21.3%, higher among girls (27.7%) than boys (15.5%). Family cohesion was inversely correlated with altered eating attitudes. Adolescents from disengaged families showed a greater likelihood of risk behaviors after adjusting for sex, age, and family history; however, this association was substantially attenuated once body dissatisfaction and weight-control behaviors were included, which emerged as the most strongly associated factors. Findings suggest that family influence would operate indirectly, through body image.

Keywords: family functioning; disordered eating behaviors; adolescents; body image; Ecuador.

Fecha de recibido: 26/06/2026

Fecha de aceptado: 04/09/2026

Fecha de publicado: 07/09/2026

Introducción

Los trastornos de la conducta alimentaria no son cifras inertes en los informes de salud pública: detrás de cada número hay adolescentes que atraviesan momentos de gran vulnerabilidad. La anorexia, la bulimia o el trastorno por atracón suelen comenzar con conductas que parecen menores, como saltarse comidas, ayunar en exceso, obsesionarse con el peso o recurrir a atracones, pero que con el tiempo se convierten en señales de alarma que comprometen la salud física y emocional. Estos trastornos han sido situados entre las condiciones de salud mental prioritarias para niños y adolescentes, con una incidencia estimada del 5% y diez mujeres por cada hombre afectado (González-Quñones et al., 2023).

No existe un concepto unificado para denominar las manifestaciones que anteceden a estos cuadros clínicos. Términos como conductas alimentarias de riesgo (CAR), síndromes parciales, conductas alimentarias anormales o trastornos subclínicos aluden a un mismo fenómeno: prácticas similares en forma, pero menores en frecuencia e intensidad, a las de los TCA (Unikel-Santoncini et al., 2004). Entre ellas se incluyen la restricción voluntaria de alimentos, los ayunos prolongados, las dietas extremas, los episodios recurrentes de

atracones, el uso inapropiado de laxantes o diuréticos, el vómito autoinducido, el ejercicio físico excesivo con fines compensatorios y la preocupación persistente por el peso y la figura corporal. Su carácter progresivo las convierte en indicadores tempranos de los TCA y, por tanto, en un objetivo prioritario de la detección precoz durante la adolescencia, etapa marcada por cambios físicos, emocionales y sociales que aumentan la vulnerabilidad hacia este tipo de conductas.

La adolescencia constituye un periodo de formación de la personalidad en el que los cambios corporales adquieren un peso particular en la construcción de la autoestima, lo que puede derivar en conductas desadaptativas orientadas al control del peso con el fin de responder a los estereotipos sociales (González-Quñones et al., 2023). Desde el plano teórico, la evidencia respalda un modelo interactivo de influencias biopsicosociales en la etiología de los TCA, en el que convergen factores genéticos y metabólicos, variables psicológicas y presiones socioculturales. Entre los factores psicológicos, la insatisfacción corporal constituye el predictor más consistente, particularmente en mujeres, y se encuentra determinada por la baja autoestima, el afecto negativo y la interiorización del ideal de delgadez; a ella se asocian también las presiones sociofamiliares y del grupo de pares (Canals & Arijá-Val, 2022).

La familia constituye el primer espacio de socialización, donde se adquieren valores, hábitos, normas y estrategias de afrontamiento que influyen de manera decisiva en la salud física y mental. En la adolescencia, la funcionalidad familiar adquiere especial relevancia, pues esta etapa demanda un entorno capaz de brindar apoyo afectivo, comunicación efectiva y mecanismos adecuados de resolución de conflictos. El funcionamiento familiar deteriorado ha sido descrito como un factor consistentemente asociado a los TCA, caracterizado por menor comunicación, dificultades en la solución de problemas, escasas actividades compartidas y límites rígidos (Ruíz et al., 2012). En un estudio con 14.193 adolescentes mujeres escolarizadas de Bogotá, la disfunción familiar severa se asoció con un incremento del riesgo de TCA (OR = 2,6; IC 95%: 2,2–3,0) y la disfunción moderada mostró una asociación menor pero significativa (OR = 1,8; IC 95%: 1,6–1,9); los autores subrayan que lo determinante es cómo funciona la familia y no su composición, dado que la estructura familiar no constituyó por sí sola un factor de riesgo (González-Quñones et al., 2023).

Desde la perspectiva sistémica, el Modelo Circumplejo sostiene que el funcionamiento familiar depende del equilibrio entre cohesión, flexibilidad y comunicación. Las familias con niveles equilibrados muestran mayor capacidad para enfrentar situaciones estresantes y favorecer el desarrollo saludable de sus integrantes; por el contrario, aquellas caracterizadas por rigidez, caos, desvinculación o sobreinvolucramiento presentan mayores dificultades para responder a las necesidades emocionales de los adolescentes (Olson, 2000). De manera complementaria, la Teoría Estructural de la Familia planteó que la salud del sistema depende de la claridad de los límites entre subsistemas y de la adecuada distribución de roles y jerarquías; las investigaciones pioneras sobre familias de pacientes con anorexia nerviosa documentaron la estrecha relación entre determinadas dinámicas familiares y el desarrollo de trastornos alimentarios (Minuchin et al., 1978). En población latinoamericana, el funcionamiento familiar percibido se ha asociado con la presencia de trastornos alimentarios en estudiantes de secundaria (Cruzat et al., 2008).

Un aspecto relevante para la comprensión de este vínculo es que la relación entre funcionamiento familiar y conductas alimentarias podría no ser directa. Kroplewski et al. (2019) documentaron que la autoestima cumple un papel mediador entre la evaluación del funcionamiento familiar y los trastornos alimentarios, lo que sugiere que el entorno familiar actuaría sobre variables psicológicas intermedias que, a su vez, se traducen en

conductas de riesgo. En esta misma línea, la insatisfacción corporal ha sido identificada como predictor prospectivo de sintomatología bulímica en adolescentes (Perkins & Brausch, 2019), y el deseo de modificar múltiples partes del propio cuerpo mostró la asociación más fuerte con el riesgo de TCA en el estudio bogotano, por encima de cualquier variable familiar o sociodemográfica (OR = 7,3; IC 95%: 6,2–8,7) (González-Quiñones et al., 2023).

En el plano sociocultural, las redes sociales se han incorporado como un factor de análisis prioritario. La preocupación por la salud mental de los jóvenes ha aumentado a nivel global, particularmente tras la pandemia de COVID-19, y las plataformas digitales exponen continuamente a los adolescentes a ideales corporales que favorecen la comparación social (Sádaba, 2024). Estos factores no operan de manera aislada, sino que interactúan con el entorno familiar, escolar y comunitario, de modo que la funcionalidad familiar puede modular la influencia de los determinantes individuales y sociales sobre el comportamiento alimentario (Escamilla-Gutiérrez et al., 2024).

En Ecuador, las investigaciones sobre conductas alimentarias en adolescentes se han orientado principalmente a la valoración antropométrica y de hábitos alimentarios (Fernández-Soto & Núñez-Barzola, 2023), mientras que la evidencia sobre factores psicosociales proviene de poblaciones específicas, como el estudio de Bravo Freire y Rodríguez Pérez (2025), quienes documentaron una correlación moderada entre adicción a redes sociales y riesgo de trastornos alimentarios en jóvenes vinculados a agencias de modelaje. Son escasas las investigaciones que integran variables familiares, psicológicas y sociales dentro de un mismo modelo analítico, y aún más limitada la evidencia procedente de ciudades intermedias. El cantón Baños de Agua Santa, en la provincia de Tungurahua, constituye un caso de interés: su dinámica económica basada en el turismo, la urbanización acelerada y el acceso masivo a tecnologías digitales configuran un entorno que podría incidir de manera específica en los estilos de vida y en las dinámicas familiares de la población adolescente. No se identificaron investigaciones previas que analicen esta problemática en dicho contexto.

En consecuencia, la presente investigación se orientó a responder la siguiente pregunta: ¿cuál es la prevalencia de conductas alimentarias de riesgo y qué factores se asocian a su presencia en adolescentes escolarizados de Baños de Agua Santa? El objetivo fue determinar la prevalencia de conductas alimentarias de riesgo y los factores asociados a su aparición, con especial atención al papel de la funcionalidad familiar. Se planteó como hipótesis que los adolescentes que perciben menor cohesión familiar presentan mayor probabilidad de desarrollar conductas alimentarias de riesgo, y que el sexo femenino, la mayor edad, la insatisfacción con la imagen corporal, la realización de dietas restrictivas y el uso intensivo de redes sociales incrementan dicha probabilidad.

Materiales y métodos

Diseño

Se realizó un estudio no experimental, observacional, analítico y de corte transversal, orientado a determinar la prevalencia de conductas alimentarias de riesgo y los factores asociados a su presencia en población adolescente escolarizada. El enfoque fue cuantitativo y el alcance correlacional-explicativo, dado que el

análisis no se limitó a describir la asociación entre variables, sino que incorporó modelos multivariados para estimar el efecto ajustado de cada factor.

Población y muestra

La población estuvo conformada por los estudiantes matriculados en una unidad educativa pública del cantón Baños de Agua Santa, provincia de Tungurahua, durante el periodo lectivo 2025-2026. Se aplicó un muestreo no probabilístico por conveniencia, incorporando a los adolescentes de noveno y décimo año de Educación General Básica y de primero y segundo año de Bachillerato General Unificado que cumplieran los criterios de elegibilidad.

Se consideraron como criterios de inclusión: tener entre 13 y 17 años, encontrarse matriculado en los cursos señalados, contar con el consentimiento informado firmado por el padre, madre o representante legal, y otorgar el asentimiento informado de manera voluntaria. Se excluyeron los cuestionarios incompletos y aquellos que presentaran indicadores de respuesta no atenta, definidos a priori como patrón de respuesta idéntico en la totalidad de los ítems de ambos instrumentos, patrón constante en el EAT-26 con una opción de respuesta puntuable internamente contradictorio, dado que el instrumento incluye afirmaciones incompatibles entre sí, y registros duplicados exactos.

El tamaño muestral mínimo se calculó mediante el programa G*Power 3.1.9.7, considerando como análisis principal una regresión logística binaria. Se establecieron los siguientes parámetros: prueba bilateral, odds ratio detectable de 2,5 con base en la magnitud de asociación reportada entre disfunción familiar y trastornos de la conducta alimentaria en población latinoamericana (González-Quiñones et al., 2023), prevalencia esperada del desenlace de 0,25, nivel de significancia de 0,05, potencia estadística de 0,80, distribución binomial del predictor principal con $\pi = 0,35$ y coeficiente de determinación entre predictores de 0,10. El cálculo arrojó un tamaño mínimo de 207 participantes.

Se aplicó el protocolo a 431 adolescentes. Tras la aplicación de los criterios de calidad se excluyeron tres registros, quedando conformada la muestra final por 428 participantes, cifra que duplica el mínimo requerido. La edad media fue de 14,73 años (DE = 1,20), con un rango de 13 a 17 años. El 52,8% correspondió a hombres y el 47,2% a mujeres.

Instrumentos

Ficha sociodemográfica. Instrumento de elaboración propia compuesto por dieciséis reactivos, organizados en cinco bloques: datos personales (edad, sexo, curso, autoidentificación étnica y lugar de residencia), contexto familiar (estructura de convivencia, migración parental y antecedente familiar de problemas alimentarios), percepción de la imagen corporal (percepción del peso y satisfacción con la apariencia física), hábitos relacionados con el peso (actividad física semanal, dieta restrictiva en los últimos doce meses y conductas compensatorias) y uso de redes sociales (horas diarias de exposición y seguimiento de contenidos sobre dietas, fitness o estética corporal).

Los dos reactivos referidos a la percepción del peso y a la satisfacción con la apariencia sustituyeron la medición antropométrica directa. Esta decisión respondió a una consideración ética: en población adolescente con posible sintomatología alimentaria, el procedimiento de pesaje puede intensificar la preocupación por el peso y la insatisfacción corporal, además de introducir un sesgo de reactividad en las respuestas posteriores al instrumento de tamizaje.

Escala de Evaluación de la Adaptabilidad y Cohesión Familiar (FACES III). Desarrollada por Olson, Portner y Lavee (1985) sobre la base del Modelo Circumplejo, evalúa el funcionamiento familiar en dos dimensiones independientes: cohesión, entendida como el vínculo emocional entre los miembros, y adaptabilidad, referida a la capacidad del sistema para modificar reglas y roles. Consta de veinte reactivos con formato Likert de cinco opciones, desde "nunca" hasta "siempre". Los reactivos impares conforman la dimensión de cohesión y los pares la de adaptabilidad, con un rango de 10 a 50 puntos en cada una. Los puntajes se clasifican en cuatro niveles por dimensión: desligada, separada, unida y enredada para cohesión; rígida, estructurada, flexible y caótica para adaptabilidad. La combinación de ambas permite clasificar a las familias como balanceadas, de rango medio o extremas.

En la presente muestra, la consistencia interna del instrumento completo fue buena ($\alpha = 0,843$; IC 95%: 0,821–0,864), al igual que la de la dimensión de cohesión ($\alpha = 0,868$; IC 95%: 0,849–0,886). La dimensión de adaptabilidad presentó una consistencia inferior al umbral recomendado ($\alpha = 0,628$; IC 95%: 0,573–0,678), por lo que sus resultados se interpretan con cautela.

Test de Actitudes Alimentarias (EAT-26). Instrumento de tamizaje desarrollado por Garner, Olmsted, Bohr y Garfinkel (1982) para identificar actitudes y conductas asociadas a los trastornos de la conducta alimentaria. Está conformado por veintiséis reactivos distribuidos en tres dimensiones: dieta, que evalúa la preocupación por el peso y la evitación de alimentos calóricos; bulimia y preocupación por la comida, que explora pensamientos persistentes sobre la alimentación y conductas compensatorias; y control oral, referido al autocontrol en la ingesta y a la presión percibida del entorno.

La corrección se realizó conforme al procedimiento original, asignando tres puntos a la respuesta de mayor frecuencia, dos y uno a las siguientes, y cero al resto de opciones; el reactivo veinticinco se puntuó de manera invertida. El rango total oscila entre 0 y 78 puntos, y una puntuación igual o superior a 20 indica presencia de conductas alimentarias de riesgo y necesidad de evaluación clínica más profunda. El instrumento cuenta con evidencia de validez y utilidad diagnóstica en población hispanohablante (Constaín et al., 2014). La consistencia interna en la presente muestra fue buena para la escala total ($\alpha = 0,852$; IC 95%: 0,831–0,871) y para la dimensión de dieta ($\alpha = 0,834$), mientras que las dimensiones de bulimia ($\alpha = 0,688$) y control oral ($\alpha = 0,501$) mostraron valores inferiores al umbral recomendado.

Procedimiento

Se solicitó autorización formal a las autoridades de la institución educativa, explicando los objetivos, procedimientos y alcances del estudio. Obtenida la aprobación, se coordinó con el Departamento de Consejería Estudiantil la logística de aplicación y el procedimiento de derivación de casos.

Los consentimientos informados fueron entregados a los estudiantes para su firma por parte de los representantes legales, con una semana de anticipación. El día de la aplicación se explicó a cada grupo el propósito del estudio, el carácter voluntario de la participación, el derecho a retirarse en cualquier momento sin consecuencia alguna y el tratamiento confidencial de la información. Se recogió el asentimiento informado de cada adolescente antes de iniciar.

Los instrumentos se administraron de manera colectiva en formato digital, en el horario habitual de clases, con un tiempo estimado de veinte minutos. La aplicación fue supervisada por la investigadora principal. Los datos se registraron de forma anónima, sin recolección de nombres ni identificadores personales.

Consideraciones éticas

La investigación se desarrolló conforme a los principios de la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial, en su versión vigente de 2024 y a las Pautas Éticas Internacionales para la Investigación relacionada con la Salud con Seres Humanos. El protocolo contó con la autorización escrita de la unidad educativa participante (Asociación Médica Mundial [AMM], 2024).

Se obtuvo consentimiento informado firmado por los padres o representantes legales y asentimiento informado de cada adolescente. El tratamiento de los datos se ajustó a lo dispuesto por la Ley Orgánica de Protección de Datos Personales del Ecuador, garantizando el anonimato mediante codificación numérica y el uso exclusivo de la información con fines de investigación (Asamblea Nacional del Ecuador, 2021). Se consideró la protección reforzada que corresponde a los datos relacionados con la salud y a la información sensible.

Se estableció un protocolo de derivación con el Departamento de Consejería Estudiantil, activado para los participantes que obtuvieran una puntuación igual o superior a 20 en el EAT-26 o que reportaran conductas compensatorias de alto riesgo. La derivación se realizó de manera individual y confidencial, con posterioridad a la jornada de aplicación, evitando cualquier señalamiento en el contexto grupal.

Análisis estadístico

El procesamiento de los datos se realizó en Python 3.11 mediante las bibliotecas pandas, NumPy, SciPy, Pingouin y Statsmodels, en el entorno Google Colab.

En primer término, se elaboró un libro de códigos que documentó la definición operacional, el tipo y los valores de cada variable, y se verificó la integridad de la base mediante control de rangos teóricos, valores perdidos y patrones de respuesta.

El análisis descriptivo incluyó frecuencias absolutas y relativas para las variables categóricas, y medidas de tendencia central y dispersión para las cuantitativas. La prevalencia de conductas alimentarias de riesgo se estimó con su intervalo de confianza del 95% mediante el método de Wilson. La consistencia interna de los instrumentos se evaluó con el coeficiente alfa de Cronbach y su intervalo de confianza.

La normalidad de las distribuciones se examinó con la prueba de Shapiro-Wilk. Al no cumplirse el supuesto en ninguna de las variables cuantitativas, las asociaciones entre puntajes se estimaron mediante el coeficiente de correlación de Spearman.

El análisis bivariado se realizó con la prueba de chi-cuadrado de Pearson, complementada con el coeficiente V de Cramer como medida del tamaño del efecto y con el cálculo de odds ratio crudos e intervalos de confianza del 95% por el método de Woolf. Se verificó el cumplimiento del supuesto de frecuencias esperadas y, en las variables que lo incumplieron, se agruparon las categorías de baja frecuencia.

El análisis multivariado se efectuó mediante regresión logística binaria, con la presencia de conductas alimentarias de riesgo como variable dependiente. Se ajustaron dos modelos sucesivos: el primero incorporó las variables sociodemográficas y familiares, y el segundo añadió las variables de imagen corporal y conductas de control de peso. Esta estrategia permitió examinar el comportamiento del efecto de la funcionalidad familiar al controlar por factores más proximales al desenlace. Se reportaron los odds ratio ajustados con sus intervalos de confianza del 95%. La bondad de ajuste se evaluó mediante la prueba de Hosmer-Lemeshow y el coeficiente R^2 de Nagelkerke, y la capacidad discriminativa mediante el área bajo la curva ROC. Se estableció un nivel de significación estadística de $p < 0,05$ en todos los contrastes.

Resultados y discusión

Caracterización de la muestra

La muestra estuvo conformada por 428 adolescentes, con una edad media de 14,73 años ($DE = 1,20$). El 52,8% correspondió a hombres y el 47,2% a mujeres. Respecto al nivel educativo, el 31,5% cursaba noveno año de Educación General Básica, el 32,7% décimo año, el 15,2% primero de Bachillerato y el 20,6% segundo de Bachillerato. El 55,1% residía en zonas rurales o cantones aledaños y el 44,9% en la zona urbana de Baños de Agua Santa.

En cuanto a la estructura familiar, algo más de la mitad de los participantes convivía con ambos padres (51,9%), mientras que el 28,5% lo hacía únicamente con la madre, el 7,2% con familiares de la familia extensa, el 5,6% solo con el padre, el 4,7% en familias reconstituidas y el 2,1% con otros tutores. El 7,5% reportó que al menos uno de sus progenitores residía fuera del país por motivos de trabajo o migración. Respecto al antecedente familiar de problemas alimentarios, el 73,1% respondió negativamente, el 20,8% manifestó desconocerlo y el 6,1% lo confirmó. La Tabla 1 presenta la caracterización completa junto con la prevalencia de conductas alimentarias de riesgo en cada categoría.

Tabla 1: Características de la muestra y prevalencia de conductas alimentarias de riesgo ($n = 428$).

Variable	Categoría	n	%	Con CAR n	Con CAR %	p
Sexo	Hombre	226	52,8	35	15,5	0,003
	Mujer	202	47,2	56	27,7	
Curso	9no EGB	135	31,5	21	15,6	0,052
	10mo EGB	140	32,7	27	19,3	
	1ro BGU	65	15,2	20	30,8	
	2do BGU	88	20,6	23	26,1	

Residencia	Urbana	192	44,9	42	21,9	0,872
	Rural u otro cantón	236	55,1	49	20,8	
	Nuclear	222	51,9	45	20,3	
Estructura familiar	Monoparental materna	122	28,5	22	18	0,189
	Monoparental paterna	24	5,6	8	33,3	
	Reconstituida	20	4,7	3	15	
	Extensa	31	7,2	9	29	
	Otros tutores	9	2,1	4	44,4	
Migración parental	No	396	92,5	83	21	0,754
	Sí	32	7,5	8	25	
Antecedente familiar de TCA	No	313	73,1	49	15,7	<0,001
	Sí	26	6,1	11	42,3	
	No lo sabe	89	20,8	31	34,8	
Cohesión familiar	Desligada	122	28,5	38	31,1	0,001
	Separada	128	29,9	28	21,9	
	Unida	111	25,9	20	18	
	Enredada	67	15,7	5	7,5	
Adaptabilidad familiar	Rígida	38	8,9	6	15,8	0,11
	Estructurada	80	18,7	10	12,5	
	Flexible	128	29,9	32	25	
	Caótica	182	42,5	43	23,6	
Satisfacción con la apariencia	Muy satisfecho	99	23,1	9	9,1	<0,001
	Satisfecho	147	34,3	15	10,2	
	Neutro	121	28,3	35	28,9	
	Insatisfecho	43	10	20	46,5	
Dieta restrictiva (12 meses)	Muy insatisfecho	18	4,2	12	66,7	<0,001
	No	353	82,5	48	13,6	
	Sí	75	17,5	43	57,3	
Conductas compensatorias	Ninguna	265	61,9	21	7,9	<0,001
	Al menos una	163	38,1	70	42,9	
	Menos de 1	41	9,6	3	7,3	
Horas diarias en redes sociales	1 a 2	103	24,1	19	18,4	0,005
	3 a 4	166	38,8	31	18,7	
	5 a 6	60	14	18	30	
	Más de 6	58	13,6	20	34,5	

Nota: CAR = conductas alimentarias de riesgo, definidas por una puntuación ≥ 20 en el EAT-26. El valor p corresponde a la prueba de chi-cuadrado de Pearson.

Prevalencia de conductas alimentarias de riesgo

La prevalencia de conductas alimentarias de riesgo, definida por una puntuación igual o superior a 20 en el EAT-26, alcanzó el 21,3% (IC 95%: 17,6–25,4), correspondiente a 91 de los 428 participantes. La puntuación media del instrumento fue de 13,08 (DE = 10,41), con una distribución asimétrica hacia valores bajos. Por dimensiones, la subescala de dieta presentó la media más elevada ($M = 6,82$; $DE = 6,74$), seguida de control oral ($M = 4,43$; $DE = 3,26$) y bulimia ($M = 1,84$; $DE = 2,69$).

Se identificaron diferencias por sexo: la prevalencia en mujeres fue del 27,7% (IC 95%: 22,0–34,3) frente al 15,5% en hombres (IC 95%: 11,4–20,8), diferencia estadísticamente significativa ($\chi^2 = 8,79$; $p = 0,003$). Este patrón coincide con la evidencia acumulada que señala una razón aproximada de diez mujeres por cada hombre afectado por trastornos de la conducta alimentaria (González-Quñones et al., 2023) y con la constatación de que la insatisfacción corporal, principal antecedente de estas conductas, se manifiesta con mayor intensidad en el género femenino (Canals & Arija-Val, 2022). No obstante, resulta destacable que uno de cada seis varones de la muestra presentara conductas de riesgo, cifra que respalda la necesidad de incluir a la población masculina en los programas de detección, tradicionalmente orientados a mujeres.

Un dato que merece atención particular es el comportamiento de la categoría "no lo sabe" en el antecedente familiar de problemas alimentarios. Los adolescentes que desconocían esta información presentaron una prevalencia del 34,8%, más próxima a la de quienes confirmaron el antecedente (42,3%) que a la de quienes lo negaron (15,7%), con una asociación global significativa ($p < 0,001$). El desconocimiento sobre la historia de salud familiar podría reflejar limitaciones en la comunicación intrafamiliar, dimensión que el Modelo Circumplejo identifica como facilitadora del funcionamiento del sistema (Olson, 2000). Esta interpretación resulta consistente con la descripción del funcionamiento familiar deteriorado como caracterizado por menor comunicación y escasas actividades compartidas (Ruíz et al., 2012).

Funcionamiento familiar

La puntuación media en cohesión familiar fue de 37,86 ($DE = 7,85$) y en adaptabilidad de 27,32 ($DE = 5,61$). Según la clasificación del Modelo Circumplejo, el 28,5% de las familias se ubicó en el nivel desligado, el 29,9% en separado, el 25,9% en unido y el 15,7% en enredado. En la dimensión de adaptabilidad predominó el nivel caótico (42,5%), seguido del flexible (29,9%), estructurado (18,7%) y rígido (8,9%). La combinación de ambas dimensiones ubicó al 25,3% de las familias en la categoría balanceada, al 53,1% en rango medio y al 21,6% en la categoría extrema. La cohesión familiar mostró una correlación negativa y significativa con la puntuación del EAT-26 ($\rho = -0,248$; IC 95%: $-0,330$ a $-0,160$; $p < 0,001$), de magnitud pequeña según los criterios convencionales. La adaptabilidad, en cambio, no presentó asociación significativa ($\rho = 0,047$; $p = 0,329$).

El gradiente observado según el nivel de cohesión resultó consistente, entendiendo que la prevalencia de conductas alimentarias de riesgo descendió progresivamente desde el 31,1% en familias desligadas al 21,9% en separadas, 18,0% en unidas y 7,5% en enredadas ($p = 0,001$). Este resultado matiza parcialmente la predicción del Modelo Circumplejo, según la cual tanto los niveles bajos como los excesivamente altos de

cohesión constituirían configuraciones problemáticas (Olson, 2000). En la presente muestra, las familias clasificadas como enredadas registraron la menor prevalencia del desenlace.

Una explicación plausible remite al contexto sociocultural. En comunidades andinas, la interdependencia familiar y la proximidad emocional intensa constituyen valores culturalmente prescritos, de modo que puntuaciones elevadas en cohesión podrían reflejar patrones de vinculación normativos antes que enmarañamiento disfuncional. Esta lectura coincide con el señalamiento de González-Quñones et al. (2023) respecto a que lo determinante no es la configuración estructural de la familia sino su funcionamiento efectivo, dado que en su estudio la estructura familiar no constituyó por sí sola un factor de riesgo. En la presente investigación, la estructura de convivencia tampoco mostró asociación significativa con el desenlace ($p = 0,189$), lo que refuerza dicha interpretación.

La ausencia de asociación de la adaptabilidad debe interpretarse con reserva, considerando que la consistencia interna de esta dimensión resultó inferior al umbral recomendado ($\alpha = 0,628$). No es posible determinar con los presentes datos si el resultado obedece a una ausencia real de vínculo o a limitaciones psicométricas de la subescala en esta población.

Imagen corporal y conductas de control de peso

La insatisfacción con la apariencia física se asoció de manera robusta con el desenlace. La prevalencia de conductas alimentarias de riesgo aumentó de forma sostenida desde el 9,1% entre quienes se declararon muy satisfechos con su apariencia hasta el 66,7% entre quienes manifestaron insatisfacción severa ($p < 0,001$), con una correlación positiva de magnitud moderada con la puntuación del EAT-26 ($\rho = 0,346$; $p < 0,001$). Este hallazgo coincide con la caracterización de la insatisfacción corporal como el predictor psicológico más consistente de los trastornos alimentarios (Canals & Arija-Val, 2022) y con la evidencia prospectiva que la vincula con el desarrollo de sintomatología bulímica en adolescentes (Perkins & Brausch, 2019).

Respecto a las conductas de control de peso, el 17,5% de los participantes reportó haber realizado alguna dieta estricta durante los últimos doce meses, y el 38,1% informó al menos una conducta compensatoria. Un 5,1% reportó conductas de alto riesgo clínico, incluyendo vómito autoinducido, uso de laxantes o diuréticos y ayunos prolongados. La prevalencia de conductas alimentarias de riesgo entre quienes realizaron dieta restrictiva alcanzó el 57,3%, frente al 13,6% de quienes no lo hicieron ($p < 0,001$); entre quienes reportaron conductas compensatorias fue del 42,9%, frente al 7,9% de quienes no las presentaron ($p < 0,001$).

El uso de redes sociales mostró asimismo una asociación significativa: la prevalencia ascendió del 7,3% entre quienes reportaron menos de una hora diaria de exposición al 34,5% entre quienes superaban las seis horas ($p = 0,005$), con una correlación positiva con la puntuación del EAT-26 ($\rho = 0,190$; $p < 0,001$). Esta relación es coherente con lo documentado en población ecuatoriana por Bravo Freire y Rodríguez Pérez (2025), quienes hallaron una correlación moderada entre adicción a redes sociales y riesgo de trastornos alimentarios, y con el planteamiento de que las plataformas digitales operan como vehículo de exposición continua a ideales corporales que favorecen la comparación social (Sádaba, 2024).

Factores asociados: análisis multivariado

La Tabla 2 presenta los resultados de los dos modelos de regresión logística ajustados:

Tabla 2: Factores asociados a conductas alimentarias de riesgo. Modelos de regresión logística binaria (n = 414).

Factor	Modelo 1 OR	IC 95%	p	Modelo 2 OR	IC 95%	p
Sexo femenino	1,87	1,14–3,07	0,013	1,72	0,96–3,07	0,066
Edad (por año)	1,41	1,15–1,73	0,001	1,26	0,98–1,60	0,066
Cohesión familiar baja	2,28	1,36–3,80	0,002	1,11	0,59–2,07	0,747
Antecedente familiar de TCA	2,44	1,03–5,76	0,042	1,65	0,61–4,45	0,32
Insatisfacción corporal	—	—	—	2,93	1,45–5,91	0,003
Dieta restrictiva	—	—	—	3,54	1,84–6,81	<0,001
Conductas compensatorias	—	—	—	5,07	2,72–9,45	<0,001
Uso intensivo de redes sociales	—	—	—	1,5	0,82–2,76	0,191
R² de Nagelkerke	0,115			0,39		

Nota: OR = odds ratio; IC = intervalo de confianza. Modelo 1: variables sociodemográficas y familiares ($\chi^2 = 32,00$; gl = 4; $p < 0,001$). Modelo 2: incorpora imagen corporal, conductas de control de peso y uso de redes sociales ($\chi^2 = 120,23$; gl = 8; $p < 0,001$; prueba de Hosmer-Lemeshow $\chi^2 = 12,67$; $p = 0,124$; área bajo la curva ROC = 0,831). Cohesión familiar baja corresponde al nivel desligado del FACES III.

En el primer modelo, que incorporó únicamente variables sociodemográficas y familiares, la cohesión familiar baja se asoció significativamente con la presencia de conductas alimentarias de riesgo (OR = 2,28; IC 95%: 1,36–3,80; $p = 0,002$), junto con el antecedente familiar de problemas alimentarios (OR = 2,44; IC 95%: 1,03–5,76; $p = 0,042$), el sexo femenino (OR = 1,87; IC 95%: 1,14–3,07; $p = 0,013$) y la edad (OR = 1,41; IC 95%: 1,15–1,73; $p = 0,001$). Este modelo explicó el 11,5% de la variabilidad del desenlace.

Al incorporar en el segundo modelo la insatisfacción corporal, las conductas de control de peso y el uso de redes sociales, el efecto de la cohesión familiar baja se atenuó un 91,4%, perdiendo significación estadística (OR = 1,11; IC 95%: 0,59–2,07; $p = 0,747$). De manera análoga, el antecedente familiar dejó de resultar significativo (OR = 1,65; IC 95%: 0,61–4,45; $p = 0,320$), y tanto el sexo femenino (OR = 1,72; $p = 0,066$) como la edad (OR = 1,26; $p = 0,066$) se situaron en el límite de la significación.

Los factores que permanecieron significativamente asociados al desenlace fueron las conductas compensatorias (OR = 5,07; IC 95%: 2,72–9,45; $p < 0,001$), la dieta restrictiva durante los últimos doce meses (OR = 3,54; IC 95%: 1,84–6,81; $p < 0,001$) y la insatisfacción con la apariencia física (OR = 2,93; IC 95%: 1,45–5,91; $p = 0,003$). El modelo completo explicó el 39,0% de la variabilidad, con una capacidad discriminativa excelente (área bajo la curva ROC = 0,831) y un ajuste adecuado según la prueba de Hosmer-Lemeshow ($\chi^2 = 12,67$; $p = 0,124$).

Resulta destacable que el uso intensivo de redes sociales, pese a mostrar una asociación significativa en el análisis bivariado, dejara de serlo al incorporarse al modelo ajustado (OR = 1,50; IC 95%: 0,82–2,76; $p =$

0,191). Este comportamiento sugiere que la relación entre exposición a plataformas digitales y conductas alimentarias de riesgo no constituiría un efecto independiente, sino que estaría vinculada a la insatisfacción corporal que dicha exposición favorece. La interpretación es coherente con el planteamiento de que las redes sociales operan como vehículo de internalización de ideales corporales, siendo esta internalización, y no el uso en sí mismo, la que determina el riesgo (Canals & Arijá-Val, 2022; Sádaba, 2024).

El patrón de atenuación observado en la variable familiar sugiere que la influencia del funcionamiento familiar sobre las conductas alimentarias de riesgo no operaría de manera directa, sino a través de variables psicológicas y conductuales más próximas al desenlace. Dicho de otro modo, los adolescentes que perciben menor cohesión en su entorno familiar tenderían a desarrollar mayor insatisfacción con su imagen corporal y a adoptar prácticas de control de peso, y serían estas últimas las que se traducen en conductas alimentarias de riesgo.

Esta interpretación encuentra respaldo en investigaciones previas. Kroplewski et al. (2019) documentaron que la autoestima cumple un papel mediador entre la evaluación del funcionamiento familiar y los trastornos alimentarios, evidenciando que el entorno familiar actúa sobre variables psicológicas intermedias. En una línea convergente, Canals y Arijá-Val (2022) señalan que las presiones sociofamiliares por la delgadez constituyen uno de los determinantes de la insatisfacción corporal, la cual a su vez opera como predictor principal del desenlace. Los resultados obtenidos en el estudio bogotano apuntan en el mismo sentido, dado que el deseo de modificar múltiples partes del propio cuerpo presentó la asociación más fuerte con el riesgo de trastornos alimentarios (OR = 7,3), por encima de cualquier variable familiar (González-Quñones et al., 2023).

Debe subrayarse que el diseño transversal empleado no permite establecer la secuencia temporal entre las variables, requisito indispensable para sostener una inferencia de mediación. Los presentes hallazgos documentan un patrón de atenuación compatible con dicha hipótesis, cuya verificación formal requeriría diseños longitudinales.

Desde una perspectiva aplicada, este resultado tiene implicaciones relevantes. Las intervenciones preventivas centradas exclusivamente en el fortalecimiento del vínculo familiar podrían resultar insuficientes si no abordan simultáneamente la relación del adolescente con su propio cuerpo y las prácticas de control de peso. El hecho de que casi cuatro de cada diez participantes reportaran alguna conducta compensatoria, y que uno de cada veinte informara conductas de alto riesgo clínico, evidencia la necesidad de programas de detección temprana en el ámbito escolar.

Limitaciones

El estudio presenta limitaciones que deben considerarse en la interpretación de sus resultados. En primer lugar, el diseño no experimental – transversal impide establecer relaciones de causalidad o determinar la secuencia temporal entre las variables analizadas. En segundo lugar, el muestreo no probabilístico y la circunscripción a una única institución educativa restringen la generalización de los hallazgos a otras poblaciones adolescentes. En tercer lugar, la información se obtuvo mediante autorreporte, procedimiento susceptible de sesgo de deseabilidad social, particularmente relevante en temáticas vinculadas a la alimentación y la imagen corporal.

Adicionalmente, la consistencia interna de la dimensión de adaptabilidad del FACES III y de las subescalas de bulimia y control oral del EAT-26 resultó inferior al umbral recomendado, lo que limita la interpretación de los resultados correspondientes a estas dimensiones. Finalmente, el EAT-26 constituye un instrumento de tamizaje y no un procedimiento diagnóstico, por lo que las prevalencias reportadas corresponden a riesgo de conductas alimentarias alteradas y no a la presencia confirmada de trastornos de la conducta alimentaria.

Conclusiones

La prevalencia de conductas alimentarias de riesgo en los adolescentes escolarizados de Baños de Agua Santa alcanzó el 21,3%, afectando a uno de cada cinco participantes, con una frecuencia significativamente mayor en mujeres que en hombres. Esta magnitud sitúa el problema como una preocupación sanitaria relevante en el contexto estudiado, para el cual no se disponía de evidencia previa.

La cohesión familiar se asoció de manera inversa con las actitudes alimentarias alteradas, observándose un gradiente sostenido en el que los adolescentes provenientes de familias desligadas presentaron la mayor prevalencia del desenlace y aquellos de familias con vinculación emocional más intensa, la menor. Este patrón matiza la predicción del Modelo Circumplejo respecto al carácter problemático de los niveles extremos de cohesión, y sugiere la necesidad de considerar el significado cultural de la proximidad familiar en contextos andinos. La adaptabilidad familiar, en cambio, no mostró asociación con el desenlace, aunque este resultado debe interpretarse a la luz de la limitada consistencia interna de dicha dimensión en la presente muestra.

El análisis multivariado evidenció que el efecto de la cohesión familiar se atenúa sustancialmente al controlar por la insatisfacción corporal y las conductas de control de peso, hasta perder significación estadística. Los factores más fuertemente asociados a las conductas alimentarias de riesgo fueron las conductas compensatorias, la dieta restrictiva y la insatisfacción con la apariencia física. Estos hallazgos indican que la influencia del entorno familiar no operaría de forma directa sobre el comportamiento alimentario, sino a través de variables psicológicas y conductuales más próximas al desenlace, si bien el diseño transversal empleado no permite confirmar dicha secuencia.

Los resultados tienen implicaciones para el diseño de programas preventivos en el ámbito escolar. Las intervenciones orientadas exclusivamente al fortalecimiento del vínculo familiar podrían resultar insuficientes si no abordan de manera simultánea la relación del adolescente con su propio cuerpo. El hallazgo de que casi cuatro de cada diez participantes reportaran alguna conducta compensatoria, y uno de cada veinte prácticas de alto riesgo clínico, justifica la implementación de estrategias de detección temprana en las instituciones educativas, con participación de los departamentos de consejería estudiantil.

Se recomienda que futuras investigaciones adopten diseños longitudinales que permitan establecer la secuencia temporal entre funcionamiento familiar, imagen corporal y conductas alimentarias, así como incorporar instrumentos específicos de evaluación de la imagen corporal con propiedades psicométricas verificadas en población adolescente ecuatoriana. Resultaría igualmente pertinente ampliar el estudio a otras

instituciones y cantones de la región, con el fin de determinar si los patrones observados se replican en contextos socioculturales distintos.

Agradecimientos

Expreso mi agradecimiento a las autoridades institucionales en turno de la Unidad Educativa del Cantón Baños por autorizar y facilitar el desarrollo de esta investigación, así como a la Coordinadora en turno del Departamento de Consejería Estudiantil por su colaboración en la coordinación logística y en la implementación del protocolo de derivación de casos, se agradece de manera especial a los estudiantes que participaron voluntariamente en el estudio y a sus representantes legales por otorgar el consentimiento correspondiente. Asimismo, se reconoce el apoyo del personal docente por su colaboración en facilitar los espacios de aplicación de los instrumentos.

Referencias

- Asamblea Nacional del Ecuador. (2021). Ley Orgánica de Protección de Datos Personales. Registro Oficial No. 459, Quinto Suplemento. <https://www.registroficial.gob.ec/quinto-suplemento-al-registro-oficial-no-459/>
- sociación Médica Mundial. (2024). Declaración de Helsinki de la AMM: Principios éticos para las investigaciones médicas con participantes humanos. <https://www.wma.net/es/policies-post/declaracion-de-helsinki-de-la-amm-principios-eticos-para-las-investigaciones-medicas-en-seres-humanos/>
- Bravo Freire, M. D., & Rodríguez Pérez, M. L. (2025). Adicción a las redes sociales y riesgo de trastornos de la conducta alimentaria en adolescentes y adultos jóvenes. Revista Ecuatoriana de Psicología, 8(22), 326–342. <https://doi.org/10.33996/repesi.v8i22.199>
- Canals, J., & Arijá-Val, V. (2022). Factores de riesgo y estrategias de prevención en los trastornos de la alimentación. Nutrición Hospitalaria, 39(spe2), 16–26. <https://doi.org/10.20960/nh.04174>
- Constaín, G. A., Ricardo-Ramírez, C., Rodríguez-Gázquez, M. Á., Álvarez-Gómez, M., Marín-Múnera, C., & Agudelo-Acosta, C. (2014). Validez y utilidad diagnóstica de la escala EAT-26 para la evaluación del riesgo de trastornos de la conducta alimentaria en población femenina de Medellín, Colombia. Atención Primaria, 46(6), 283–289. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2013.11.009>
- Cruzat, C. V., Ramírez, P., Melipillán, R., & Marzolo, P. (2008). Trastornos alimentarios y funcionamiento familiar percibido en una muestra de estudiantes secundarias de la Comuna de Concepción, Chile. Psykhe, 17(1), 81–90. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-22282008000100008>
- Escamilla-Gutiérrez, M. L., Cruz-Ramírez, N., Ramos-Hernández, B. K., Ramírez-Reséndiz, R. G., Arrieta-Villarreal, J. L., Guzmán-Saldaña, R., & Bosques-Brugada, L. E. (2024). Conductas alimentarias de riesgo, funcionamiento familiar, prácticas maternas y estilos de crianza en la díada madre-hijo. Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios, 14(1), 65–75. <https://doi.org/10.22201/fesi.20071523e.2024.1.764>

- Fernández-Soto, G., & Núñez-Barzola, J. C. (2023). Antropometría y hábitos alimentarios en adolescentes. *MQRInvestigar*, 7(3), 1425–1439. <https://doi.org/10.56048/MQR20225.7.3.2023.1425-1439>
- Garner, D. M., Olmsted, M. P., Bohr, Y., & Garfinkel, P. E. (1982). The Eating Attitudes Test: Psychometric features and clinical correlates. *Psychological Medicine*, 12(4), 871–878. <https://doi.org/10.1017/S0033291700049163>
- González-Quinones, J. C., Morales-Méndez, S. P., Calderón-Gutiérrez, S. P., Espinosa-Tafur, Y. M., Arias-Torres, S. J., Cely Ortégón, D. F., Pinilla-Fonseca, V. E., & Pinzón, J. A. (2023). Relación entre trastornos de conducta alimentaria, familia e ideación suicida en adolescentes escolarizados de Bogotá. *Revista de Salud Pública*, 25(4), 97129. <https://doi.org/10.15446/rsap.V25n4.97129>
- Kroplewski, Z., Szcześniak, M., Furmańska, J., & Gójska, A. (2019). Assessment of family functioning and eating disorders: The mediating role of self-esteem. *Frontiers in Psychology*, 10, 921. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00921>
- Minuchin, S., Rosman, B. L., & Baker, L. (1978). *Psychosomatic families: Anorexia nervosa in context*. Harvard University Press.
- Olson, D. H. (2000). Circumplex Model of Marital and Family Systems. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 144–167. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.00144>
- Olson, D. H., Portner, J., & Lavee, Y. (1985). *FACES III: Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scales*. Family Social Science, University of Minnesota.
- Perkins, N. M., & Brausch, A. M. (2019). Body dissatisfaction and symptoms of bulimia nervosa prospectively predict suicide ideation in adolescents. *International Journal of Eating Disorders*, 52(8), 941–949. <https://doi.org/10.1002/eat.23113>
- Ruíz, A., Vásquez, R., Mancilla, J., Lucio, M. E., & Aizpuru, A. (2012). Funcionamiento familiar en población clínica y población con riesgo de trastornos alimentarios. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 3(2), 121–132. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=425741618005>
- Sádaba, C. (2024). Redes sociales, adolescencia y trastornos de la conducta alimentaria: la necesidad de una mirada comprehensiva. *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 47(1). <https://doi.org/10.23938/ASSN.1075>
- Unikel-Santoncini, C., Bojórquez-Chapela, I., & Carreño-García, S. (2004). Validación de un cuestionario breve para medir conductas alimentarias de riesgo. *Salud Pública de México*, 46(6), 509–515. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0036-36342004000600005&lng=es&tlng=es.